

ANDRZEJ ŻARNECKI

*Zakład Genetyki Stosowanej WSR w Krakowie*

## ANALIZA DYSKRYMINACYJNA W ZASTOSOWANIU DO BADAŃ NAD DYMORFIZMEM PŁCIOWYM U ŚWIŃ RÓŻNYCH RAS \*

### Wstęp

Analiza dyskryminacyjna pozwala określić, do jakiej grupy należy obiekt, którego przynależności nie znamy, jeżeli tylko możemy pomierzyć jego cechy. Równocześnie, obok klasyfikacji, analiza służy do określenia odległości między grupami wzorcowymi w przestrzeni wielowymiarowej (pod względem wielu cech). Ten ostatni dział, zwany czasem topologią dyskryminacyjną, szczególnie rozwinęła hinduska szkoła statystyczna. Z analizą dyskryminacyjną jest ściśle związana metoda „zgeneralizowanej odległości” (generalized distance) Mahalanobisa (20).

Wzorcowe metody dyskryminacyjne nie były dotychczas stosowane w naukach przyrodniczych na szerszą skalę. Przyczyną tego stanu rzeczy, przy wielkiej ilości problemów klasyfikacyjnych, opartych o cechy ilościowe, jest prawdopodobnie z jednej strony rozbudowany aparat matematyczny metod taksonomii wzorcowej, z drugiej strony duża ilość rachunków konieczna przy ich stosowaniu, rosnąca z dodaniem każdej następnej cechy w przybliżeniu w stosunku sześciennym.

Dotychczas stosowano je przy rozwiązywaniu zagadnień taksonomicznych w systematyce roślin (Fisher, 9), w antropologii (Maung, 21, Olekiewicz, 22), w psychometrii (Travers, 36), (Rao, 28), w genetyce (Weber, 37).

Warto wspomnieć, że mająca duże znaczenie dla współczesnej hodowli metoda obliczania indeksów selekcyjnych opiera się na przystosowanej w tym celu funkcji dyskryminacyjnej przez Fairfield Smith (31).

W zootechnice napotkać można wiele zagadnień z dziedziny pochodzenia zwierząt gospodarskich, z dziedziny systematyki, jak również dotyczących bezpośrednio metod hodowlanych, do których analiza dyskryminacyjna może wnieść wiele światła.

W niniejszej pracy zastosowano analizę dyskryminacyjną do określenia wielkości dymorfizmu płciowego ujawniającego się w tuszach tuczni-

---

\*) Praca częściowo dotowana przez Komitet Nauk Zootechnicznych Wydziału V PAN.

ków bekonowych. Badaniami objęto świnię ras wielkiej białej, białej zwisłouchej, puławskiej i grupę rasową świń złotnickich.

Liczni autorzy, m. in. Allen (1), Bennet (3), Bruner (4), Ciomborowski (6), Duniec (7), Johansson (16), Lacy (19), Osińska (23, 24), stwierdzili, że tusze loszek charakteryzują się na ogół mniejszym otłuszczeniem i lepiej rozwiniętym umięśnieniem niż tusze wieprzków i dlatego wartość produkowanych z nich bekonów jest wyższa. Brak jednak szczegółowych analiz, w jakich cechach tusz dymorfizm wyraża się najdobitniej i jakie kombinacje cech najlepiej wyrażają różnice między płciami. Odpowiedzi na te pytania poszukiwać można przez zastosowanie analizy dyskryminacyjnej i spodziewano się, że porównanie wyników dyskryminacji przeprowadzonej na czterech rasach, różniących się stopniem udoskonalenia i typem użytkowym, może wskazać na związek między rasą a wielkością dymorfizmu.

Najlepsze tusze mięsne (bekonowe) uzyskuje się z tuczników ras charakteryzujących się dużymi wymiarami ciała zwierząt dorosłych i stosunkowo późnym kończeniem rozwoju somatycznego (wzrostu). Rasy takie, to jest rasy odznaczające się późnym dojrzewaniem somatycznym i wysokimi dziennymi przyrostami, pozostającymi w związku z rozmiarami zwierząt dorosłych, zalicza Kielanowski (17) do „mięsnego typu użytkowego”. Charakterystyczny jest fakt zaobserwowany przez Hammonda (14), a następnie przez wielu innych autorów, że pod względem budowy oraz stosunku mięsa do tłuszczu (i kości) tuczniaki bekonowe przypominają świnię ras wcześniej dojrzewających, jak np. średnie białe angielskie, berkszyry dawnego typu, dawne puławskie, o znacznie niższej wadze żywej i w młodszym wieku. Tuczniaki bekonowe w momencie uboju są więc jeszcze mało zaawansowane w rozwoju — infantylne. Dojrzewanie płciowe zresztą, jak się zdaje, przebiega równolegle z dojrzewaniem somatycznym, jak tego dowodzi praca Rajchla (26), który stwierdził, że 27% maciorek rasy wielkiej białej przy wadze bekonowej nie osiągnęło jeszcze dojrzałości płciowej.

Można by więc przypuścić, że dymorfizm płciowy słabiej będzie się wyrażał w tuszach tuczników ras bardziej udoskonalonych w kierunku użyteczności mięsnej (bekonowej) niż mniej udoskonalonych. Z drugiej strony w powstaniu ras mięsnych, odznaczających się z reguły wielkimi wymiarami ciała, większy udział mieli przodkowie pochodzący od dzika europejskiego, u którego występuje wyraźny dymorfizm, podczas gdy w powstaniu ras typu „mięsno-tłuszczowego” (wg klasyfikacji Kielanowskiego) większy udział mieli przodkowie pochodzący od dzików azjatyckich, u których dymorfizm płciowy jest mniej jaskrawy.

Poważną trudność w porównaniu ras różniących się między sobą typem użytkowym, np. wielkiej białej z puławską, może stanowić wspom-

niany fakt nierównoległego osiągnięcia przez nie dojrzałości somatycznej. Jak wskazują prace Pilarczyka (25) i Żebrowskiego (40), tusze tuczników puławskich ubijanych w wadze bekonowej są już w znacznym stopniu otłuszczone, co może mieć znaczenie dla charakterystyki dymorfizmu płciowego.

W tej sytuacji można było oczekiwać, że analiza dyskryminacyjna wniesie do tej dziedziny nowe elementy.

### Materiał i metody

#### 1. Charakterystyka materiału.

Badaniem objęto grupy ras wielkiej białej, białej zwisłouchej, złotnickiej i puławskiej, które zostały nadesłane do Stacji KURTCh w latach 1951—1956 (32, 33, 34). W tym okresie nie rozpoczęto jeszcze masowego dolewania krwi duńskiej landrace do pogłowia świń krajowych. Liczebność materiału w rozbięciu na rasy i stacje podaje tabela 1.

Tabela 1

Pochodzenie i liczebność materiału

R a s a	Wielka biała		Biała zwisłoucha		Złotnicka		Puławska		R a z e m		
	Stacja	Płeć ♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
Kołuda Wielka	22	22	20	22	30	29	—	—	72	73	145
Pawłowice	22	22	14	14	18	17	—	—	54	53	107
Chorzelów	21	23	30	30	—	—	42	41	93	94	187
R a z e m	65	67	64	66	48	46	42	41	219	220	439

Liczba skontrolowanych w tych latach tuczników rasy wielkiej białej wynosiła około 1600 sztuk, w związku z czym wylosowano przy pomocy tablicy liczb losowych (Sadowski, 29) po 11 grup (44 szt.) z każdej stacji. Wielkość wylosowanej próby ustalono na poziomie najliczniej — poza wielką białą — reprezentowanej rasy białej zwisłouchej.

Wśród badanych ras typ mięsny, późno dojrzewający, odznaczający się dużymi przyrostami, reprezentują rasy wielka biała i biała zwisłoucha. Świnie złotnickie z tego okresu można zaliczyć do typu przejściowego między typem słoninowym a mięsnym. Wyniki sprawozdań SKURTCh (32, 33, 34, 35) wskazują, że najlepsze rezultaty pod względem użytkowości bekonowej osiągały świnię wielkie białe, nieco gorsze białe zwisłouche. Świnie złotnickie w porównaniu z wymienionymi rasami uważać można za znacznie mniej udoskonalone. Prace nad tymi świniami rozpoczęto stosunkowo niedawno, bo w 1949 r. (Alexandrowicz, 2). Spra-

wozdania SKURTC h z 1956 r. (34) wykazują, że świnia złotnicka, mimo wielu jeszcze wad, w typie użytkowym zbliża się jednak do ras białych.

Typ mięsno-tłuszczowy jest reprezentowany przez świnie puławską. Prace nad tą rasą rozpoczął w okresie międzywojennym Zabielski (38, 39). Zwierzęta objęte badaniami należały jeszcze do starego typu, odznaczającego się wczesnością dojrzewania i dość znacznym otłuszczeniem. Już przy wadze 90 kg zatuczały się tak dalece, że tucz stawał się nieopłacalny (Kossakowski, 18). Janicki i Osińska (15) podkreślają, że świnie tego typu cechowała gruba warstwa słoniny, mała powierzchnia oka poledwicy i krótkość tusz.

Do przeprowadzenia analizy dyskryminacyjnej został wybrany zespół 8 cech, dobrze charakteryzujących jakość rzeźną tusz bekonowych:

- 1) długość środkowa tuszy (cm);
- 2) średnica z pięciu pomiarów grubości słoniny (cm);
- 3) powierzchnia oka poledwicy (cm<sup>2</sup>);
- 4) waga szynki (kg);
- 5) waga przodu — karkówka + łopatka (kg);
- 6) waga głowy (kg);
- 7) procent tłuszczu w poledwicy (%);
- 8) wydajność rzeźna zimna (%).

W wyborze cech diagnostycznych kierowano się również różnicowaniem ich wartości zależnie od płci.

## 2. Opis metody

W niniejszej pracy zastosowano liniową funkcję dyskryminacyjną R. A. Fishera (9,10,11) w ujęciu Olekiewicza (22). Kombinacja liniowa (funkcja) cech przybiera postać równania

$$\chi = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k$$

w którym wagi  $a_i$  należy tak wyznaczyć, aby kombinacja z dyskryminowała najlepiej dwie dane populacje (grupy).

Najlepiej dyskryminujące czyli optymalne układy wag można otrzymać przy pomocy trzech sposobów (Olekiewicz, 22).

Posłużono się pierwszym sposobem znajdowania układów wag  $a_i$  polegającym na zmaksymizowaniu stosunku wariancji międzygrupowej  $s_m^2$  do wariancji wewnątrzgrupowej (resztowej)  $s_e^2$  kombinacji liniowej  $\chi$ .

Zmaksymizowanie tego stosunku, tj. przyrównanie pochodnych cząstkowych do zera, prowadzi do układu równań normalnych:

$$\begin{aligned} a_1 S'_{11} + a_2 S'_{12} + \dots + a_k S'_{1k} &= d_1 \\ a_2 S'_{21} + a_2 S'_{22} + \dots + a_k S'_{2k} &= d_2 \end{aligned} \tag{1}$$

$$a_1 S'_{k1} + a_2 S'_{k2} + \dots + a_k S'_{kk} = d_k$$

gdzie  $S'_{ij}$  jest sumą iloczynów mieszanych jeśli  $i \neq j$   
sumą kwadratów odchyłeń jeśli  $i = j$

Tabela 2

Średnie arytmetyczne cech ( $\bar{x}$ ) i odchylenia standardowe (s)

Nr cechy	R a s a	Wielka biała			Biała zwisłoucha			Złotnicka			Puławska						
		P ł e ć	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀					
			$\bar{x}$	S	$\bar{x}$	S	$\bar{x}$	S	$\bar{x}$	S	$\bar{x}$	S					
1	Długość w cm	74,99**	1,57	75,69**	1,81	75,12**	1,67	76,06**	1,89	75,20	2,14	75,77	2,06	72,05	2,42	71,85	2,99
		3,65**	0,40	3,32**	0,36	3,90**	0,41	3,63**	0,39	4,06**	0,54	3,74**	0,38	4,37	0,52	4,27	0,57
2	Średnia z 5 pomia- miarów słoniny w cm	28,71**	3,42	33,16**	3,92	29,82**	3,62	32,94**	3,69	28,01**	3,31	30,97**	4,29	28,30**	3,49	30,86**	4,14
		7,92**	0,33	8,10**	0,39	7,67**	0,36	7,91**	0,33	7,51**	0,36	7,83**	0,35	7,31**	0,37	7,53**	0,38
3	Ciężar szynki w kg	1,93	0,17	1,97	0,14	2,40	0,19	2,39	0,16	1,98	0,18	2,03	0,24	1,98*	0,21	1,90*	0,18
		9,35	0,35	9,49	0,42	9,33	0,41	9,44	0,38	9,16	0,43	9,02	0,44	9,49	0,50	9,36	0,49
4	Ciężar przodu w kg	1,45**	0,68	1,10**	0,44	2,30	1,06	2,00	1,27	2,87**	1,08	2,02**	1,00	2,69*	1,14	2,23*	0,99
		81,38	1,53	81,41	1,25	81,14	1,51	80,87	1,31	81,93**	1,20	81,05**	1,25	82,70	1,36	82,67	1,20

U w a g a : średnie arytmetyczne, pomiędzy którymi w obrębie ras zachodzą istotne różnice (obliczone testem „t”), zaznaczono:  
\* — istotne na poziomie  $P \leq 0,05$  \*\* — istotne na poziomie  $P \leq 0,01$

gdzie  $d_i = \bar{x}_{i1} - \bar{x}_{i2}$  jest różnicą średnich arytmetycznych pomiarów i tej cechy odpowiednio w grupie pierwszej i drugiej.

Ponieważ materiał obejmujący trzy rasy pochodził z różnych stacji, resztowe sumy kwadratów odchyłeń i sumy iloczynów mieszanych dla każdej cechy z każdą otrzymano z najniższego piętra analizy wariancji w układzie hierarchicznym czyli w obrębie stacji i płci.

Rozwiązanie układu równań przybiera postać:

$$a_i = \sum_{j=1}^k d_j S'_{ij} \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (2)$$

Jako miarę siły dyskryminacyjnej przyjęto wpieryw dla cechy pojedynczej:

$$D_i' = \frac{d_i^2}{S'_{ij}} \quad (3)$$

oraz

$$R_i'^2 = \frac{N_1 N_2 D_i'^2}{N} \quad (4)$$

gdzie  $N = N_1 + N_2$

Stąd można otrzymać  $D^2$  Mahalanobisa, który za miarę siły dyskryminacyjnej przyjął nieobciążoną odległość między populacjami ze względu na daną cechę lub kombinację cech. W przypadku cechy pojedynczej:

$$D_i^2 = \frac{(N - 2)d_i^2}{S'_{ij}} \quad (5)$$

W przypadku, kiedy suma kwadratów odchyłeń lub iloczyn mieszany pochodziły z analizy wariancji zamiast  $(N - 2)$  przyjmowano liczbę stopni swobody dla zmienności resztowej (błędu) i oznaczano ją symbolem  $L$ . Stąd łatwo otrzymać, że

$$D_i^2 = L \cdot D_i'^2 \quad (6)$$

Dla kombinacji dwóch lub więcej cech podane powyżej miary wypadają:

$$D_i^2 = a_1 d_1 + a_2 d_2 + \dots + a_k d_k \quad (7)$$

a odległość Mahalanobisa i  $R'^2$  otrzymuje się analogicznie jak dla cechy pojedynczej:

$$D^2 = L \cdot D'^2 \quad (8)$$

$$R'^2 = \frac{N_1 N_2}{N} D'^2 \quad (9)$$

stąd można otrzymać współczynnik determinacji wielokrotnej, który będzie:

$$R^2 = \frac{R'^2}{1 + R'^2} \quad (10)$$

W pierwszej części pracy zastosowano klasyczną metodę dyskryminacji, w rozwiązaniu której uwzględnia się pełny inwentarz cech. Do rozwiązania układu równań (1) oraz wzrastających z dodaniem każdej cechy następnej do zespołu  $D^2$  posłużono się zmodyfikowaną metodą Rao (27). Metoda ta została opracowana tak, aby można było zastosować maszynę cyfrową UMC-1.<sup>1</sup>

Ustalono dwa warianty kolejności cech, w jakiej następowało rozwiązanie. Wariant pierwszy obejmował cechy w kolejności podanej w charakterystyce materiału. Wariant drugi został rozwiązany dla cech ułożonych według ich indywidualnych sił dyskryminacyjnych otrzymanych z wzoru (4). Drugi wariant, w którym  $D_2^2$  obejmowało trzy najlepsze cechy itd. był zgodny z procedurą, którą zaleca Schultze (30). Proponuje on, aby analizę dyskryminacyjną rozpoczynać od uwzględnienia cech mających największą wartość diagnostyczną. Ponieważ siła dyskryminacyjna cechy w zespole zależy od tego, z jakimi innymi cechami utworzyła kombinacje, metoda klasyczna umożliwiła prześledzenie znaczenia cech tylko w dwóch kolejnościach, z możliwych  $k!$  (przy  $k = 8$  cech,  $k = 40$  320).

W związku z tym wzorując się na metodzie sekwencyjnej Olekiewicza (22) obliczono według podanych już wzorów siły dyskryminacyjne wszystkich możliwych par i trójek cech, jakie mogły powstać z inwentarza ośmiu cech. Rozwiązania tych układów otrzymano przy użyciu maszyny cyfrowej UMC-1, uzyskując dla każdej z czterech ras wg wzoru:

$$\frac{k}{k - m} = \frac{k!}{m! (k - m)!} \quad (11)$$

28 możliwych kombinacji par cech i 56 kombinacji trójek cech.

Dla sprawdzenia istotności siły dyskryminacyjnej opartej o  $k$ -cech posłużono się testem „ $F$ ” o postaci

$$F^\circ = \frac{L - k}{k} \cdot \frac{R^2}{1 - R^2} (V_1 = k, V_2 = L - k) \quad (12)$$

Z postaci tego testu wynika podane przez Olekiewicza stwierdzenie polegające na tym, że zwiększenie liczby cech ( $k$ ) powoduje na ogół wzrost  $R^2$  zmniejszając równocześnie pierwszy człon testu

$\frac{L - k}{k}$  w sposób, który powoduje spadek wielkości  $F^\circ$  często poniżej istotności.

<sup>1</sup> Szczegółową metodę wyliczeń można znaleźć w pracy: A. Żarnecki „Analiza dyskryminacyjna w zastosowaniu do charakterystyki dymorfizmu płciowego u świń różnych ras”. Kraków, 1964, maszynopis WSR.

W analizie przeprowadzonej metodą klasyczną, jak i metodą sekwencyjną, użyto dodatkowo testu „ $F$ ” sprawdzającego, czy siła dyskryminacyjna kombinacji opartej o  $k$ -cech jest w sposób istotny większa od siły dyskryminacyjnej kombinacji mającej  $k - m$  cech.

$$F^{\circ}_{k \cdot k - m} = \frac{L - k}{m} \frac{R^2 - R^2_{k - m}}{1 - R^2} \quad (V_1 = m, V_2 = L - k) \quad (13)$$

Dla porównania, czy współczynniki korelacji wielokrotnej obliczone oddzielnie dla 4 ras różnią się między sobą w sposób istotny, przeprowadzono test ich homogeniczności. Potraktowano je jako pojedyncze współczynniki korelacji transformując na „ $z$ ” (Fisher 12), a następnie zastosowano test  $chi^2$ .

### Wyniki i ich omówienie

Wyniki analizy dyskryminacyjnej w układzie klasycznym podają tabele 4 i 5. Wzrost siły dyskryminacyjnej, wynikający z kolejnego dodawania do zespołu poszczególnych cech pojedynczych według wariantu I, jest stosunkowo wolny, a statystyczna istotność przyrostu siły dyskryminacyjnej kończy się na zespole 3, najwyżej 4 cech.

Rozwiązanie drugie przeprowadzono na zespole cech uporządkowanych według ich indywidualnej siły dyskryminacyjnej czyli wariantu II (tab. 3 i 5). W związku z tym dyskryminanta przybiera na sile pręcej niż w wariacie poprzednim i przyrost siły dyskryminacyjnej badany wzorem (13) przestaje być istotny przy 2, a najdalej 3 cechach w zespole.

W następnym etapie zastosowano metodę sekwencyjną. Pary cech lepsze od najlepszej cechy pojedynczej zamieszczono w tabeli 7. Par takich znaleziono najmniej u rasy wielkiej białej — 7, najwięcej — 11 u świń złotnickich. W tych samych tabelach zamieszczone są trójki cech lepsze od najlepszej pary cech. Najmniej takich trójek znaleziono dla rasy wielkiej białej (6), najwięcej dla rasy złotnickiej (8). Jest charakterystyczne, że najlepsze pary cech ras wielkiej białej i puławskiej składają się z dwóch cech najlepszych indywidualnie. U dwóch pozostałych ras najlepsze pary cech składają się z cechy mającej  $R^2$  najwyższe jako pierwszej, ale jako druga cecha w przypadku świni złotnickiej dochodzi cecha czwarta z kolei, w przypadku, białej zwisłouchej — trzecia z kolei. W skład najlepszych trójek z reguły wchodzi najlepsze pary cech. U rasy wielkiej białej i białej zwisłouchej obie najlepsze trójki składają się z cech, zajmujących pierwsze trzy miejsca ze względu na swą indywidualną siłę dyskryminacyjną. U ras złotnickiej i puławskiej do najlepszej trójki wchodzi: u pierwszej — cecha najlepsza oraz trzecia i czwarta, u drugiej — najlepsza oraz druga i szósta.



Tabela 3

Siła dyskryminacyjna pojedynczych cech

Wielka biała			Biała zwisłoucha			Złotnicka			Puławska		
nr cechy	$D_i^2$	$\frac{R_i^2}{R_i}$	nr cechy	$L_i^2$	$\frac{R_i^2}{R_i}$	nr cechy	$D_i^2$	$\frac{R_i^2}{R_i}$	nr cechy	$D_i^2$	$\frac{R_i^2}{R_i}$
3	1,4144	0,2702 0,520	3	0,7053	0,1560 0,395	4	0,7932	0,1699 0,412	3	0,4456	0,1024 0,320
2	0,7017	0,1552 0,394	4	0,4660	0,1088 0,330	7	0,6485	0,1434 0,379	4	0,3356	0,0792 0,281
4	0,6853	0,1522 0,390	2	0,4430	0,1040 0,322	3	0,5931	0,1328 0,364	7	0,1849	0,0452 0,213
7	0,3247	0,0783 0,280	1	0,2363	0,0583 0,241	8	0,5095	0,1162 0,341	5	0,1438	0,0355 0,188
1	0,1625	0,0408 0,202	6	0,0757	0,0194 0,139	2	0,4792	0,1101 0,332	2	0,0359	0,0091 0,095
6	0,1294	0,0328 0,181	7	0,0639	0,0164 0,128	6	0,0998	0,0251 0,158	1	0,0069	0,0018 0,042
5	0,0561	0,0145 0,120	8	0,0351	0,0091 0,095	1	0,0738	0,0186 0,136	6	0,0029	0,0007 0,026
8	0,0006	0,0001 0,010	5	0,0007	0,0002 0,014	5	0,0459	0,0117 0,108	8	0,0003	0,0001 0,010

U w a g a : Numeracja cech jest zgodna z podaną w tabeli 2.

Tabela 4  
*Sukcesywnie wzrastająca siła dyskryminacyjna zespołu cech uporządkowanych według wariantu I*

Rasa nr cechy	Wielka biała			Biała zwiśloucha			Złotnicka			Puławska		
	$L^2$	$R^2$	R	$D^2$	$R^2$	R	$D^2$	$R^2$	R	$D^2$	$R^2$	R
1	0,1625	0,0407	0,202	0,2363	0,0582	0,241	0,0738	0,0186	0,136	0,0069	0,0018	0,042
2	0,7193	0,1584	0,398	0,5068	0,1172	0,342	0,4795	0,1101	0,332	0,0723	0,0181	0,135
3	1,9384	0,3366	0,580	1,1791	0,2359	0,486	1,0044	0,2058	0,454	0,4845	0,1103	0,332
4	2,0980	0,3545	0,595	1,3736	0,2646	0,514	1,5862	0,2904	0,539	0,9662	0,1983	0,445
5	2,1284	0,3578	0,598	1,4417	0,2742	0,524	1,6355	0,2968	0,545	1,1833	0,2325	0,482
6	2,1551	0,3607	0,600	1,4428	0,2743	0,524	1,7627	0,3127	0,559	1,3177	0,2523	0,502
7	2,1556	0,3607	0,601	1,5286	0,2859	0,535	1,8730	0,3259	0,571	1,3587	0,2581	0,508
8	2,1625	0,3615	0,601	1,5753	0,2921	0,540	2,0100	0,3415	0,584	1,4432	0,2698	0,519

U w a g a : numeracja cech w tej tabeli i następnych jest zgodna z podaną w tekście i tabeli 2.

Tabela 5  
Sukcesywnie wzrastająca siła dyskryminacyjna zespołu cech uporządkowanych według wariantu II

nr cechy	Wielka biała			Biała zwisłoucha			Złotnicka			Puławska					
	$D^2$	$R^2$	R	nr cechy	$D^2$	$R^2$	R	nr cechy	$D^2$	$R^2$	R	nr cechy	$D^2$	$R^2$	R
3	1,4144	0,2702	0,520	3	0,7053	0,1559	0,395	4	0,7932	0,1699	0,412	3	0,4456	0,1024	0,320
2	1,9113	0,3335	0,577	4	0,9886	0,2057	0,453	7	1,2664	0,2463	0,496	4	0,6754	0,1474	0,384
4	2,0579	0,3501	0,592	2	1,2795	0,2510	0,501	3	1,4585	0,2734	0,523	7	0,7134	0,1544	0,393
7	2,0669	0,3511	0,592	1	1,2837	0,2516	0,501	8	1,8132	0,3188	0,565	5	0,8178	0,1731	0,416
1	2,1026	0,3550	0,596	6	1,3462	0,2607	0,510	2	1,9245	0,3318	0,576	2	0,8326	0,1757	0,419
6	2,1402	0,3591	0,599	7	1,3691	0,2640	0,514	6	1,9691	0,3369	0,580	1	1,2228	0,2385	0,488
5	2,1557	0,3608	0,601	8	1,4956	0,2815	0,530	1	1,9712	0,3372	0,581	6	1,3587	0,2581	0,508
8	2,1625	0,3615	0,601	5	1,5753	0,2921	0,540	5	2,0100	0,3415	0,584	8	1,4432	0,2698	0,519

Szeregi rozdzielcze siły dyskryminacyjnej pojedynczych cech, par cech lepszych od

R <sup>2</sup>	Wielka biała			Biała zwisłoucha		
	jedynki	pary	trójki	jedynki	pary	trójki
0,35—0,36			234			
0,34—0,35			235			
0,33—0,34		23	123, 236, 237, 238			
0,32—0,33						
0,31—0,32		34				
0,30—0,31						
0,29—0,30		13				
0,28—0,29		35,36				
0,27—0,28	3	37,38				
0,26—0,27						
0,25—0,26						234
0,24—0,25						134
0,23—0,24						123, 235, 237
0,22—0,23					23	236, 238
0,21—0,22						
0,20—0,21					13, 34	
0,19—0,20						
0,18—0,19						
0,17—0,18						
0,16—0,17					24, 38	
0,15—0,16	2,4			3	35, 36, 37	
0,14—0,15						
0,13—0,14						
0,12—0,13						
0,11—0,12						
0,10—0,11					4,2	
0,09—0,10						
0,08—0,09						
0,07—0,08	7					
0,06—0,07						
0,05—0,06					1	
0,04—0,05	1					
0,03—0,04	6					
0,02—0,03						
0,01—0,02	5				6,7	
0,00—0,01	8				8,5	

Tabela 6  
 najlepszej cechy pojedynczej oraz trójek cech lepszych od najlepszej pary cech

Złotnicka			Puławska		
jedynki	pary	trójki	jedynki	pary	trójki
		348, 478 248 234, 247, 346, 458, 468 148			
	48				
	24, 47				
	34, 46				
	23, 38 37, 14, 27				
					134 124, 345
4	45				234, 346, 347 348
7				34	
3				35	
				37	
8,2			3	13, 23, 36, 38, 47	
			4		
			7		
			5		
6					
1,5					
					2, 1, 6, 8

Tabela 7

Pary cech lepsze od najlepszej cechy pojedynczej i istotność  $R^2$  według testu (12)

Wielka biała			Biała zwiśloucha			Złotnicka			Puławska		
Para	$R^2$	F	Para	$R^2$	F	Para	$R^2$	F	Para	$R^2$	F
23	0,3335	62,000	23	0,2237	35,256	48	0,2760	33,923	34	0,1474	13,658
34	0,3100	55,710	34	0,2057	31,594	24	0,2491	29,524	35	0,1296	11,763
13	0,2909	50,869	13	0,2000	30,500	47	0,2463	29,084	37	0,1126	10,024
35	0,2881	50,182	24	0,1668	24,423	46	0,2276	26,225	13	0,2088	9,644
36	0,2812	48,510	38	0,1642	23,968	34	0,2269	26,121	47	0,1078	9,545
37	0,2781	47,769	35	0,1589	23,048	23	0,2058	23,062	38	0,1045	9,219
38	0,2747	46,964	36	0,1589	23,048	38	0,2003	22,292	36	0,1039	9,160
			37	0,1579	22,876	37	0,1980	21,972	23	0,1024	9,012
			14	0,1961				21,270			
			27	0,1930				21,285			
			45	0,1699				18,216			

Wszystkie testy istotne przy  $P \leq 0,005$ .

Wydaje się, że sposób postępowania, jaki proponuje Schultze (30), polegający na budowaniu dyskryminanty z cech uporządkowanych według ich indywidualnych sił dyskryminacyjnych w kolejności od cechy najlepszej do najgorszej, umożliwi w wielu przypadkach szybsze osiągnięcie wymaganego pułapu siły dyskryminacyjnej. Wniosek taki wypływa zarówno z rozwiązania drugiego wariantu metody klasycznej, jak i ze składu najlepszych par i trójek cech uzyskanych metodą sekwencyjną. U wszystkich ras obie cechy składające się na najlepszą parę wykazały przy badaniu testem „t” wysoce istotne różnice między średnimi arytmetycznymi obu płci. Jedynie u rasy puławskiej w najlepszej trójce cech znalazła się cecha (długość tuszy), pod względem której loszki i wieprzki nie różniły się istotnie. W związku z tym nasuwa się możliwość oceny ewentualnych diagnostyczności cech w dyskryminancie, zarówno na podstawie indywidualnych sił dyskryminacyjnych, jak i na podstawie testów „t”. Kolejność cech przy zastosowaniu jednego i drugiego sposobu nie będzie zresztą ulegać zmianie, bowiem:

$$D_i'^2 = t^2 N^2$$

$$D_i^2 = t^2 N^2 L$$

Ponieważ wyliczanie wspomnianych charakterystyk nie wymaga uprzedniego obliczania iloczynów mieszanych każdej cechy z każdą, metoda taka, pomimo że nie gwarantuje wyboru najlepszej z możliwych kombinacji cech, wydaje się godna uwagi.

Metoda sekwencyjna w ujęciu Olekiewicza (22) wymaga obliczenia siły dyskryminacyjnej wszystkich par cech i dopiero szukania trójek cech o większej sile dyskryminacyjnej niż siła najlepszej dwójki. W wyniku przeprowadzonej w niniejszej pracy analizy wszystkich możliwych trójek cech, można stwierdzić *a posteriori*, że gdyby zastosowano metodę Olekiewicza w jej niezmienionej postaci, osiągnięto by prawie taki sam rezultat końcowy, prawie wszystkie najlepsze trójki zawierały bowiem w swym składzie najlepszą dwójkę, z wyjątkiem rasy puławskiej, u której do trójki 124 nie weszła żadna najlepsza para cech.

Przeprowadzone według wzoru (12) obliczenia istotności przyrostu siły dyskryminacyjnej (tab. 9 i 10) wykazały w pierwszym rzędzie, że końcowe wyniki dyskryminacji, oparte w metodzie klasycznej o zespoły ośmiu cech, nie są w żadnym przypadku lepsze od siły dyskryminacyjnej najlepszych dwójek i trójek, a jedynie istotnie przewyższają najlepsze cechy pojedyncze. Następnie stwierdzono, że najlepsze pary cech są istotnie lub wysoko istotnie lepsze od najlepszych cech pojedynczych, podobnie trójki cech są istotnie lepsze od cech pojedynczych. Natomiast tylko w jednym przypadku najlepsza trójka okazała się istot-

Tabela 8

Trójki cech lepsze od najlepszej pary cech i istotność  $R^2$  według testu (12)

Wielka biała			Riała zwisłoucha			Złotnicka			Puławska		
Trój- ka	$R^2$	F	Trój- ka	$R^2$	F	Trój- ka	$R^2$	F	Trój- ka	$R^2$	F
234	0,3501	66,248	234	0,2510	40,549	348	0,3027	38,201	134	0,1706	16,044
235	0,3469	65,325	134	0,2435	38,947	478	0,3013	37,948	345	0,1648	15,391
236	0,3399	63,333	123	0,2359	37,356	248	0,2933	36,522	124	0,1647	15,380
123	0,3367	62,425	235	0,2338	36,922	247	0,2899	35,926	347	0,1545	14,253
238	0,3359	62,201	237	0,2307	36,286	234	0,2889	35,752	346	0,1534	14,133
237	0,3336	61,574	236	0,2246	35,048	468	0,2883	35,648	234	0,1503	13,797
			238	0,2237	34,867	458	0,2808	34,358	348	0,1492	13,678
						346	0,2802	34,256			



Tabela 9

Porównywanie między sobą mocy dyskryminacyjnej najlepszych cech pojedynczych,  
par i trójek cech oraz ósemek cech według testu (13)

Wielka biała		Biała zwiśloucha		Złotnicka		Puławska	
Dyskryminanty porównywane	F	Dyskryminanty porównywane	F	Dyskryminanty porównywane	F	Dyskryminanty porównywane	F
$\frac{23}{3}$	11,777***	$\frac{23}{3}$	10,639***	$\frac{48}{4}$	13,043***	$\frac{34}{3}$	4,169*
$\frac{234}{3}$	7,561***	$\frac{234}{3}$	7,673***	$\frac{348}{4}$	8,380***	$\frac{134}{3}$	3,207*
$\frac{12345678}{3}$	2,410*	$\frac{12345678}{3}$	3,189***	$\frac{12345678}{4}$	3,092**	$\frac{12345678}{3}$	2,392*
$\frac{234}{23}$	3,142	$\frac{234}{23}$	4,410*	$\frac{348}{48}$	3,370	$\frac{124}{34}$	2,182
$\frac{12345678}{23}$	0,862	$\frac{12345678}{23}$	1,871	$\frac{12345678}{48}$	1,380	$\frac{12345678}{34}$	2,041
$\frac{12345678}{234}$	0,421	$\frac{12345678}{234}$	1,350	$\frac{12345678}{348}$	1,650	$\frac{12345678}{134}$	1,986

U w a g a: \* —  $P \leq 0,05$ ; \*\* —  $P \leq 0,01$ ; \*\*\* —  $P \leq 0,005$

Tabela 10

Dyskryminanty wykazujące w postępowaniu sekwencyjnym największą siłę dyskryminacyjną

Wielka biała		Biała zwisłoucha		Złotnicka		Puławska	
Dyskryminanta	$R^2$	Dyskryminanta	$R^2$	Dyskryminanta	$R^2$	Dyskryminanta	$R^2$
23	0,3335	234	0,2510	48	0,2760	34	1,1474
34	0,3100						

nie lepsza od najlepszej pary. Omówione wyniki testów istotności wskazują, że pogląd Olekiewicza, który uważa, że do dyskryminanty nie powinny wchodzić więcej niż dwie do trzech cech, znalazł pełne potwierdzenie.

Z tabeli 6 można by wnosić, że u wszystkich ras bardzo łatwo o znalezienie kilku innych par lub trójek, które ewentualnie mogłyby zastąpić najlepsze. Istotnie z tabeli 8 wynika, że rozstęp między najwyższym i najniższym  $R^2$  u najlepszych trójek danej rasy jest bardzo niewielki i waha się od 0,0165 u rasy wielkiej białej do największego u rasy białej zwisłouchej 0,0273. Podejście jednak do zagadnienia zastępstwa jednych kombinacji cech przez inne kombinacje od strony testów istotności wykazuje, zgodnie z tabelą 9, że u rasy wielkiej białej od najlepszej cechy pojedynczej lepsze są dwie pary cech, od których nie jest lepsza ani jedna trójka a nawet ósemka. Wobec tego wzięcie pod uwagę jakiegokolwiek innej pary cech, poza wymienionymi, byłoby krokiem niepotrzebnym, ponieważ wystarczyłoby wzięcie wyłącznie najlepszej cechy pojedynczej.

U pozostałych trzech ras opisany tok postępowania doprowadził do wyodrębnienia dla rasy białej zwisłouchej najlepszej trójki nie mającej zastępstwa, a u ras złotnickiej i puławskiej do wyodrębnienia jednej pary cech nie mającej zastępstwa.

Na takie kształtowanie się wyników wpływa z jednej strony podkreślane przez Olekiewicza zmniejszanie się funkcji testowej  $F^\circ$ . Z drugiej strony wybrane cechy w małym stopniu determinowały płęć i dlatego wiele z nich bez względu na kombinacje, w jakiej się znalazły, nie przynosiły wyraźnego podniesienia współczynnika determinacji wielokrotnej.

### *Charakterystyka dymorfizmu płciowego poszczególnych ras*

#### A. R a s a w i e l k a b i a ł a

Średnie arytmetyczne cech u loszek i wieprzków, średnie odchylenie i istotność różnic między średnimi podaje tabela 2. Obliczone charakte-

rystyki wskazują, że w opracowanym materiale tendencje w kształtowaniu się różnic między płciami są zgodne z wnioskami podawanymi przez bardzo liczną literaturę. Na podstawie wziętych pod uwagę ośmiu cech można stwierdzić, że podobnie jak w badaniach wielu innych autorów, loszki wykazują wyższą jakość tusz pod względem użytkowości rzeźnej. Z prac Charette (5), Freedena (13) i innych można wnioskować, że niższa jakość tusz wieprzków jest wynikiem ich wykastrowania. Kastracja prawdopodobnie m. in. wpływa na zmniejszenie się powierzchni oka poledwicy i zwiększenie zawartości tłuszczu w tuszy.

Między płciami znaleziono przy pomocy testu „*t*” różnice statystycznie istotne w długości tuszy, średniej z 5 pomiarów słoniny, powierzchni oka poledwicy, ciężarze szynki i procencie tłuszczu w poledwicy.

Tabela 3 podaje siłę dyskryminacyjną pojedynczych cech w kolejności od cechy najlepszej do najgorszej. Cechą pojedynczo najsilniej dyskryminującą okazuje się powierzchnia oka poledwicy z  $R^2 = 0,27$ . Miejsce drugie i trzecie z  $R^2 = 0,15$  zajmuje średnia z 5 pomiarów słoniny i ciężar szynki. Pozostałe pięć cech mają  $R^2$  bardzo niskie.

Analiza dyskryminacyjna przeprowadzona sposobem klasycznym w dwóch wariantach kolejności cech doprowadziła do końcowego wyniku  $R^2 = 0,36$ , opartego o osiem cech. Wynik ten aczkolwiek statystycznie wysoko istotny jest niski dla celów dyskryminacji.

Przeprowadzając rozumowanie w kategoriach współczynnika determinacji wielokrotnej, który pomnożony przez 100 ma określać, jaki procent wariacji zmiennej zależnej został określony przez zmienne niezależne, można by powiedzieć, że zaledwie 36% wariacji związanej z płcią zostało określonych przez wybrane cechy. Z rozważań wynika praktyczny wniosek, że w zakresie ośmiu cech wybranych do analizy dyskryminacyjnej dymorfizm płciowy wyraża się w niewielkim stopniu. Może być interesujące, które cechy, lub które ich kombinacje mają największe znaczenie w osiągnięciu końcowego wyniku. Na to pytanie odpowiada analiza sekwencyjna, w wyniku której, jak to opisano poprzednio, można wskazać na dwie pary cech, które w sposób statystycznie istotny przewyższają najlepsze cechy pojedyncze i żadna z trójek nie jest od nich istotnie lepsza. Pierwsza para złożona jest z średniej z pięciu pomiarów słoniny i powierzchni oka poledwicy, druga para z powierzchni oka poledwicy i ciężaru szynki ( $R^2 = 0,33$  i  $0,31$ ). Warto, być może, nadmienić, że we wszystkich najlepszych parach cech powtarza się cecha indywidualnie najlepsza, tzn. powierzchnia oka poledwicy. We wszystkich najlepszych trójkach powtarza się najlepsza para, tzn. średnia z pięciu pomiarów słoniny i powierzchnia oka poledwicy. Wskazuje to, że zarówno indywidualnie, jak i we wszystkich kombinacjach, dymorfizm

płciowy najdobitniej wyrażają powierzchnia oka poledwicy, średnia z pięciu pomiarów słoniny i w nieco słabszym stopniu ciężar szynki.

## B. Rasa biała zwisłoucha

Rasa biała zwisłoucha w okresie, z którego pochodzą materiały, bardzo wyraźnie zbliżała się jakością tuszy do świń wielkiej białej. Tabela 2 wskazuje, że kierunek różnic między średnimi arytmetycznymi u obu płci był podobny jak u rasy wielkiej białej. Świadczy to, że w obrębie tej rasy loszki również wykazują przewagę w jakości rzeźnej tusz.

Różnice statystycznie istotne zachodzą (tabela 2) między długością tuszy, średnią z pięciu pomiarów słoniny, powierzchnią oka poledwicy i ciężarem szynki.

Pod względem indywidualnej siły dyskryminacyjnej (tabela 3) pierwsze miejsce zajmuje powierzchnia oka poledwicy  $R^2 = 0,15$ . Miejsce drugie i trzecie zajmują ciężar szynki i średnia z pięciu pomiarów słoniny ( $R^2 = 0,10$ ). Pozostałe cechy wykazują nikłą siłę dyskryminacyjną.

Końcowy wynik analizy dyskryminacyjnej, opartej o osiem cech (tabela 4 i 5), wynosi  $R^2 = 0,29$ . Na tej podstawie można stwierdzić, że w ośmiu branych pod uwagę cechach w słabym stopniu wyrażony jest dymorfizm płciowy.

Przy pomocy analizy dyskryminacyjnej w układzie sekwencyjnym wyodrębniono osiem par cech lepszych od najlepszej cechy pojedynczej, tj. powierzchni oka poledwicy, z pozostałymi siedmioma cechami oraz jedna para złożona z średniej z pięciu pomiarów słoniny i ciężaru szynki. Do sześciu spośród siedmiu trójek cech lepszych od najlepszej pary weszła najlepsza para, tj. średnia z pięciu pomiarów słoniny z powierzchnią oka poledwicy, tzn. z najlepszej dwójki zostały utworzone wszystkie możliwe kombinacje z pozostałymi sześcioma cechami. Jedna trójka powstała z drugiej pod względem siły dyskryminacyjnej pary, tj. powierzchni oka poledwicy i ciężaru szynki, do których doszła długość tuszy.

Na podstawie przeprowadzonych testów istotności okazało się, że najwłaściwsze w sensie „ekonomiki postępowania” byłoby oparcie dyskryminacji o kombinacje trzech cech a to: średniej z pięciu pomiarów słoniny, powierzchni oka poledwicy i ciężaru szynki dających  $R^2 = 0,25$ . Trójka ta jest istotnie lepsza od najlepszej pary, a nie jest statystycznie gorsza od  $R^2$  otrzymanego z ośmiu cech.

Tak więc jeszcze wyraźniej niż u rasy wielkiej białej nasuwa się wniosek, że największą wartość dla celów dyskryminacji ma kombinacja złożona z średniej z pięciu pomiarów słoniny, powierzchnia oka poledwicy i ciężaru szynki.

Warto podkreślić, że te trzy cechy, powtarzające się w obrębie obu ras o użytkowości bekonowej, są wymienione w pracy Duńca (8) wśród cech, które należy w tej chwili brać między innymi pod uwagę w pracach hodowlano-selekcyjnych nad swinia bekonową. (Duniec bierze pod uwagę ciężar szynki zadniej wyrażony w procentach wyrębów podstawowych a nie w kg jak w naszym opracowaniu).

### C. R a s a z ł o t n i c k a

Świnie grupy rasowej złotnickiej wykazują nieistotne zróżnicowanie w długości tuszy między loszkami a wieprzkami, ponieważ jednak  $0,2 \geq P \geq 0,1$  można sądzić, że zwiększenie wielkości próby pozwoliłoby na udowodnienie, że loszki mają, podobnie jak u już omówionych ras, dłuższe tusze. Różnice statystycznie wysoko istotne stwierdzono w średniej z pięciu pomiarów słoniny, powierzchni oka polędwicy, w ciężarze szynki, w procencie wydajności rzeźnej. Jedyłą cechą, która pod względem istotności różnic kształtuje się odmiennie niż u omówionych już ras, jest wydajność rzeźna w procentach, pod względem której wieprzki złotnickie są lepsze od loszek (tabela 2).

Z tabeli 3 wynika, że pod względem siły dyskryminacyjnej na miejsce pierwsze wysunął się ciężar szynki  $R^2 = 0,17$ . Miejsce następne zajmują: procent tłuszczu w polędwicy  $R^2 = 0,14$ , powierzchnia oka polędwicy  $R^2 = 0,13$ , procent wydajności rzeźnej  $R^2 = 0,12$ , średnia z pięciu pomiarów słoniny  $R^2 = 0,11$ . Pozostałe trzy cechy praktycznie nie mają żadnej siły dyskryminacyjnej.

Podobnie jak u innych ras, niskie  $R^2$  otrzymane dla cech pojedynczych idzie w parze z ogólnie niskim  $R^2$  otrzymanym dla zespołu ośmiu cech i wynoszącym 0,34 (tabela 4 i 5).

Wśród najlepszych jedenastu par cech siedem składa się z ciężaru szynki, czyli cechy indywidualnie najsilniej dyskryminującej z wszystkimi pozostałymi cechami. Osiem trójek lepszych od najlepszej pary cech w pięciu przypadkach składa się z najlepszej pary.

Na podstawie testów „F” wyróżniono z wszystkich możliwych kombinacji parę złożoną z ciężaru szynki i procentu wydajności rzeźnej. Jest ona według kryteriów statystycznych najprzydatniejsza do dyskryminacji, daje bowiem wynik istotnie lepszy od wszystkich innych par, a nie jest od niej lepszy ani wynik żadnej trójki, ani całej ósemki cech (tabela 9).

Grupa rasowa złotnicka wykazuje dymorfizm płciowy tego samego rzędu, co rasy bardziej od niej kulturalnie zaawansowane, jednak szczegółowa analiza pojedynczych cech i ich kombinacji ujawniła różnice, z których najważniejszą wydaje się podniesienie rangi dyskryminacyjnej ciężaru szynki i pojawienie się cechy nie odgrywającej w obrębie ras

białych żadnej roli dyskryminacyjnej, a mianowicie procentu wydajności rzeźnej. Należy jednak wspomnieć, że oprócz dwóch wymienionych cech, zarówno powierzchnia oka poledwicy, jak i średnia z pięciu pomiarów słoniny, stale pojawiają się w składzie najlepszych par i trójek cech.

#### D. R a s a p u ł a w s k a

Świnie rasy puławskiej, które należą do odmiennego typu użytkowego, a mianowicie według klasyfikacji Kielanowskiego (17) do typu tłuszczowo-mięsnego, wykazują w zakresie średnich arytmetycznych znacznie mniejsze różnice między płciami. Tabela 2 wskazuje na statystycznie wysoko istotne różnice w dwóch cechach: w powierzchni oka poledwicy i ciężarze szynki oraz istotne w ciężarze głowy i procencie zawartości tłuszczu w poledwicy. Nie znaleziono istotnych różnic w średniej z pięciu pomiarów słoniny, która u już omówionych ras zajmowała pod względem różnicy pomiędzy płciami poczesne miejsce.

Siła dyskryminacyjna pojedynczych cech, jak widać w tabeli 3, kształtuje się na bardzo niskim poziomie. Końcowy wynik analizy przeprowadzonej sposobem klasycznym wyniósł  $R^2 = 0,27$ .

Analiza sekwencyjna wykazała, że do siedmiu spośród ośmiu najlepszych par weszła najsilniejsza cecha pojedyncza, tj. powierzchnia oka poledwicy. Wśród siedmiu najlepszych trójek do sześciu weszła najlepsza para cech (tabela 7 i 8).

Testem „*F*” wyodrębniono parę złożoną z powierzchni oka poledwicy i ciężaru szynki, która będąc lepsza od cechy indywidualnie najlepszej, nie jest równocześnie gorsza od trójek i całej ósemki. U rasy tej zwraca uwagę wyraźny spadek znaczenia dyskryminacyjnego średniej z pięciu pomiarów słoniny, zarówno jako cechy pojedynczej, jak i jako cechy podnoszącej siłę dyskryminacyjną zespołów cech, do których wchodzi.

#### *Podsumowanie wyników*

Przeprowadzone badania wykazały, że dymorfizm płciowy, wyrażający się w cechach tuczników ubijanych po osiągnięciu około 96 kg żywej wagi, jest w obrębie wszystkich czterech uwzględnionych ras wyraźnie uchwytny, lecz stosunkowo nieznaczny. Innymi słowami, przewidywać można, że przy porównywaniu średnich arytmetycznych wskaźników jakości rzeźnej, gdy tylko liczebność grup będzie dostatecznie wielka, zawsze wykryje się istotne różnice między tuszami wieprzków i loszek. Prawdopodobieństwo trafnego oznaczenia płci na podstawie charakterystyki rzeźnej pojedynczej sztuki będzie natomiast bardzo nikłe.

Być może, że pewien wpływ na otrzymane wyniki dyskryminacji mogły mieć stosunki pokrewieństwa zachodzące między zwierzętami

w obrębie grup i między niektórymi grupami (rodzeństwo i półrodzeństwo). Trudno jednak bez podjęcia specjalnych badań ustalić kierunek i charakter tego wpływu.

Z uwagi na cechy wyróżniające tusze wieprzków i loszek oraz na ich wartość dyskryminacyjną zachodzą pomiędzy badanymi rasami zarówno podobieństwa jak i różnice. Podobieństwa wyrażają się przede wszystkim w fakcie, że w obrębie wszystkich czterech ras stwierdzono w zależności od płci istotne ( $P \leq 0,005$ ) różnice w powierzchni oka poledwicy oraz ciężarze szynki i te same cechy znalazły się pośród wykazujących najwyższą siłę dyskryminacyjną, zarówno pojedynczo, jak i w kombinacji z innymi cechami. Różnice uwidoczniają się najwyraźniej przy porównywaniu rasy puławskiej z trzema pozostałymi rasami. I tak długość tuszy, która w obrębie ras białych i złotnickiej jest większa u loszek niż u wieprzków, w obrębie rasy puławskiej jest u loszek nieco mniejsza (różnica nieistotna) niż u wieprzków. Różnica między średnią grubością słoniny jest w obrębie ras białych i złotnickiej istotna, u świń puławskich zaś znikoma i nieistotna; u świń wielkich białych cecha ta ma stosunkowo dużą wartość dyskryminującą i dość dużą u złotnickich i zwisłouchych, a u puławskich bardzo małą.

Po przeprowadzeniu testów „*F*” na istotność przyrostu siły dyskryminacyjnej zespołów powiększonych o *m* cech dodatkowych otrzymano kombinacje lepsze od kombinacji zawierających mniej cech. U rasy wielkiej białej znaleziono w ten sposób dwie pary cech, u rasy białej zwisłouchej jedną trójkę, a po jednej parze u rasy puławskiej i złotnickiej. Wszystkie te kombinacje składają się z powierzchni oka poledwicy i ciężaru szynki oraz u rasy wielkiej białej i białej zwisłouchej średniej z pięciu pomiarów słoniny, a u świni złotnickiej z procentu wydajności rzeźnej. Jest charakterystyczne, że u świń puławskich średnia z pięciu pomiarów słoniny nie odgrywa przy dyskryminacji prawie żadnej roli, co uwidacznia się najwyraźniej przy rozpatrywaniu najlepszych par i trójek cech.

Zespół czterech końcowych współczynników korelacji wielokrotnej po przeprowadzeniu transformacji na „*z*” i zastosowaniu testu na homogeniczność nie pozwolił na wyciągnięcie wniosku, że wyrażone jako  $R^2$  końcowe wyniki dyskryminacji dla czterech ras różnią się istotnie między sobą. Jednakże przebieg klasycznej analizy dyskryminacyjnej i porównanie wzrostu siły dyskryminacyjnej cech w zależności od zespołu, w jakim się znalazły, zdaje się wskazywać na największe zróżnicowanie na skutek dymorfizmu w obrębie rasy wielkiej białej.

Diagraficzne uporządkowanie pojedynczych cech oraz par i trójek według ich siły dyskryminacyjnej (tabela 6) jeszcze wyraźniej ukazuje, że choć nie stwierdzono statystycznie różnic między rasami, dymorfizm

maleje w kierunku od świń wielkich białych poprzez złotnickie i zwisłouche ku puławskim. Wydaje się, że to uporządkowanie nie jest przypadkowe, i że w każdym razie różnica między rasami wielką białą i puławską jest realna.

Zgodnie z przeprowadzonymi badaniami około 1/3 ogólnej wariancji uwzględnionych cech tuszy przypisana być może różnicom wynikłym z dymorfizmu płciowego. Wielkość tego udziału byłaby stosunkowo słabą podstawą do klasyfikacji. W obrębie ras użytkowanych bekonowo cechy o najwyższej sile dyskryminacyjnej, a mianowicie powierzchnia oka poledwicy, średnia z pięciu pomiarów słoniny i ciężar szynki, to jednak równocześnie cechy, które w najwyższym stopniu decydują o wartości użytkowej tusz. Można więc wyniki badań wyrazić w stwierdzeniu o dużym znaczeniu praktycznym, że około 1/3 wariancji wartości użytkowej tusz bekonowych wynika z różnic wywołanych dymorfizmem płciowym. Powyższe oszacowanie wielkości wpływu płci tuczników na wariancję wartości użytkowej tusz uznane być może za wiarogodne i realne.

W biologicznej interpretacji wyników badań, stosunkowo nieznaczne zróżnicowanie tusz w zależności od płci zdaje się potwierdzać ogólnie znany fakt, że na skutek kastracji następuje pewne zniwelowanie dymorfizmu i pod względem pokroju samce upodabniają się do samic. Cechy o największej sile dyskryminacyjnej zdają się odzwierciedlać raczej zróżnicowanie fizjologiczne niż morfologiczne. I tak większa powierzchnia oka poledwicy oraz większy ciężar szynki (choć tu w grę mogą wchodzić również czynniki morfologiczne) zdaje się świadczyć o intensywniejszym tempie rozwoju umięśnienia loszek, większa długość o intensywniejszym rozwoju kośćca. Większa grubość słoniny u wieprzków jest prawdopodobnie wynikiem ich niższego poziomu przemiany materii i w związku z tym niższego zapotrzebowania bytowego. Różnice te, a szczególnie różnice w tempie wzrostu, zdają się maleć w miarę postępującego dojrzewania somatycznego i dlatego prawdopodobnie dymorfizm jest u świń puławskich najslabiej zaznaczony. Dokładne określenie i scharakteryzowanie czynników leżących u podstaw zaobserwowanego dymorfizmu wymagałoby badań fizjologicznych.

Jeżeli chodzi o stronę metodyczną przeprowadzonych badań, na podkreślenie zasługuje przede wszystkim fakt, że funkcja dyskryminacyjna daje nie tylko możliwość określenia wielkości sumarycznego wpływu na wariancję zasady podziału populacji na jej części składowe, lecz przede wszystkim pozwala dokładnie ocenić wielkość wpływu i znaczenie (siłę dyskryminacyjną) poszczególnych cech i ich kombinacji. Przekonano się, że przez zastosowanie maszyn matematycznych wkład pracy może być



bardzo wydatnie zmniejszony, co powinno przyczynić się do znacznie szerszego niż dotychczas stosowania funkcji dyskryminacyjnej w badaniach zootechnicznych.

\* \*  
\*

Serdecznie dziękuję Panu prof. dr J. Kielanowskiemu za cenne uwagi i życzliwą opiekę w trakcie wykonywania tej pracy. Pragnę również gorąco podziękować Pani prof. dr Z. Osińskiej i Panu prof. dr M. Olekiewiczowi, z których rad i pomocy wiele razy korzystałem.

Dziękuję ponadto doc. dr H. Duńcowi za udostępnienie materiałów SKURTCh.

#### LITERATURA

1. Allen E., Bray R. W., 1963 — *J. Anim. Sci.* 22, 3, 825.
2. Alexandrowicz S., 1952 — *Prace Rolniczo-Leśne PAU Kraków.*
3. Bennet J. A., Coles J. A., 1946 — *Sci. Agric.* 26, 265.
4. Bruner W. H., Cahill V. R., Robison W. L., Wilson R. F., 1958 — *J. Anim. Sci.* 17, 875.
5. Charette L. A., 1959 — *A.B.A.* 27, 887.
6. Ciomborowski A., Lutyńska T., 1962 — *Roczniki Wyższej Szkoły Rolniczej w Poznaniu.* XII. 97—104.
7. Duniec H., 1960 — Korelacje fenotypowe i genetyczne między niektórymi cechami użytkowymi oraz ich wskaźniki odziedziczalności u świń typu mięsnego. Kraków.
8. Duniec H., 1962 — *Sprawozdanie z działalności SKURTCh I.Z. za rok 1961.* Warszawa.
9. Fisher R. A., 1936 — *Ann. Eugen.* VII. 179—188.
10. Fisher R. A., 1938 — *Ann. Eugen.* VIII. 376—386.
11. Fisher R. A., 1940 — *Ann. Eugen.* X. 422—429.
12. Fisher R. A., 1954 — *Statistical Methods for Research Workers*, 12th ed. Edinburgh. Oliver and Boyd, Ltd.
13. Fredeen H. T., Lambroughton D. B., 1956 — *Can. J. Agric. Sci.* 36, 6, 435.
14. Hammond J., 1932 — *J. of the Royal Agric. Soc. of England.* 93.
15. Janicki M. A., Osińska Z., 1952 — *R.N.R.* t. 61.
16. Johansson J., Korkman N., 1950 — *Acta Agric. Scand* 1:1.
17. Kielanowski J., 1951 — *Med. Wet.* 7, 6, 400—404.
18. Kossakowski J., Żebrowski Z., 1959 — *Przegląd Hodowlany.* Nr 8—9. 59—67.
19. Lacy M. D., 1932 — *Record of Proceedings Annual Meeting. American Society of Animal Production.* 354—357.
20. Mahalanobis P. C., 1936 — *Proceedings of the National Institute for Science and Industry.* 12, 49—55.
21. Maung K., 1941 — *Ann. Eugen.* XI. 64—76.
22. Olekiewicz M., 1962 — *Materiały i Prace Antropologiczne.* Nr 61. 5—46.
23. Osińska Z., Kielanowski J., Ziółcka A., 1954 — *R.N.R.* tom 69-B-1.
24. Osińska Z., Kielanowski J., Ziółcka A., 1958 — *R.N.R.* 73-B-1. 23—31.
25. Pilarczyk A., 1962 — *Skład tusz i zmiany w nim zachodzące u tuczników rasy puławskiej przy ciężarze ubojowym 45, 60, 75, 90 kg.* Maszynopis. WSR Kraków.

26. Rajchel J., 1961 — R.N.R. 78-B-1, 1—13.
27. Rao C. R., 1952 — *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*. J. Wiley.
28. Rao C. R., Slater P., 1949 — *British Jour. Psychology. Statistics Section*. 2, 17.
29. Sadowski W., 1957 — *Tablice statystyczne*. Warszawa.
30. Schultz E. F., Goggaus J. F., 1961 — *Agricultural Experiment Station Auburn University. Bull.* 336.
31. Smith Fairfield H., 1936 — *Ann. Eugen. London*. 7, 240.
32. Sprawozdanie z działalności stacji kontroli użytkowości trzody chlewnej Instytutu Zootechniki za okres od roku 1951 do 1954 włącznie. Warszawa 1957.
33. Sprawozdanie z działalności stacji kontroli użytkowości rzeźnej trzody chlewnej Instytutu Zootechniki za rok 1955. Warszawa 1957.
34. Sprawozdanie z działalności stacji kontroli użytkowości rzeźnej trzody chlewnej Instytutu Zootechniki za rok 1956. Kraków 1958. Zeszyt 2.
35. Sprawozdanie z działalności Stacji KURTCh Instytutu Zootechniki. Zeszyt 1. 1957. *Metodyka pracy stacji kontroli użytkowości rzeźnej trzody chlewnej*.
36. Travers R.M.W., 1939 — *Psychometrika*. 4, 25—32.
37. Weber E., 1957 — *Z. Pflanzenzücht.* 38:1—36.
38. Zabielski Z., 1933 — *Pamiętnik PINGW*. t. XIV. Puławy.
39. Zabielski Z., 1939 — *Pamiętnik PINGW*. t. XVII. Puławy.
40. Żebrowski Z., 1962 — R.N.R. 78-B-4. 651—689.