

PORÓWNANIE METOD STATYSTYCZNYCH ZASTOSOWANYCH DO ZBADANIA WPŁYWU NAWOŻENIA AZOTEM NA CECHY WYTRZYMAŁOŚCIOWE ZIARNA ŻYTA

Zofia Hanusz, Joanna Olejnik

Katedra Zastosowań Matematyki i Informatyki, Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

Janusz Laskowski, Adam Zdybel

Katedra Eksplotacji Maszyn Przemysłu Spożywczego, Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

Streszczenie. W pracy zostaną przedstawione dwie różne metody statystyczne do oceny wpływu różnych dawek nawożenia azotem na wybrane cechy wytrzymałościowe ziarna żyta. Pierwsza metoda jest tradycyjną metodą analizy wariancji, natomiast druga jest niestandardową metodą, którą stosuje się do oceny mocy preparatu testowego względem preparatu standardowego. Porównania tych metod dokonamy dla cech fizycznych ziarna żyta odmiany Amilo i Esprit.

Slowa kluczowe: analiza wariancji, względna moc preparatów, nawożenie azotowe, cechy fizyczne ziarna

Wstęp

W inżynierii rolniczej, w celu potwierdzenia przypuszczeń badacza, przeprowadza się eksperymenty, w wyniku których uzyskuje się wyniki liczbowe. W dalszym etapie badań bardzo istotne jest zastosowanie właściwej metody statystycznej, która pozwoli zweryfikować te przypuszczenia. Do tego celu najczęściej wykorzystywane są znane i powszechnie stosowane metody dostępne w pakietach statystycznych. Istnieją także inne metody, niezaimplementowane do pakietów statystycznych, które również można zastosować do analizy wyników. W pracy przedstawimy wyniki zastosowania dwóch metod statystycznych do analizy tych samych danych eksperymentalnych. Pierwsza z nich jest dobrze znaną analizą wariancji, natomiast druga polega na oszacowaniu względnej efektywności preparatów zastosowanych w doświadczeniu w kilku dawkach.

Cel pracy

Główym celem pracy jest porównanie dwóch różnych metod statystycznych wykorzystanych do zbadania efektywności działania nawożenia azotowego na wybrane właściwości wytrzymałościowe ziarna dwóch odmian żyta: populacyjnej Amilo i mieszańcowej Esprit.

Porównania tych metod dokonamy w oparciu o częściowe wyniki uzyskane w doświadczeniu przeprowadzonym w Katedrze Eksploatacji Maszyn Przemysłu Spożywczego, Uniwersytetu Przyrodniczego w Lublinie.

Metodyka badań

Rozważania tej pracy dotyczą analizy statystycznej wyników doświadczenia, przeprowadzonego w celu zbadania wpływu azotu na właściwości ziarna żyta. Ograniczymy się w nich do jednego sposobu nawożenia azotem, stosowanego przedświeśnie w dawkach: 30, 60 i $90 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ oraz czterech badanych cech ziarna: h_1 – odkształcenia do progu wytrzymałości doraźnej [mm], h_2 – odkształcenia do progu zgniecenia ziarna [mm], f_1 – siły dla progu wytrzymałości doraźnej [N] oraz f_2 – siły dla progu zgniecenia ziarna [N]. Analiza statystyczna dotyczy jedynie małego fragmentu wyników eksperymentalnych, które w szerszym zakresie analizowane były w pracach Laskowski i Zdybel [2003] oraz Zdybel [2006]. W pracy zastosujemy dwie metody statystyczne i dokonamy porównania wniosków wypływających z ich zastosowania.

Metoda 1. Zastosowanie analizy wariancji

W tej części przedstawimy wyniki uzyskane dla dwukierunkowej analizy wariancji z interakcją, przeprowadzonej w pakiecie statystycznym SAS. Pierwszy czynnik stanowią odmiany, natomiast drugi czynnik nawożenie. Liczba replikacji dla każdej dawki nawożenia wynosiła 20 ziaren. Analiza wariancji została przeprowadzona dla każdej cechy oddzielnie. Uzyskane wyniki przedstawiono w tabelach 1–4, natomiast istotności różnic pomiędzy średnimi dla porównywanych odmian i dawek nawożeń, obliczone przy wykorzystaniu jednoczesnych przedziałów ufności Tukeya, zestawiono w tabelach 5 i 6. Ponadto, na wykresach zawartych na rysunku 1 przedstawiono zachowanie się przeciętnych wartości badanych cech ziarna dla odmiany Amilo i Esprit.

Tabela 1. Analiza wariancji odkształcenia do progu wytrzymałości doraźnej ziarna
Table 1. Variance analysis for deformation to grain immediate strength threshold

| Źródło zmienności | Stopnie swobody | Suma kwadratów | Średnie kwadraty | Wartość F | Poziom krytyczny |
|-------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------|------------------|
| Odmiana | 1 | 0,0488 | 0,0488 | 18,80 | <,0001 |
| Nawożenie | 2 | 0,2075 | 0,1038 | 39,98 | <,0001 |
| Odmiana*Nawożenie | 2 | 0,0045 | 0,0022 | 0,86 | 0,4263 |
| Błąd | 114 | 0,2959 | 0,0026 | | |
| Całość | 119 | 0,5567 | | | |

Źródło: obliczenia własne autorów

Porównanie metod statystycznych...

Tabela 2. Analiza wariancji odkształcenia do progu zgniecenia ziarna
Table 2. Variance analysis for deformation to grain collapse threshold

| Źródło zmienności | Stopnie swobody | Suma kwadratów | Średnie kwadraty | Wartość F | Poziom krytyczny |
|-------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------|------------------|
| Odmiana | 1 | 0,0110 | 0,0110 | 2,91 | 0,0907 |
| Nawożenie | 2 | 0,0091 | 0,0045 | 1,20 | 0,3059 |
| Odmiana*Nawożenie | 2 | 0,0010 | 0,0005 | 0,13 | 0,8763 |
| Błąd | 114 | 0,4324 | 0,0038 | | |
| Całość | 119 | 0,4535 | | | |

Źródło: obliczenia własne autorów

Tabela 3. Analiza wariancji siły dla progu wytrzymałości doraźnej
Table 3. Force variance analysis for immediate strength threshold

| Źródło zmienności | Stopnie swobody | Suma kwadratów | Średnie kwadraty | Wartość F | Poziom krytyczny |
|-------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------|------------------|
| Odmiana | 1 | 832,87 | 832,87 | 16,30 | <,0001 |
| Nawożenie | 2 | 962,08 | 481,04 | 9,41 | 0,0002 |
| Odmiana*Nawożenie | 2 | 368,83 | 184,41 | 3,61 | 0,0302 |
| Błąd | 114 | 5825,95 | 51,10 | | |
| Całość | 119 | 7989,72 | | | |

Źródło: obliczenia własne autorów

Tabela 4. Analiza wariancji siły dla progu zgniecenia ziarna
Table 4. Force variance analysis for grain collapse threshold

| Źródło zmienności | Stopnie swobody | Suma kwadratów | Średnie kwadraty | Wartość F | Poziom krytyczny |
|-------------------|-----------------|----------------|------------------|-----------|------------------|
| Odmiana | 1 | 131,38 | 131,38 | 0,04 | 0,8490 |
| Nawożenie | 2 | 14565,44 | 7282,72 | 2,02 | 0,1374 |
| Odmiana*Nawożenie | 2 | 1019,54 | 509,77 | 0,14 | 0,8683 |
| Błąd | 114 | 411046,91 | 3605,67 | | |
| Całość | 119 | 426763,27 | | | |

Źródło: obliczenia własne autorów

Tabela 5. Wartości średnie cech odmiany Amilo i Esprit (różne litery przy średnich oznaczają różnice istotne)

Table 5. Mean values of Amilo and Esprit variety characteristics (different letters at mean values indicate significant differences)

| Odmiana | h_1 | h_2 | f_1 | f_2 |
|---------|---------|---------|----------|----------|
| Amilo | 0,440 A | 2,084 A | 66,79 A | 901,20 A |
| Esprit | 0,400 B | 2,103 A | 61,512 B | 899,10 A |

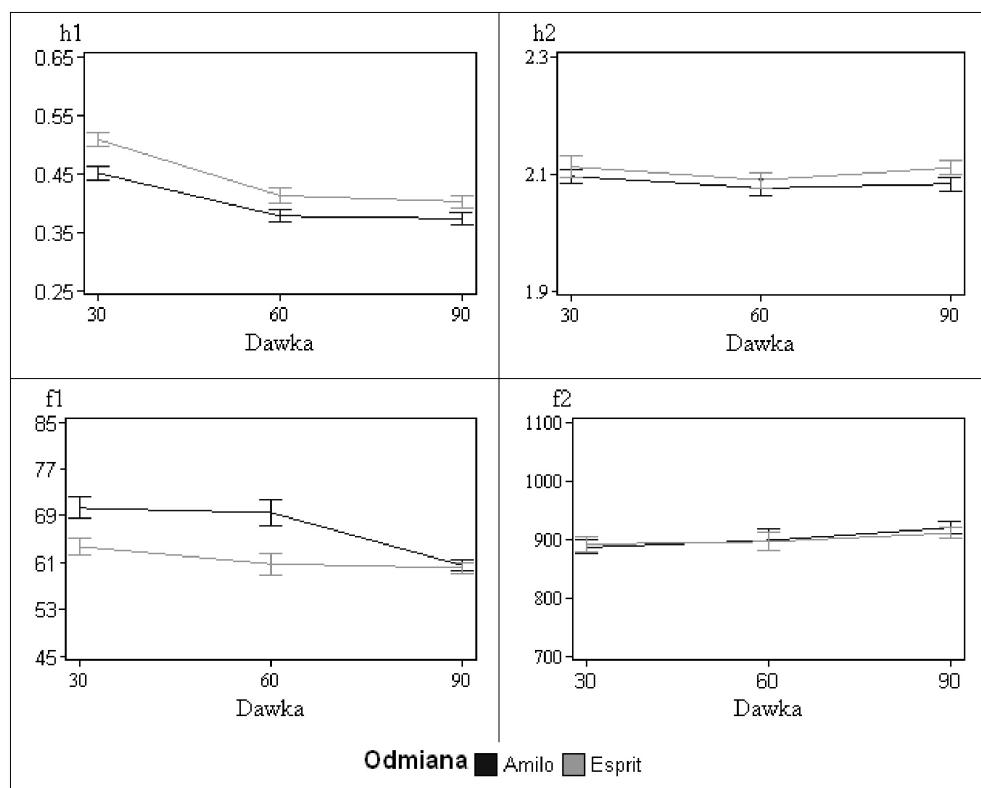
Źródło: obliczenia własne autorów

Tabela 6. Wartości średnie cech dla zastosowanych dawek nawożenia azotem (różne litery przy średnich oznaczają różnice istotne)

Table 6. Mean values of characteristics for applied nitrogen fertilisation doses (different letters at mean values indicate significant differences)

| Nawożenie | h_1 | h_2 | f_1 | f_2 |
|-----------|---------|-----------|---------|----------|
| 30 | 0,479 A | 2,10365 A | 67,02 A | 888,74 A |
| 60 | 0,395 B | 2,09628A | 65,14 A | 896,67 A |
| 90 | 0,388 B | 2,08265A | 60,30 B | 888,74 A |

Źródło: obliczenia własne autorów



Źródło: obliczenia własne autorów

Rys. 1. Wpływ dawek nawożenia azotem na wartości badanych cech ziarna żyta odmiany Amilo i Esprit: h_1 – odkształcenie do progu wytrzymałości doraźnej [mm], h_2 – odkształcenie do progu zgniecenia ziarna [mm], f_1 – siła dla progu wytrzymałości doraźnej [N] oraz f_2 – siła dla progu zgniecenia ziarna [N]

Fig. 1. The impact of nitrogen fertilisation doses on the values of studied grain characteristics for Amilo and Esprit variety rye: h_1 – deformation to immediate strength threshold [mm], h_2 – deformation to grain collapse threshold [mm], f_1 – force for immediate strength threshold [N] and f_2 – force for grain collapse threshold [N]

Porównanie metod statystycznych...

Tabele 1-4 pokazują, że na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ stwierdzono istotne zróżnicowanie odkształcenia do progu wytrzymałości doraźnej oraz siły dla progu wytrzymałości doraźnej odmiany Amilo i Esprit oraz zastosowanych dawek nawożeń. Nie stwierdzono natomiast istotnego wpływu nawożenia oraz odmian na zróżnicowanie odkształcenia do progu zgniecenia ziarna oraz siły dla progu zgniecenia ziarna. Tabele 5 i 6 pokazują, że odkształcenie do progu wytrzymałości doraźnej ziarna odmiany populacyjnej Amilo było istotnie wyższe niż dla odmiany Esprit oraz, że było ono istotnie wyższe dla dawki $30 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ niż dla dawki $60 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ oraz $90 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. Podobne wnioski uzyskano dla siły dla progu wytrzymałości doraźnej. Siła ta była istotnie wyższa dla ziarna odmiany Amilo, przy czym była istotnie wyższa dla dawek $30 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ i $60 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ niż dla dawki $90 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. Wpływ zastosowanych dawek nawożenia azotem dla poszczególnych cech zobrazowano na rysunku 1. Można zauważyć podobne oddziaływanie nawożenia na badane cechy wytrzymałościowe ziarna odmiany Amilo i Esprit.

Metoda 2. Zastosowanie metody względnej mocy preparatów

W tej metodzie ocenimy efektywność działania nawożenia azotowego na odmianę mieszańcową Esprit względem odmiany populacyjnej Amilo. Do oceny tej efektywności wykorzystamy względną moc preparatów, które stanowią nawożenia azotem [por. Hanusz 1999; Olejnik 2010)]. W tej metodzie wykorzystuje się zależność funkcyjną cech ziarna od zastosowanych dawek nawożenia azotem. Z literatury wiadomo [por. Finney 1952], że w praktyce badane cechy najczęściej liniowo zależą od logarytmów stosowanych dawek. Jeśli stosowane dawki nawożenia azotem podobnie działają na badane cechy dwóch odmian, wówczas współczynniki kierunkowe w zależnościach liniowych dla poszczególnych cech powinny być identyczne. Można zatem powiedzieć, że jeśli nawożenie podobnie działa na badane dwie odmiany żyta to dla każdej cechy proste regresji powinny być równoległe.

Jeśli ponadto dla każdej cechy proste regresji są równoległe to możemy przyjąć, że czterowymiarowa obserwacja (h_1, h_2, f_1, f_2) da się opisać zależnościami:

$$\mathbf{y}_A = \begin{bmatrix} y_{A,h_1} \\ y_{A,h_2} \\ y_{A,f_1} \\ y_{A,f_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{A,h_1} + \beta_{h_1} \log(u_A) \\ \alpha_{A,h_2} + \beta_{h_2} \log(u_A) \\ \alpha_{A,f_1} + \beta_{f_1} \log(u_A) \\ \alpha_{A,f_2} + \beta_{f_2} \log(u_A) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{A,h_1} \\ e_{A,h_2} \\ e_{A,f_1} \\ e_{A,f_2} \end{bmatrix},$$
$$\mathbf{y}_E = \begin{bmatrix} y_{E,h_1} \\ y_{E,h_2} \\ y_{E,f_1} \\ y_{E,f_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{E,h_1} + \beta_{h_1} \log(u_E) \\ \alpha_{E,h_2} + \beta_{h_2} \log(u_E) \\ \alpha_{E,f_1} + \beta_{f_1} \log(u_E) \\ \alpha_{E,f_2} + \beta_{f_2} \log(u_E) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{E,h_1} \\ e_{E,h_2} \\ e_{E,f_1} \\ e_{E,f_2} \end{bmatrix},$$

gdzie:

- A – oznacza odmianę Amilo,
- E – Esprit,
- $\alpha_{i,j}$ – wyraz wolny w zależności regresyjnej,
- β_j – współczynnik kierunkowy,
- u_A, u_E – oznaczają odpowiednio dawki azotu zastosowane dla odmiany Amilo i Esprit,
- $- e_{i,j}$ – błąd eksperymentalny ($i = A, E; j = h_1, h_2, f_1, f_2$).

Logarytm wzajemnej efektywności nawożenia azotem odmiany Esprit względem Amilo zdefiniujemy jako:

$$\mu = \log(\rho) = \frac{\alpha_{A,h_1} - \alpha_{E,h_1}}{\beta_{h_1}} = \frac{\alpha_{A,h_2} - \alpha_{E,h_2}}{\beta_{h_2}} = \frac{\alpha_{A,f_1} - \alpha_{E,f_1}}{\beta_{f_1}} = \frac{\alpha_{A,f_2} - \alpha_{E,f_2}}{\beta_{f_2}}. \quad (1)$$

Powyższe równanie pokazuje, że logarytm wzajemnej efektywności dla wszystkich cech łącznie, oznaczany w literaturze przez μ , możemy oszacować tylko wtedy, gdy dla każdej cechy ilorazy różnic wyrazów wolnych przez współczynniki kierunkowe są takie same.

Warunek równoległości oraz warunek na równość ilorazów w (1), sformułujemy jako dwie hipotezy, które zostaną w dalszej części zweryfikowane.

Mianowicie, niech

$$H_{\beta}^0 : \beta_A = \beta_E \quad (2)$$

oraz

$$H_{\mu}^0 : \alpha_A - \alpha_E - \mu\beta = 0, \quad (3)$$

gdzie $\beta_A = [\beta_{A,h_1}; \beta_{A,h_2}; \beta_{A,f_1}; \beta_{A,f_2}]'$ i $\beta_E = [\beta_{E,h_1}; \beta_{E,h_2}; \beta_{E,f_1}; \beta_{E,f_2}]'$ oznaczają wektory regresyjne dla odmiany Amilo i Esprit, $\alpha_A = [\alpha_{A,h_1}, \alpha_{A,h_2}, \alpha_{A,f_1}, \alpha_{A,f_2}]'$, $\alpha_E = [\alpha_{E,h_1}, \alpha_{E,h_2}, \alpha_{E,f_1}, \alpha_{E,f_2}]'$ – wektory wyrazów wolnych dla tych odmian, natomiast $\beta = [\beta_{h_1}, \beta_{h_2}, \beta_{f_1}, \beta_{f_2}]'$ niech oznacza wspólny dla dwóch odmian wektor współczynników regresyjnych. Logarytm wzajemnej efektywności μ we wzorze (3) jest wspólny dla wszystkich cech. Oszacowanie logarytmu wzajemnej efektywności pozwoli na oszacowanie wzajemnej efektywności, oznaczanej w literaturze przez ρ , która jest ilorazem dawek preparatów wywołujących te

same wartości badanych cech, tzn. $\rho = \frac{u_E}{u_A}$. Znajomość tej efektywności pozwoli nam ocenić dawkę nawożenia azotem pod odmianę Esprit, która będzie oddziaływała tak jak ustalona dawka tego nawożenia pod odmianę Amilo.

Do weryfikacji zarówno hipotezy H_{β}^0 w (2) jak i H_{μ}^0 w (3) wykorzystano funkcje testowe lambda Wilksa [por Hanusz 1999] uzyskując wyniki zamieszczone w tabeli 7.

Porównanie metod statystycznych...

Tabela 7. Wartości funkcji testowych, poziomy krytyczne oraz oceny efektywności
 Table 7. Values of test functions, critical levels, and efficiency assessments

| Hipoteza | Wartość funkcji testowej | Poziom krytyczny | Ocena | |
|---------------|--------------------------|------------------|-------------------|-------------|
| | | | Log(efektywności) | Efektywność |
| H_{β}^0 | 4,5657 | 0,3348 | 0,02311 | 1,0547 |
| H_{μ}^0 | 0,0356 | 0,9999 | | |

Źródło: obliczenia własne autorów

Łatwo zauważyc, że na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ obydwie hipotezy nie zostały odrzucone. Możemy zatem wnioskować, że hipoteza H_{β}^0 o podobnym działaniu nawożenia azotem na cechy wytrzymałościowe odmiany Amilo i Esprit nie została odrzucona. Wniosek ten potwierdza nasze przypuszczenia wynikające z rysunku 1. Analogicznie też możemy stwierdzić, że na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ hipoteza H_{μ}^0 nie została odrzucona. Istniały zatem przesłanki do tego, by oszacować efektywność nawożenia azotem odmiany Amilo i Esprit na cechy wytrzymałościowe ziarna. Efektywność ta wyniosła około 1,05,

czyli $\hat{\rho} = \frac{u_E}{u_A} \cong 1,05$. W celu uzyskania takich samych wartości cech wytrzymałościowych,

dawka nawożenia azotem dla odmiany Esprit powinna wynosić $u_E \cong 1,05 \cdot u_A$, czyli powinna być około 5% wyższa niż dawka stosowana dla odmiany Amilo. Z praktycznego punktu widzenia taka różnica może być zaniedbana. Możemy więc stwierdzić, że działanie nawożenia azotem na badane cechy wytrzymałościowe ziarna żyta odmiany Amilo i Esprit jest jednakowo efektywne.

Podsumowanie

1. Wykorzystując analizę wariancji można badać zróżnicowanie wyników badanych cech pomiędzy odmianami, różnymi dawkami nawożenia azotem oraz dodatkowo zmienność w podklasach dla poszczególnych odmian i nawożeń (interakcje). W analizie wariancji nie uwzględnia się jednak wielkości zastosowanych dawek nawożenia. Stąd też moglibyśmy wyznaczać zależności regresywne poszczególnych cech od stosowanych dawek i je analizować oddzielnie dla każdej odmiany i każdej cechy. Aby tego uniknąć zaproponowaliśmy drugą metodę, która dla wszystkich cech łącznie pozwoliła zbadać czy efektywność działania nawożenia azotem na badane cechy ziarna dla odmiany mieszańcowej Esprit jest taka sama jak dla odmiany populacyjnej Amilo.
2. Zastosowana metoda szacowania efektywności stosowanego azotu na wybrane cechy wytrzymałościowe ziarna żyta dla dwóch badanych odmian pozwoliła potwierdzić podobne działanie azotu na badane cechy odmiany Amilo i Esprit. Ponadto stwierdzono, że efektywność nawożenia dla tych dwóch odmian jest prawie identyczna, gdyż oszacowana względna moc niewiele różni się od jedności.

Bibliografia

- Hanusz Z.** 1999. Szacowanie względnej mocy preparatów stosowanych w doświadczeniach rolniczych z wielowymiarowymi obserwacjami. Fragmenta Agronomica. Nr 4 (64). s. 4-69.
- Finney D.J.** 1952. Statistical methods in Biological Assay. Hafner Publishing Company. New York.
- Laskowski J., Zdybel A.** 2003. Wpływ nawożenia azotowego na właściwości wytrzymałościowe ziarna żyta odmiany Amilo. Inżynieria Rolnicza. Nr 9 (51). s. 171-179.
- Olejnik J.** 2010. Zastosowanie względnej efektywności preparatów do analizy danych eksperymentalnych w inżynierii rolniczej. Rozprawa doktorska. UP. Lublin. Maszynopis.
- Zdybel A.** 2006. Wpływ nawożenia azotowego na właściwości wytrzymałościowe i technologiczne ziarna żyta. Rozprawa doktorska. AR. Lublin. Maszynopis.

COMPARISON OF STATISTICAL METHODS EMPLOYED TO EXAMINE THE IMPACT OF NITROGEN FERTILISATION ON STRENGTH CHARACTERISTICS OF RYE GRAIN

Abstract. The paper will present two different statistical methods used to assess the impact of different nitrogen fertilisation doses on selected strength characteristics of rye grain. The first method is a conventional variance analysis method, while the other is a non-standard method used to evaluate the power of test preparation compared to standard preparation. Comparison of these methods will be carried out for physical properties of wheat grain (Amilo and Esprit varieties).

Key words: variance analysis, relative power of preparations, nitrogen fertilisation, physical properties of grain

Autor do korespondencji:

Zofia Hanusz; e-mail: zofia.hanusz@up.lublin.pl
Katedra Zastosowań Matematyki i Informatyki
Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie
Akademicka 13
20-950 Lublin