ANNALES
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN – POLONIA
VOL. XXII, 14 SECTIO EE 2004

Katedra Przetwórstwa i Towaroznawstwa Rolniczego
Wydziału Ekonomii Uniwersytetu Rzeszowskiego
Katedra Oceny i Wykorzystania Surowców Zwierzęcych
Wydziału Biologii i Hodowli Zwierząt Akademii Rolniczej w Lublinie

MARIUSZ RUDY, TOMASZ CEBULAK,
ANNA LITWIŃCZUK

Zastosowanie równań regresji zero-jedynkowej do oceny wartości rzeźnej i jakości mięsa mieszańców świń

Use of Zero-Single Equalization Regression in Estimating the Slaughter Value and Meat Quality of Hog Crossbreed

Mięso stanowi jeden z podstawowych artykułów żywnościowych, którego wartość wyznaczają składniki w nim zawarte, w tym przede wszystkim białka i tłuszcz. Ogólnie znaną zasadą jest, że mięso chude zawiera więcej białka, tłuste - mniej. Zróżnicowanie to powoduje, że o ile w mięsie chudym, w zależności od gatunku, zawartość białka wynosi około 20% lub nieco więcej, przy mięsie tłustym jest mniejsza i w krańcowym wypadku może wynosić około 10% (5). Stąd też poszukiwane staje się przede wszystkim mięso chude, zawierające dużo pełnowartościowego białka.

Większość badań prowadzonych z zakresu oceny wartości rzeźnej uwzględnia obliczenia statystyczne, gdyż ułatwiają one interpretację uzyskanych wyników i potwierdzają istniejące zależności. Dzięki takim obliczeniom i wykryciu istniejących prawidłowości można ponadto uprościć metodykę kolejnych badań, gdyż wykazane wcześniej związki pozwalają na analizowanie mniejszej ilości cech. Istnieje wówczas możliwość wyboru oznaczeń łatwych do zbadania i niepociągających dużych nakładów finansowych. W badaniach zootechnicznych i towaroznawczych spotkać można prace dotyczące zależności statystyczno–matematycznych pomiędzy cechami wartości rzeźnej bydła (10), trzody chlewnej (1), owiec (2) oraz koni (11). Jednak wszystkie te prace dotyczą zależności pomiędzy cechami, które dają się określić empirycznie (zmienne ilościowe). Natomiast w niniejszej pracy (stosując równania regresji zero-jedynkowej) prze-

analizowano równoczesny wpływ jednej zmiennej jakościowej (grupa tuczników o niskiej i wysokiej zawartości mięsa w tuszy) i ilościowej (masa przedubojowa) na badaną cechę Y (np.: jedną z cech określających wartość rzeźną lub jakość mięsa).

MATERIAŁ I METODY

Doświadczenie przeprowadzono w ujednoliconych warunkach środowiskowo-żywieniowych (na terenie Tuczarni Trzody Chlewnej Hruszowice) na 300 wieprzkach mieszańcach uzyskanych z kojarzenia loch rasy polskiej białej zwisłouchej knurami ras duroc, hampshire i pietrain. Po zakończeniu tuczu, który trwał do średniej masy ciała wynoszącej około 100–105 kg, zwierzęta przewieziono do Zakładu Mięsnego w Jarosławiu, gdzie po zważeniu zostały poddane ubojowi zgodnie z metodyką obowiązującą w przemyśle mięsnym.

Uzyskane półtusze poddano ocenie wartości rzeźnej, dokonując następujących pomiarów liniowych: długość tuszy do atlasu (duńska), długość środkowa tuszy, szerokość półtuszy, długość szynki, obwód szynki, grubość boczku, grubość słoniny grzbietowej w 5 miejscach: nad łopatką, na grzbiecie za ostatnim kręgiem piersiowym, nad przednią krawędzią przekroju mięśnia pośladkowego (krzyż I), nad środkową krawędzią przekroju mięśnia pośladkowego (krzyż II), nad tylną krawędzią przekroju mięśnia pośladkowego (krzyż III).

Na wiszących półtuszach zmierzono zawartość mięsa w tuszy za pomocą aparatu Ultra-Fom 100. Następnie po upływie 45 minut od momentu uboju oznaczono początkowy odczyn mięsa (pH_1) w mięśniu najdłuższym grzbietu. Kwasowość mięsa mierzono jonometrem mikrokomputerowym CI-316 z elektrodą zespoloną typu ESAgP-307W. Tusze poddawano chłodzeniu przez 24 godziny w temp. 0–4°C, po czym ważono je, ustalając masę tuszy „zimnej", na podstawie której obliczono wskaźnik wydajności rzeźnej „zimnej". Dokonano także pomiaru odczynu mięsa (pH_{24}) w sposób analogiczny jak pH_1. Prawe półtusze poddawano rozbiorowi na części zasadnicze, a szynkę i schab dzielono na elementy tkankowe, które ważono z dokładnością do 0,1 kg.

Z mięśnia najdłuższego grzbietu (*m. longissimus dorsi*), znad ostatnich trzech kręgów piersiowych, pobierano próbkę mięsa do oznaczania właściwości fizykochemicznych, które przeprowadzono w laboratorium Katedry Przetwórstwa i Towaroznawstwa Rolniczego AR w Rzeszowie. Na próbkach określano odczyn mięsa metodą potencjometryczną (wg PN-77/A-82058) po 48, 72, 96 i 120 godzinach od uboju. Barwę oceniano metodą punktową według wzorców barw (1 punkt – mięso jasne; 5 punktów – mięso bardzo ciemne). Marmurkowatość mięsa określano metodą 5 punktową – według wzorców otłuszczenia śródmięśniowego, a kruchość mięsa surowego oznaczano na podstawie siły cięcia przy użyciu szerometru Warnera-Bratzlera (8). Następnie próbkę mięsa mielono trzykrotnie w maszynce do mielenia mięsa o średnicy otworów 4,0 mm, po czym dokonywano pomiaru jasności barwy przy użyciu spektrokolorymetru „Spekol" z przystawką odbiciową R 45/0, przy długości fali 555 nm (3). Wodochłonność mięsa ustalono na podstawie ilości wody wolnej oznaczonej według metody Graua-Hamma w modyfikacji Pohja i Ninivaary (4). Wyciek termiczny określono metodą Walczaka (9), a zawartość wody ogólnej w mięsie oznaczono metodą suszarkową.

W pracy wykorzystano równania regresji wielokrotnej, które są ilościowym opisem zależności zachodzących pomiędzy wieloma cechami (7). Stanowią one analityczny wyraz przyporządkowania średnich wartości zmiennej objaśnianej Y konkretnym wartościom zmiennych objaśniających. Ogólny model regresji wielokrotnej przyjmuje postać:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_k x_{ki} + e_i,$$

Odpowiednikiem empirycznym funkcji będzie równanie regresji o postaci:

$$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + \ldots + b_k x_{ki},$$

gdzie: $b_0, b_1, b_2, \ldots, b_k$ są estymatorami parametrów $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ powyższego modelu, oszacowanymi z próby metodą najmniejszych kwadratów, przy czym $b_1, b_2, \ldots, b_k$ to współczynniki regresji cząstkowej, b_0 jest wyrazem wolnym. Wartość współczynnika regresji cząstkowej b_j wskazuje, o ile średnio zmieni się wartość zmiennej Y, gdy wartość zmiennej x_j wzrośnie o jedną jednostkę, gdyby wartość pozostałych zmiennych x_h ($h = 1,2,\ldots k; h \neq j$) była stała i równa odpowiednim wartościom $\bar{x}_h$.

Chcąc przeanalizować równoczesny wpływ zmiennej ilościowej i jakościowej na badaną cechę Y, zastosowano w pracy model równania regresji zero-jedynkowej (6, 7). W tym celu zwierzęta podzielono na dwie grupy: grupa I – tuczniki o wysokiej zawartości mięsa w tuszy > 50% (r_1 = 150 szt.), grupa II – tuczniki o niskiej zawartości mięsa w tuszy ≤ 50% (r_2 = 150 szt.).

W równaniu regresji jako zmienne objaśniające występuje zmienna ilościowa x oraz zmienna jakościowa z, przy czym ostatnia przyjmuje jedynie wartości zero lub jeden. Analizę rozpoczęto od oszacowania masy schabu. Jako zmienne niezależne przyjęto zmienną ilościową – masę przedubojową i zmienną jakościową – tuczniki o niskiej i wysokiej mięsności: wariant A (grupa I) i wariant B (grupa II). W modelu wariantom A i B cechy jakościowej przyporządkowano zmienne zero-jedynkowe z_1 i z_2.

$$z_1 = \begin{cases} 1 \text{ mamy wariant A} \\ 0 \text{ mamy wariant B} \end{cases}$$

$$z_2 = \begin{cases} 1 \text{ mamy wariant B} \\ 0 \text{ mamy wariant A} \end{cases}$$

Przy takich oznaczeniach np.masa schabu może być zapisana za pomocą regresji liniowej:

$$Y_i = \beta_0 + \beta x_i + \beta_1 z_{1i} + \beta_2 z_{2i} + e_i, \tag{1}$$

gdzie przez Y_i ($i = 1,2,\ldots,n$) oznaczono masę i-tej sztuki tucznika; $\beta_0, \beta, \beta_1, \beta_2$ są stałymi nieznanymi parametrami, liczbę tuczników o wysokiej mięsności oznaczono przez r_1, a tuczniki o niskiej mięsności przez r_2; $r_1 + r_2 = n$.

W zapisie macierzowym model (1) przyjmuje postać:

$$Y = D\beta + E$$

gdzie przez D oznaczono macierz układu, $\beta = [\beta_0, \beta, \beta_1, \beta_2]'$ jest wektorem nieznanych (stałych) parametrów, Y jest losowym wektorem obserwacji, E – losowym wektorem błędu.

$$E(Y) = D\beta$$

Po uporządkowaniu wektora obserwacji ze względu na tuczniki o wysokiej mięsności – A i o niskiej mięsności – B macierz układu D daje się zapisać jako:

$$D = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & 1 & 0 \\ 1 & x_2 & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \cdot & x_{r1} & 1 & 0 \\ \cdot & \cdot & 0 & 1 \\ \cdot & \cdot & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_n & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Ze sposobu zdefiniowania zmiennych zero-jedynkowych wynika, że między tymi zmiennymi zachodzi zależność liniowa o postaci $z_{1i} + z_{2i} = 1$ dla $i = 1,2,...,n$. Ponieważ macierz D^TD jest osobliwa, aby uzyskać jednoznaczne rozwiązanie układu równań normalnych, eliminujemy zmienną z_2 reprezentującą wariant B. Po redukcji zmiennej $z_2 = 1 - z_1$, otrzymujemy:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2 + \beta x_i + (\beta_1 - \beta_2)z_{1i} + e_i,$$

Przyjmując oznaczenia: $\beta_0^* = \beta_0 + \beta_2$ oraz $\beta_1^* = \beta_1 - \beta_2$, otrzymujemy ostateczne równanie:

$$Y_i = \beta_0^* + \beta x_i + \beta_1^* z_{1i} + e_i, \tag{2}$$

lub w zapisie macierzowym:

$$Y = D^*\beta^* + E$$

Układ równań normalnych dla modelu (2) przyjmuje postać

$$D^{*T}D^*\hat{\beta} = D^{*T}Y,$$

gdzie:

$$D = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & 1 & 0 \\ 1 & x_2 & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \cdot & x_{r1} & 1 & 0 \\ \cdot & \cdot & 0 & 1 \\ \cdot & \cdot & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_n & 0 & 1 \end{bmatrix}, \qquad \beta^* = \begin{bmatrix} \beta_0^* \\ \beta \\ \beta_1^* \end{bmatrix}$$

Poszukiwane równanie regresji dla *i*-tej sztuki tuczników wyrażamy jako:

$$\hat{Y}_i = b^*_0 + bx_i + b^*_1 z_{1i},$$

gdzie b^*_0, b, b^*_1 są ocenami parametrów β^*_0, β, β^*_1.

Szczegółowe wyprowadzanie wzorów równania regresji zero-jedynkowej na przykładzie masy łopatki u bydła przedstawiono w pracy Przybysza i Wojnar (6).

W pracy zamieszczono równania tylko dla tych cech (określających wartość rzeźną i jakość mięsa), których udział był statystycznie istotny na poziomie istotności $\alpha \leq 0,05$. Ponadto zamieszczono wartości współczynnika determinacji (R^2) i standardowy błąd estymacji (S_e). Współczynnik determinacji stanowi miarę dopasowania modelu do posiadanego materiału badawczego. Wielkość ta odpowiada na pytanie, w jakim stopniu zmienna Y jest „odtwarzana" przez zmienne niezależne za pomocą zaproponowanego modelu regresji. Współczynnik ten przyjmuje wartości z przedziału (0 ÷ 1), a dopasowanie funkcji regresji do danych empirycznych jest tym lepsze, im wartość R^2 jest bliższa jedności. S_e – określa, jaki jest błąd szacunku zmiennej zależnej przy zastosowaniu danego równania regresji.

Obliczenia wykonano opierając się na programie STATISTICA PL wer. 5.1.

OMÓWIENIE WYNIKÓW

Zgodnie z opisaną metodyką równanie regresji zero-jedynkowej: $\hat{Y} = b_0^* + bx + b_1^* z$, dla masy schabu przyjmuje następującą postać:

$$Y = -2,772 + 0,071\,x + 0,359\,z \quad R^2 = 0,836 \quad S_e = 0,478$$

gdzie: Y – masa schabu, x – masa przedubojowa, a ocenę parametru $b_1^* = 0,359$ należy traktować jako efekt działania zmiennej zero-jedynkowej (z), czyli grupy tuczników o różnej mięsności. Wartość tego parametru informuje nas o tym, że przy tej samej masie przedubojowej schab uzyskany od tuczników o zawartości mięsa w tuszy powyżej 50% (wysoka zawartość mięsa w tuszy) jest przeciętnie cięższy o 0,359 kg od schabu uzyskanego od tuczników o zawartości mięsa w tuszy ≤ 50% (niska zawartość mięsa w tuszy). Otrzymana wartość współczynnika determinacji ($R^2 = 0,836$) świadczy o dość dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych. Miara ta wykazuje, że 83,6% ogólnej zmienności masy schabu zależy od masy przedubojowej i grupy tuczników o różnej mięsności. Przy tym obliczony standardowy błąd estymacji $S_e = 0,478$ mówi o tym, że błąd szacunku masy schabu przy zastosowaniu tego równania będzie wynosił 0,478 kg.

Oprócz masy schabu opisane równanie regresji zero-jedynkowej zostało wykorzystane także do oszacowania innych cech świadczących o wartości rzeźnej i właściwościach fizykochemicznych mięsa wieprzowego, mając istotne znaczenie mięsoznawcze i użytkowe.

Tak więc na podstawie dokonanych wyliczeń należy stwierdzić, że dla udziału schabu w tuszy równanie przyjmuje postać:

$$Y = -8,908 + 0,197\,x + 1,021\,z \quad R^2 = 0,589 \quad S_e = 1,098$$

Z tego wzoru wynika, że udział schabu w tuszy będzie wyższy w grupie tuczników o wysokiej mięsności o 1,021% przy założeniu, że ich masa przedubojowa będzie taka sama jak w grupie tuczników o niskiej mięsności.

Kolejne równanie oszacowano dla masy słoniny:

$$Y = -5{,}583 + 0{,}084\,x - 0{,}488\,z \quad R^2 = 0{,}168 \quad S_e = 0{,}605$$

Wynika z niego, że słonina pochodząca od tuczników o wyższej mięsności będzie lżejsza o 0,488 kg aniżeli słonina uzyskana od tuczników o niskiej mięsności.

Nieco inny wpływ ma grupa tuczników o różnej zawartości mięsa na masę mięsa w wyrębach najcenniejszych:

$$Y = 2{,}496 + 0{,}513\,x + 2{,}772\,z \quad R^2 = 0{,}157 \quad S_e = 1{,}379$$

Masa mięsa w wyrębach najcenniejszych jest zwykle większa o 2,772 kg w grupie tuczników o zawartości mięsa w tuszy powyżej 50% niż w grupie tuczników o mięsności ≤ 50%.

Z kolei dla udziału szynki w tuszy:

$$Y = 50{,}066 - 0{,}246\,x + 0{,}822\,z \quad R^2 = 0{,}114 \quad S_e = 1{,}448$$

Grupa tuczników o wysokiej mięsności będzie posiadała większe wartości tej cechy o 0,822% w porównaniu z udziałem szynki w tuszy wieprzków o niskiej mięsności.

Jednym z ważniejszych pomiarów liniowych służących do szacowania wartości rzeźnej świń jest grubość słoniny grzbietowej. Statystycznie istotne różnice przy zastosowaniu równań regresji zero-jedynkowej stwierdzono dla grubości słoniny nad łopatką, grubości słoniny w punkcie krzyż III, a także dla średniej grubości słoniny grzbietowej z 5 pomiarów. Dla grubości słoniny nad łopatką równanie regresji przyjmuje postać:

$$Y = -2{,}678 + 0{,}068\,x - 0{,}904\,z \quad R^2 = 0{,}618 \quad S_e = 0{,}661$$

Wynika z niego, że słonina nad łopatką będzie grubsza o 0,904 cm w grupie wieprzków o niskiej mięsności aniżeli w grupie o wysokiej mięsności, przy założeniu, że masa przedubojowa w obu grupach będzie taka sama.

Natomiast grubość słoniny w punkcie krzyż III będzie większa o 0,698 cm w grupie tuczników o niskiej mięsności w porównaniu z grupą zwierząt o zawartości mięsa powyżej 50%.

$$Y = -5{,}454 + 0{,}077\,x - 0{,}698\,z \quad R^2 = 0{,}634 \quad S_e = 0{,}564$$

Równanie regresji zero-jedynkowej dla średniej grubości słoniny grzbietowej z 5 pomiarów przyjmuje postać:

$$Y = -2{,}775 + 0{,}054\,x - 0{,}745\,z \quad R^2 = 0{,}692 \quad S_e = 0{,}479$$

Wartość tej cechy będzie większa o 0,745 cm w grupie tuczników o niskiej mięsności aniżeli w grupie wieprzków o wysokiej zawartości mięsa w tuszy.

Z kolei tuczniki o zawartości mięsa w tuszy powyżej 50% będą się charakteryzowały zwykle o 2,139 cm większą długością tuszy (duńska) w porównaniu ze zwierzętami o niskiej mięsności:

$$Y = -60{,}494 + 1{,}524\,x + 2{,}139\,z \qquad R^2 = 0{,}552 \qquad S_e = 4{,}879$$

Dalsze obliczenia przy wykorzystaniu regresji zero-jedynkowej wykazały, że przy tej samej masie przedubojowej grupa tuczników o różnej zawartości mięsa w tuszy (zmienna jakościowa) nie wpłynęła w sposób istotny na pozostałe cechy wartości rzeźnej, a także właściwości fizykochemiczne mięsa trzody chlewnej.

Przeprowadzona analiza jest bardzo istotna z naukowego punktu widzenia, gdyż udowadnia, że wszystkie badania mięsoznawcze, zootechniczne i przyrodnicze powinny być poparte zaawansowanymi metodami statystyczno-matematycznymi, które ukazują i weryfikują wszelkie zależności zachodzące pomiędzy cechami.

WNIOSKI

1. Zastosowane równania regresji zero-jedynkowej wykazały, że od grupy tuczników o zawartości mięsa powyżej 50% w stosunku do grupy wieprzków o niskiej mięsności (przy założeniu, że masa przedubojowa w jednej i drugiej grupie zwierząt jest taka sama) uzyskano wyższe wartości następujących cech: masa schabu o 0,36 kg, udział schabu w tuszy o 1,02%, masa mięsa w wyrębach najcenniejszych o 2,77 kg, udział szynki w tuszy o 0,82%, długość tuszy o 2,14 cm.

2. Grupa świń o niskiej mięsności charakteryzowała się poubojowo większą wartością takich cech, jak: masa słoniny o 0,49 kg, grubość słoniny nad łopatką o 0,90 cm, grubość słoniny w punkcie krzyż III o 0,70 cm i średnia grubość słoniny grzbietowej z 5 pomiarów o 0,74 cm.

PIŚMIENNICTWO

1. Borzuta K., Mąderek R., Mularewicz Z.: Analiza wartości rzeźnej tusz wieprzowych tuczników ze skupu rynkowego. Gosp. Mięs., 3, 22-25, 1986.
2. Kędzior W.: Charakterystyka towaroznawcza mięsa jagnięcego. Rozpr. habil. nr 123, Kraków 1995.
3. Kortz J., Różycka J., Gajewska S.: Methodical aspects of objective colour determination in fresh pork meat. Rocz. Nauk Rol., 90-B-3, 333, 1968.

4. P o h j a M. S., N i n i v a a r a F. P.: Die Bestimung der Wasserbindung des Fleisches mittle der Konstantdruckmethode. Fleischwirtschaft, 9, 193, 1957.
5. P o s p i e c h K., B o r z u t a K.: Cechy surowcowe a jakość mięsa. Roczniki Instytutu Przemysłu Mięsnego i Tłuszczowego, t XXXV, 1, 1998.
6. P r z y b y s z T., W o j n a r J.: Zastosowanie regresji zero-jedynkowej do analizy danych eksperymentalnych. Trzydzieste Colloquium Biometryczne, 321-332, 2000.
7. S t a n i s z A.: Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA PL na przykładach z medycyny. T. II, Kraków.
8. T y s z k i e w i c z S.: 1969. Badania fizycznych właściwości mięsa. WNT, Warszawa, 2000.
9. W a l c z a k Z.: Laboratoryjna metoda oznaczania zawartości galarety w konserwach mięsnych. Rocz. Nauk Rol., 74-B-4, 619, 1959.
10. W o j n a r J., Z i n M.: Statystyczna ocena wartości rzeźnej bydła. Colloquium Biometryczne, t. 27, Lublin 1997.
11. Z i n M., Z n a m i r o w s k a A.: Zastosowanie współczynników korelacji do oceny wartości rzeźnej koni użytkowanych w okresie lata i zimy. Zesz. Tow. Nauk. w Rzeszowie, seria 4, z. 6, 85-96, 1998.

SUMMARY

In attempting to analyze both the influence of quantity (pre-slaughter weight) and quality (a group of porkers displaying low and high carcass meat content) variables on a tested factor Y (e.g., one of the factors determining slaughter value or meat quality) the zero-single equalization regression model was applied. To achieve this goal the animals were divided into two groups: group I – porkers with high carcass' meat content > 50% (r_1 = 150 units.), group II – porkers with low carcass' meat content ≤ 50% (r_2 = 150 units.). The zero-single equalization regression showed that the group of porkers with meat content exceeding 50%, when compared to porker groups with low meat yielding abilities (accepting of course that the pre-slaughter weight of animals in both groups is the same), will attain higher values in such factors as weight of pork joint, percentage content of joint in carcass, mass of meat in valuable falls, percentage content of sirloin in carcass, and carcass length. Hogs with low meat yielding abilities will on the other hand attain higher values in such factors as mass of pork fat, depth of spatula fat, fat depth at point III on the sacrum as well as average depth of dorsal pork fat from 5 measures. The differences for all these qualities between groups were statistically valid at the $\alpha \leq 0.05$ levels.