

OCENA JEDNORODNOŚCI JEDENASTOSKŁADNIKOWEJ MIESZANKI PASZ

Jolanta Królczyk

Katedra Inżynierii Biosystemów, Politechnika Opolska

Streszczenie. Celem pracy była ocena jednorodności paszy dla ptaków składającej się z jedenastu komponentów – ziaren zbóż różniących się wymiarami średnic, gęstościami czy kształtem. Hipotezę badawczą pracy sformułowano następująco: koncentracja poszczególnych komponentów mieszanki jest jednakowa w całej objętości mieszanki pasz. Zakres pracy obejmował przeprowadzenie eksperymentu badawczego w mieszalni pasz, pobór prób podczas procesu workowania z wybranych worków z trzech poziomów worka, określenie zawartości próbek oraz porównanie zawartości próbek pobranych z trzech poziomów. Do oceny jednorodności paszy we wszystkich workach zastosowano jednoczynnikową, wielowymiarową analizę wariancji. Zastosowana metoda pozwoliła na przyjęcie hipotezy badawczej o równomiernym, jednorodnym rozkładzie komponentów w całej objętości mieszanki paszowej.

Słowa kluczowe: mieszanka paszowa, pasza dla ptaków, wielowymiarowa analiza wariancji, jednorodność paszy

Wprowadzenie

Procesy mieszania pasz i dozowania są decydującymi czynnikami technologicznymi wpływającymi na jakość pasz. Proces mieszania materiałów ziarnistych jest skomplikowany i trudny do teoretycznego ujęcia, ponieważ wiele czynników ma wpływ na jego przebieg. Uzyskany efekt zmieszania oraz jego szybkość są funkcjami wielu parametrów charakterystycznych zarówno dla materiału, jak również dla warunków prowadzenia procesu. Często obserwowany jest proces wtórej segregacji (Boss, 1987; Grochowicz, 1996; Ottino i Khakhar, 2000). Prawdopodobnym stanem mieszanki ziarnistej, jaki uzyskuje się po dostatecznie długim okresie mieszania składników o podobnych właściwościach, jest stan losowy. Prawdopodobieństwo znalezienia cząstki określonego komponentu mieszanki jest takie samo we wszystkich punktach tej mieszanki. Jednak w przypadku układów niejednorodnych i wieloskładnikowych, gdzie mamy do czynienia ze znacznymi różnicami gęstości, kształtu czy przeciętnego wymiaru ziaren, opisanie stanu takiej mieszanki należy do podstawowych problemów mieszania (Boss, 1987). Równie ważne jest właściwe próbkowanie, które warunkuje prawidłowe określenie homogeniczności mieszanki (Cullen, 2009; Dau-

mann i Nirschl, 2008). Jednorodność składu mieszanek paszowych ma kluczowe znaczenie we właściwym żywieniu zwierząt. Celem mieszania jest zapewnienie odpowiednich udziałów poszczególnych składników w każdej dozowanej porcji. Rozwój produkcji zwierzęcej uwarunkowany jest produkcją pasz w ogóle, ale racjonalne żywienie zwierząt zależy głównie od odpowiedniego doboru paszy. Zgodnie z nowoczesną technologią produkcji zwierzęcej wymagane jest stosowanie pasz pełnoporcjowych, a więc takich, które zawierają wszystkie składniki pokarmowe niezbędne dla prawidłowego rozwoju zwierząt danego gatunku (Grochowicz, 1999; Jamroz, 2009).

Problem badawczy pracy dotyczył odpowiedzi na pytanie, czy koncentracja poszczególnych komponentów mieszaniny jest jednakowa w całej objętości mieszanki pasz, a zatem, czy mieszanina jest jednorodna.

Cel i zakres pracy

Celem pracy była ocena jednorodności paszy dla ptaków, składającej się z jedenastu komponentów – ziaren zbóż różniących się wymiarami średnic, gęstościami czy kształtem. Hipoteza badawcza pracy brzmi następująco: koncentracja poszczególnych komponentów mieszaniny jest jednakowa w całej objętości mieszanki pasz. O homogeniczności paszy wnioskowano na podstawie prób pobranych w trakcie procesu workowania.

Zakres pracy obejmował przeprowadzenie eksperymentu badawczego dla mieszanki paszowej, składającej się z jedenastu składników i pobór prób podczas procesu workowania z wybranych worków z trzech poziomów worka.

Metodyka badań

Badania eksperymentalne prowadzono na linii mieszania w przemysłowej wytwórni pasz w układzie: mieszalnik, kosz zasypowy i przenośnik oraz przenośnik kubełkowy. Schemat, model, wymiary mieszalnika oraz opis procesu mieszania podano we wcześniejszej pracy autorki (Królczyk, 2011a; Królczyk, 2011b). Skład surowcowy badanej paszy przedstawiono w tabeli 1. Czas mieszania wynosił 30 minut. Masa zasypanych komponentów do mieszalnika wynosiła 2100 kg.

Eksperyment polegał na poborze prób w trakcie workowania w celu określenia jakości paszy z wybranych 10 worków. Masa pojedynczego worka wynosiła 25 kg. Z każdego worka pobierano trzy próby – z trzech poziomów worka nazwanych umownie poziomem dolnym (A), środkowym (B) oraz górnym (C).

Analiza statystyczna polegała na wykorzystaniu metody jednoczynnikowej, wielowymiarowej analizy wariancji do określenia, czy występują istotne statystycznie różnice pomiędzy udziałem procentowym poszczególnych składników dla trzech wysokości poboru prób (A, B, C).

Tabela 1
Skład surowcowy badanych mieszanek paszowych
 Table 1
Composition of the examined compound feed

| Lp. | Nazwa | Udział | | Lp. | Nazwa | Udział | |
|-----|---------------|--------|------|-----|--------------|--------|------|
| | | (%) | (kg) | | | (%) | (kg) |
| 1 | Groch żółty | 24,29 | 510 | 7 | Owies łuszc. | 4,76 | 100 |
| 2 | Sorgo | 15,24 | 320 | 8 | Słonecznik | 4,29 | 90 |
| 3 | Groch zielony | 14,29 | 300 | 9 | Kardi | 3,81 | 80 |
| 4 | Dari | 11,90 | 250 | 10 | Wyka brązowa | 2,38 | 50 |
| 5 | Proso | 8,57 | 180 | 11 | Ryż biały | 2,38 | 50 |
| 6 | Peluszka | 8,10 | 170 | | RAZEM | 100,00 | 2100 |

Wyniki badań

Obliczenia statystyczne wykonano w programie Statistica wersja 10.0 (Statsoft, 2010) oraz SPSS wersja 20. Średnia masa próbek pobranych w eksperymencie wyniosła $277,23 \pm 64,11$ g (N=30). Poniżej zaprezentowano wyniki badań otrzymane dla jednego składnika (tab. 2). W tabeli zaprezentowano wyniki udziału procentowego grochu żółtego otrzymanego dla trzech poziomów poboru prób (A, B, C).

Tabela 2
Udział procentowy grochu żółtego dla trzech poziomów poboru prób
 Table 2
Percentage share of yellow pea for three levels of sampling

| Lp. | Numer próby | Udział procentowy (%) | | |
|-----|-------------|-----------------------|----------|----------|
| | | poziom A | poziom B | poziom C |
| 1 | 4 | 20,8240 | 22,5587 | 23,0136 |
| 2 | 12 | 24,9610 | 22,5417 | 24,4309 |
| 3 | 20 | 20,9809 | 23,1585 | 20,5449 |
| 4 | 28 | 20,6512 | 22,2337 | 22,5918 |
| 5 | 36 | 21,9124 | 21,1070 | 22,1007 |
| 6 | 44 | 22,9109 | 23,9415 | 21,4698 |
| 7 | 52 | 22,1399 | 23,9798 | 23,5519 |
| 8 | 60 | 24,3937 | 25,1670 | 25,3709 |
| 9 | 68 | 22,9724 | 28,5222 | 24,8850 |
| 10 | 76 | 22,1203 | 22,2544 | 24,0355 |

Do oceny jednorodności paszy we wszystkich workach zastosowano jednoczynnikową, wielowymiarową analizę wariancji. Wielowymiarowe metody statystyczne są statystycznymi technikami jednoczesnej analizy danych dotyczących kilku zmiennych, dlatego też metoda ta została użyta do oceny jednorodności mieszanki pasz. Procedurę MANOVA wykorzystujemy do przeprowadzenia testu na różnice między centroidami kilku populacji (Aczel, 2005).

Do obliczeń przyjęto następujące założenia:

1. Każda z r badanych populacji ma wielowymiarowy rozkład normalny.
2. Wszystkie r populacji mają takie same macierze wariancji/kowariancji Σ .

Hipoteza zerowa brzmi:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_r$$

H1: nie wszystkie μ_i ($i=1, 2, \dots, r$) są równe, gdzie:

$$\mu_i = \begin{bmatrix} \mu_{i1} \\ \mu_{i2} \\ \mu_{i3} \\ \vdots \\ \mu_{ik} \end{bmatrix} \quad (1)$$

μ_i = wektor wartości średnich w i -tej populacji dla k badanych zmiennych, czyli centroida i -tej populacji.

Tak więc w odniesieniu do otrzymanych wyników badań $r=3$ (poziomy A, B, C) i $k=11$ (groch żółty, groch zielony, peluszką, sorgo, proso żółte i czerwone, kardi, słonecznik czarny, owies łuszczony, wyka brązowa, ryż biały, dari).

Hipoteza zerowa brzmi:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ Centroidy są równe w r badanych populacjach. Wektory średnich w poszczególnych poziomach A, B, C (poziom pobierania próbki w worku) są jednorodne.

Hipoteza alternatywna brzmi wobec tego:

H1: nie wszystkie wektory μ_i ($i=1, 2, 3$) są równe, a $k=11$ gdzie :

$$\mu_i = \begin{bmatrix} \mu_{i1} \\ \mu_{i2} \\ \mu_{i3} \\ \vdots \\ \mu_{ik} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Wykonano cztery testy statystyczne: ślad Pillaiego, lambda Wilksa, ślad Hotellinga i największy pierwiastek Roy'a (tab. 3).

Tabela 3

Otrzymane wartości istotności p przeprowadzonych testów statystycznych

Table 3

The obtained values of significance p for statistical tests

| Lp. | Rodzaj metody | p |
|-----|------------------------------|-------|
| 1 | Ślad Pillai | 0,453 |
| 2 | Lambda Wilksa | 0,478 |
| 3 | Ślad Hotellinga | 0,507 |
| 4 | Największy pierwiastek Roy'a | 0,196 |

Analiza prawdopodobieństw p (przy $\alpha=0,05$) przedstawionych w tabeli 3 wskazała, iż brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o równości wektorów wartości oczekiwanych. Przyjmujemy więc, że centroidy są równe w badanych populacjach, a więc wektory średnich w poszczególnych poziomach A, B, C (poziom pobierania próbki w worku) można uznać za jednorodne. Można stwierdzić, że mieszanina jest jednorodna (homogeniczna) w swoim składzie i każda z porcji zawiera podobną kompozycję mieszanych komponentów.

Dokonano dalszej analizy statystycznej. Zastosowano jednoczynnikową, jednozmienną analizę wariancji w wersji parametrycznej albo nieparametrycznej, w zależności od spełniania odpowiednich założeń stosowanej metody statystycznej do określenia, czy występują istotne statystycznie różnice pomiędzy udziałem procentowym poszczególnych składników dla trzech wysokości poboru prób (A, B, C). W przypadku stwierdzenia statystycznie istotnych różnic między udziałem procentowym poszczególnych komponentów mieszaniny dla trzech wysokości poboru prób (A, B, C) można uznać, iż mieszanina jest niejednorodna.

Hipoteza zerowa została sformułowana następująco:

$H_0: \mu_1=\mu_2=\mu_3$ Wartości oczekiwane udziału procentowego w poziomach A, B, C prób są równe.

Wobec tego hipoteza alternatywna brzmi:

$H_1: \neg (\mu_1=\mu_2=\mu_3)$ Istnieje co najmniej jeden poziom poboru prób o wartości oczekiwanej udziału procentowego różnej od wartości oczekiwanych w innych poziomach.

Otrzymane wartości prawdopodobieństwa p jednoczynnikowej analizy wariancji zaprezentowano w tabeli 4.

Tabela 4

Wyniki obliczeń poziomu istotności p jednoczynnikowej analizy wariancji

Table 4

The results of significance p of univariate analysis of variance

| Lp. | Nazwa składnika | p | Lp. | Nazwa składnika | p | Lp. | Nazwa składnika | p |
|-----|-----------------|-------|-----|-----------------|-------|-----|-----------------|-------|
| 1 | Groch żółty | 0,317 | 5 | Proso | 0,124 | 9 | Kardi | 0,295 |
| 2 | Sorgo | 0,905 | 6 | Peluszka | 0,087 | 10 | Wyka brązowa | 0,328 |
| 3 | Groch zielony | 0,845 | 7 | Owies łuszc. | 0,146 | 11 | Ryż biały | 0,098 |
| 4 | Dari | 0,767 | 8 | Słonecznik | 0,177 | | | |

Przechodząc do interpretacji wyników przedstawionych w tabeli 4 można stwierdzić, iż brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, a więc średnie wartości udziału procentowego w poziomach A, B, C poboru prób z worka są równe. Oznacza to, iż mieszanina jest jednorodna (homogeniczna) w swoim składzie i każda z porcji zawiera podobną kompozycję mieszanych komponentów.

Wnioski

Koncentracja poszczególnych komponentów mieszanki jest jednakowa w całej objętości mieszanki pasz. O homogeniczności paszy wnioskowano na podstawie prób pobranych w trakcie procesu workowania. W każdym poziomie poboru prób z worków niezależnie od poziomu (dolny, środkowy, górny) koncentracja jest taka sama.

Literatura

- Aczel, A. D. (2005). *Statystyka w zarządzaniu*. Warszawa, PWN, ISBN 83-01-14548-X.
- Boss, J. (1987). *Mieszanie materiałów ziarnistych*. Warszawa-Wrocław, PWN, ISBN 83-01-07058-7.
- Cullen, P. J. (2009). *Food Mixing: Principles and Applications*. Hardcover, Wiley-Blackwell, ISBN 978-1-4051-7754-2.
- Daumann, B. H.; Nirschl, H. (2008). Assessment of the mixing efficiency of solid mixtures by means of image analysis. *Powder Technology*, 182, 415-423.
- Grochowicz, J. (1996). *Technologia produkcji mieszanek paszowych*. Warszawa, Państwowe Wydawnictwo Rolnicze i Leśne, ISBN 83-09-01656-5.
- Grochowicz, J. (1999). *Premiksy i mieszanki skoncentrowane. Składniki, technika produkcji i zastosowanie*. Lublin, Wyd. PAGROS.
- Jamroz, D. (2009). *Żywnienie zwierząt i paszoznawstwo. Tom 1. Fizjologiczne i biochemiczne podstawy żywienia zwierząt*. Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN, ISBN 9788301142766.
- Królczyk, J. (2011a). Analiza zmian jakości wieloskładnikowych mieszanin ziarnistych na linii mieszania w przemysłowej wytwórni pasz. *Inżynieria Rolnicza*, 5(130), 125-133.
- Królczyk, J. (2011b). Określenie efektywnego czasu mieszania z recyrkulacją składników dla dziesięcioskładnikowej mieszanki paszowej. *Inżynieria Rolnicza*, 5(130), 135-141.
- Ottino, J. M.; Khakhar D. V. (2000). Mixing and segregation of granular materials. *Annu. Rev. Fluid Mech*, 2000, 32:55-91.
- StatSoft, Inc. (2011). STATISTICA (data analysis software system), version 10. www.statsoft.com.

EVALUATION OF THE HOMOGENEITY OF THE ELEVEN-COMPONENT FEED MIXTURE

Abstract. The aim of this study was to assess the homogeneity of feed for birds consisting of eleven components - grains varying in dimension, density, and shape. The research hypothesis was formulated as follows: concentration of individual components of the mixture is uniform throughout the volume of the feed mixture. The work included the research experiment, sampling during the bagging of the selected bags from three levels of bags, determining the content of samples and comparing the content of samples taken from three levels. For assessing the feed uniformity in all the bags univariate multivariate analysis of variance was used. The multivariate analysis of variance led to the acceptance of the homogeneous distribution hypothesis of the components in the entire volume of the feed mixture.

Key words: feed mixture, feed for birds, multivariate analysis of variance, fodder homogeneity

Adres do korespondencji:

Jolanta Królczyk; e-mail: j.krolczyk@po.opole.pl

Katedra Inżynierii Biosystemów

Politechnika Opolska

ul. Mikołajczyka 5

45-271 Opole



Dofinansowanie ze środków Wojewódzkiego Funduszu Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej w Opolu