

BOGNA ZAWIEJA¹
WIESŁAW PILARCZYK^{1,2}
BOGNA KOWALCZYK²

¹ Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych, Uniwersytet Przyrodniczy, Poznań

² Centralny Ośrodek Badania Odmian Roślin Uprawnych, Słupia Wielka

Metoda COYU i metoda Bennetta. Empiryczne porównanie decyzji dotyczących wyrównania odmian roślin uprawnych

The COYU method and Bennett method. The empirical comparison of decisions concerning uniformity of crop plants cultivars

Każda nowa odmiana roślin uprawnych, zanim zostanie zarejestrowana, musi zostać oceniona m.in. pod względem jej wyrównania. Decyzje dotyczące wyrównania nowych odmian („kandydatów”) podejmowane są dla wszystkich badanych cech, zarówno ilościowych jak i cech jakościowych. W przypadku cech jakościowych, w próbie o ustalonej wielkości, obserwuje się liczbę roślin nietypowych i jeśli frakcja takich roślin przekracza pewną wartość progową, odmianę uznaje się za nie spełniającą warunku wyrównania. W przypadku cech ilościowych procedura jest bardziej złożona. Porównuje się odchylenia standardowe odmiany-kandydata ze średnim odchyleniem standardowym odmian zarejestrowanych (wysianych w tym samym doświadczeniu). Oficjalnie zalecaną metodą, w krajach stowarzyszonych w organizacji UPOV, jest tzw. procedura COYU. Metoda ta jest skomplikowana obliczeniowo. Dużo prostszą metodą jest badanie jednorodności współczynników zmienności, wtedy można zastosować na przykład test Bennetta. Nowa metoda może zostać wprowadzona do metodyki badań tylko wtedy, gdy wyniki uzyskane za pomocą nowej metody są zbliżone do wyników starej metody. Dlatego w niniejszym opracowaniu, dokonano zestawienia wszystkich otrzymanych wyników porównania, pod względem zgodności, metody COYU i metody Bennetta. Metody te, w ogólności, okazały się zgodne (w niektórych przykładach metoda COYU była bardziej restrykcyjna w innych Bennetta, jednakże różnice te, z reguły, nie były istotne statystycznie).

Słowa kluczowe: badania OWT, metoda Bennetta, metoda COYU, rzepak ozimy, symulacja, wyrównanie odmian

Before registration, each new variety of crop plants, has to be tested in terms of its uniformity. The decisions concerning uniformity of new varieties („candidates”) are taken for all tested characteristics, both quantitative and qualitative. In the case of qualitative characteristics, in the sample of fixed size, the number of non-typical plants is observed and if the fraction of such plants exceeds some threshold, this variety is considered as not fulfilling the condition of uniformity. In the case of quantitative characteristics the procedure is more complicated. The standard deviation of the candidate variety and average of standard deviations of registered varieties (sown in the same trial) is compared. The officially recommended method, in countries associated in UPOV organization, is so called the COYU procedure.

This method is computationally complicated. Study of the homogeneity of variation coefficients is a much easier method, then the Bennett's method can be used. A new method can be introduced to research methodology only when results obtained with new method are similar to the results of the previous one. Therefore, in this study, all the obtained results of comparison of both methods are summarized. These methods, in general, are consistent (in some of examples the COYU method was more restrictive, while in others it was the Bennett's method, but these differences, usually, were not statistically significant).

Key words: Bennett's method, COYU methods, OWT researches, simulation, uniformity of varieties, winter oil rape

WPROWADZENIE

Każda nowa odmiana roślin uprawnych musi przejść cykl badań zwanych badaniami OWT (odrębności, wyrównania i trwałości). Odrębność oznacza, że nowa odmiana odróżnia się, co najmniej jedną cechą, od wszystkich innych znanych odmian. Odmiana jest uznawana za wyrównaną wtedy, gdy stopień jej wyrównania nie jest gorszy, pod względem wszystkich badanych cech, niż wyrównanie innych znanych odmian. Trwałość oznacza zachowanie tych własności w kolejnych pokoleniach i rozmnożeniach. Decyzje dotyczące OWT odmian podejmowane są zazwyczaj po dwóch lub trzech latach badań.

Niniejsze opracowanie dotyczy jednego z aspektów badań OWT, czyli badania wyrównania odmian. W krajach zrzeszonych w międzynarodowej organizacji koordynującej badania związane z rejestracją nowych odmian roślin, UPOV, oficjalnie zalecaną metodą badania wyrównania odmian roślin obcopylnych jest metoda COYU (Kristensen, Roberts, 2009), polegająca na porównywaniu poprawionych (przy użyciu metody średniej ruchomej) odchyłeń standardowych. Jest to metoda stosowana do analizy wyników serii doświadczeń. W pracach Zawieja i Pilarczyk (2005, 2007), Zawieja i inni (2009, 2010) oraz Pilarczyk i Zawieja (2006) zaproponowano alternatywny sposób badania wyrównania odmian, w którym porównuje się współczynniki zmienności (metoda Bennetta, 1976) odmian znanych i jednej nowej. Ten sposób jest prostszy od metody COYU. Dlatego, mając na uwadze ewentualne zastąpienie starej metody, porównywano wyniki uzyskane za pomocą obu metod. Według zasad obowiązujących w UPOV, nowa metoda może zostać wprowadzona, jeśli decyzje dotyczące odmian są w dużym stopniu zgodne z decyzjami podjętymi przy użyciu metod dotychczasowych. Ponieważ w badaniach OWT podaje się także informację w ilu pojedynczych latach (z dwóch lub trzech lat badań) odmiana była wyrównana, dlatego porównywano także wyniki nowej metody po jej zastosowaniu do analizy pojedynczych doświadczeń (jeden rok badań) z tradycyjnie stosowaną metodą UNIF. Metody porównywano stosując obie metody do wyników doświadczeń z żytem ozimym oraz rzepakiem. Okazało się, że decyzje podejmowane na podstawie obu metod są podobne.

DANE DOŚWIADCZALNE

Dane doświadczalne pochodzą z wieloletnich doświadczeń OWT przeprowadzonych w Stacji Doświadczalnej Oceny Odmian w Słupi Wielkiej. Dotyczą one odmian żyta ozimego (lata 1999–2001) oraz rzepaku (lata 2006–2008). Doświadczenia przeprowadzono w

układzie bloków losowanych kompletnych w trzech replikacjach (żyto) albo w dwóch replikacjach (rzepak). W badaniach uwzględniono osiem cech mierzalnych żyta oraz dwanaście cech rzepaku. Badane cechy u odmian żyta to: 9 — roślina: wysokość, 10 — roślina: długość pomiędzy najwyższym kolankiem a kłosem, 15 — kłos: długość, 12 — liść: długość blaszki liścia podflagowego, 13 — liść: szerokość blaszki liścia podflagowego, 24 — kłos: liczba kłosków, 25 — kłos: długość osadki. Badane cechy u odmian rzepaku: 02 — liścień: długość, 03 — liścień: szerokość, 16 — roślina: wysokość, 17 — roślina: całkowita długość, 08 — liść: długość, 09 — liść: szerokość, 06 — liść: liczba płatków, X1 — liść: długość ogonka, 13 — kwiat: długość płatka, 14 — kwiat: szerokość płatka, 18 — łuszczyzna: długość, 19 — łuszczyzna: długość dziobka, 20 — łuszczyzna: długość szypułki, X2 — łuszczyzna: szerokość. Z każdego poletka wybierano losowo po 20 roślin na których wykonywano pomiary. W doświadczeniu z żytem, liczba badanych odmian wynosiła odpowiednio 73, 83, 75, w kolejnych latach badań, zaś w doświadczeniu z rzepakiem — 221, 230 i 314. W badaniach dotyczących pojedynczych doświadczeń (lat) uwzględniono w obliczeniach wszystkie nowe i znane odmiany. Natomiast w serii doświadczeń (przez lata) uwzględniono tylko te odmiany, które występowały we wszystkich latach badań. Takich odmian było odpowiednio 12 nowych i 19 znanych dla żyta oraz 6 nowych i 83 znane dla rzepaku. Różnice w liczbie wysiewanych każdego roku odmian wynikają ze specyfiki doświadczeń OWT, które odbywają się w sposób ciągły. Każdego roku niektóre odmiany kończą swój cykl badań i nie są już wysiewane, zaś inne są dopiero wprowadzane do doświadczeń.

W serii doświadczeń z rzepakiem, nowych odmian, badanych w ciągu rozpatrywanych trzech lat, było tylko 6. Z tego powodu, w celu wykonania porównań na obszerniejszym materiale doświadczalnym, wygenerowano wyniki dla nowych — sztucznych odmian wykorzystując wyniki dla znanych odmian. Metoda generowania danych polegała na wyznaczeniu ze zbioru średnich oraz odchylen standardowych (obliczonych dla wszystkich badanych znanych odmian - oddzielnie w każdym roku badań), wartości minimalnej i maksymalnej. Następnie wygenerowano wartości średnie nowych odmian zaczynając od najmniejszej wykorzystując następujący wzór $\bar{x}_i = x_{\min} + (i - 1)d$, ($i=0,1,2,3,\dots$). Każdą z tych wartości średnich połączono z każdym wygenerowanym, według wzoru $s_j = s_{\min} + (j - 1)s$ ($j=0,1,2,3,\dots$) odchyleniem standardowym, liczby i, j zwiększono aż do momentu osiągnięcia wartości maksymalnych obliczonych ze zbioru danych. x_{\min} — określa tu najmniejszą wartość średnią odmianową dla rozważanej cechy, a s_{\min} — najmniejszą wartość odchylenia standardowego. Wartości d oraz s wybrano tak, aby otrzymać „rozsadną” liczbę nowych odmian.

METODY

W krajach zrzeszonych w UPOV powszechnie stosuje się następujące metody testowania wyrównania odmian:

A. Wyniki pojedynczego doświadczenia analizuje się oddzielnie dla każdej cechy metodą UNIF (Weatherup, 1992). W metodzie tej odchylenie standardowe nowej

odmiany porównywane jest ze średnim odchyleniem standardowym odmian używanych do porównań (wysiewanych w tym samym doświadczeniu) i tak:

a) Przy założeniu, że odchylenia standardowe znanych odmian są równe, wartość progową, dla odchylenia standardowego nowej odmiany oblicza się następująco

$$C_1 = \sqrt{1.6\bar{s}^2} \quad (1)$$

gdzie

$$\bar{s}^2 = \sum_{i=1}^w s_i^2 / w, \quad (2)$$

zaś s_i^2 jest wariancją z próby obliczoną dla i -tej odmiany, w jest liczbą uwzględnionych w badaniu znanych odmian. Gdy odchylenie standardowe nowej odmiany nie przekracza wartości progowej C_1 wtedy uznaje się ją za wyrównaną.

b) Przy założeniu, że odchylenia standardowe znanych odmian są różne, wartość progową dla odchylenia standardowego nowej odmiany oblicza się wg wzoru

$$C_2 = \bar{s} + s_w t_{0.02;w-1}^{tab} \quad (3)$$

gdzie

$$s_w = \sqrt{\sum_{i=1}^w (s_i - \bar{s})^2 / (w-1)},$$

$t_{0.02;w-1}^{tab}$ jest wartością krytyczną rozkładu t -Studenta na poziomie istotności $\alpha = 0.02$ z $w-1$ stopniami swobody. Średnie odchylenie standardowe \bar{s} oblicza się wykorzystując wzór (2). Gdy odchylenie standardowe nowej odmiany nie przekracza wartości progowej (3) wtedy uznaje się ją za wyrównaną.

B. Analizę wyników serii doświadczeń wykonuje się obliczając wartość progową, oddzielnie dla każdej cechy mierzalnej, przy wykorzystaniu następującego wzoru (Talbot, 2000)

$$UC = \bar{s}_d + t_{p;w-1}^{tab} \sqrt{s^2 \left(\frac{1}{l} + \frac{1}{lw} \right)} \quad (4)$$

UC jest wartością progową dla rozważanej cechy, \bar{s}_d jest średnią „poprawionych” odchylen standardowych obliczoną dla wszystkich znanych odmian, s^2 jest wariancją z próby dla poprawionych odchylen standardowych (znanych odmian) po usunięciu efektu lat, l oznacza liczbę lat badań (zwykle 3 lub 2), w jest liczbą znanych odmian a t_p oznacza wartość krytyczną jednostronnego testu t -Studenta na poziomie istotności p i stopniami swobody związanymi z s^2 (zobacz Talbot [2000]). Zwykle przyjmuje się $p = 0.001$ lub 0.002 . Jeśli, dla wszystkich rozważanych cech, odchylenia standardowe nowej odmiany są mniejsze od odpowiednich wartości UC , wtedy odmianę uznaje się za wyrównaną.

C. Nowa metoda polega na zastosowaniu testu Bennetta zarówno do wyników pojedynczego doświadczenia jak i dla serii doświadczeń.

Niech $\{x_{ij}\}$ ($i = 1, \dots, v; j = 1, \dots, n_i$) oznacza $n = \sum n_i$ niezależnych obserwacji (dla jednej cechy) pochodzących z v populacji o rozkładzie normalnym (odmian) $N(\mu_i, \sigma_i^2)$. Współczynnik zmienności i -tej odmiany definiuje się tradycyjnie jako

$$\zeta_i = \sigma_i / \mu_i \text{ gdzie } \mu_i > 0 \quad (5)$$

Zbiór odmian uznaje się za wyrównany jeśli wszystkie współczynniki zmienności nie różnią się istotnie od siebie. Hipoteza zerowa przyjmuje postać

$$H_0 : \zeta_1 = \dots = \zeta_v (= \zeta) \quad (6)$$

Natomiast hipoteza alternatywna orzeka, że przynajmniej jeden współczynnik zmienności różni się od pozostałych.

Niech $\psi_i = \zeta_i^2 / (1 + \zeta_i^2)$, oraz $y_i = \frac{(n_i - 1)z_i^2}{1 + \frac{(n_i - 1)z_i^2}{n}}$ (Iglewicz i in., 1970; Forkman, 2006) (7)

Tutaj $z_i = s_i / \bar{x}_i$ jest empirycznym współczynnikiem zmienności i -tej odmiany, s_i^2 jest wariancją i -tej odmiany i \bar{x}_i oznacza wartość średnią i -tej odmiany. Iglewicz i in. (1968 i 1970) pokazał, że zmienna McKay's (1932) y_i / ψ_i ma przybliżony rozkład χ^2 z $(n_i - 1)$ stopniami swobody oraz, że zmienna y_i ma rozkład Gamma (Pitman, 1939). Należy tutaj zauważyć, iż ta aproksymacja zakłada, że ujemne wartości z_i ($\bar{x}_i < 0$) mogą wystąpić z nieistotnymi prawdopodobieństwami (stąd pojawiło się założenie $\mu_i > 0$ we wzorze (5) oraz, że $z_i < 1/3$). Przy powyższych założeniach hipoteza (6) jest równoważna następującej

$$H_0 : \psi_1 = \dots = \psi_v (= \psi)$$

dla v niezależnych zmiennych y_1, \dots, y_v o rozkładzie Gamma. Statystyka testowa przyjmuje tutaj postać

$$2Z = (n - v) \log \left(\frac{\sum_i y_i}{n - v} \right) - \sum_i (n_i - 1) \log \left(\frac{y_i}{n_i - 1} \right) \quad (8)$$

i ma ona przybliżony rozkład χ^2 z $(v - 1)$ z stopniami swobody.

Ponieważ w UPOV odchylenie standardowe nowej odmiany porównuje się z średnim odchyleniem standardowym dziesięciu odmian, których średnie są najbliższe średniej nowej odmiany, dlatego stosując metodę Bennetta także porównujemy współczynniki zmienności dziesięciu znanych i jednej nowej odmiany.

WYNIKI

W pierwszym doświadczeniu z żytem ozimym (Zawieja i Pilarczyk, 2005) porównano decyzje o wyrównaniu (i o braku wyrównania) odmian podjęte przy zastosowaniu metody UNIF i metody Bennetta, oddzielnie dla każdego roku badań. W obydwu przypadkach

testowanie wykonano na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Porównano łączną liczbę decyzji o wyrównaniu (o braku wyrównania) odmian ze względu na wszystkie rozważane cechy. Stąd liczba decyzji jest większa od liczby badanych odmian. Więcej pozytywnych decyzji o wyrównaniu występowało przy stosowaniu metody Bennetta niż przy stosowaniu metody UNIF. I tak na przykład, na podstawie wyników doświadczenia z roku 1999, przy stosowaniu metody Bennetta podjęto 283 pozytywnych decyzji (czyli występowanie wyrównania), natomiast po zastosowaniu metody UNIF pozytywnych decyzji było 273, na łączną liczbę 287 decyzji. Podobnie, w roku 2000 takich decyzji było odpowiednio 354 i 351 wśród ich łącznej liczby 371, a w roku 2001, 343 i 313 na ich łączną liczbę 343. Uzyskane wyniki porównano stosując dokładny test Fishera (Kendall i Buckland, 1986) na poziomie istotności 0,05. Nie stwierdzono istotnych różnic między decyzjami w dwóch z rozpatrywanych trzech lat badań.

W tym samym doświadczeniu porównywano także decyzje o wyrównaniu odmian uzyskane na podstawie wyników trzyletnich badań (Pilarczyk i Zawieja, 2006). Metodę COYU oraz metodę Bennetta zastosowano do wyników serii doświadczeń. Odpowiednie średnie odmianowe oraz odchylenia standardowe obliczono łącząc wszystkie obserwacje z trzech lat. Testowanie, w obydwu przypadkach, wykonano na poziomie $\alpha = 0,002$. Stosując metodę Bennetta za wyrównane uznano 11 a stosując metodę COYU 9 odmian (spośród 12 badanych). Porównywanie wyników obu metod przy pomocy dokładnego testu Fishera ($\alpha = 0,05$), zastosowanego do tablicy kontyngencji 2×2 , nie wykazało różnic pomiędzy metodami.

W doświadczeniu z żytem badano także zależność występowania różnic pomiędzy wynikami powyższych metod od wielkości korelacji pomiędzy wartościami średnimi dla odmian i odpowiednimi wariancjami w próbie (Zawieja, Pilarczyk, 2007). Okazało się, że gdy korelacja była mniejsza od 0,3, wtedy nie było istotnych różnic między decyzjami. Im silniejsza była korelacja, tym większe były różnice między decyzjami odnośnie wyrównania odmian. Do testowania różnic między decyzjami zastosowano tam test McNemara na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

W serii doświadczeń z odmianami rzepaku (Zawieja i in., 2009) metoda Bennetta okazała się trochę mniej tolerancyjna niż metoda COYU (metoda COYU wykazała wyrównanie wszystkich sześciu nowych odmian, zaś metoda Bennetta pięciu z nich $\alpha = 0,05$ i $0,01$). Wyniki obu metod nie różniły się istotnie (test McNemara na poziomie istotności $\alpha = 0,05$).

Kolejne porównanie wykonano dla danych mieszanych: rzeczywistych — dla znanych odmian oraz symulowanych — dla nowych odmian (Zawieja i in., 2010). Wyrównanie odmian sprawdzano tutaj dla wyników dwuletnich serii doświadczeń ($\alpha = 0,002$ i $\alpha = 0,02$). W większości badanych serii otrzymano pełną zgodność obu metod. W pozostałych seriach także uzyskano statystyczną zgodność, jednakże metoda COYU okazała się, w większości przykładów, nieco bardziej tolerancyjna. Stosując COYU i Bennetta (na poziomie istotności 0,002) stwierdzono wyrównanie wszystkich 187 odmian w latach 2006–2007 podobnie było w latach 2007–2008 wyrównane były wszystkie 272 odmiany, w 2008–2008 metoda COYU pozwoliła uznać za wyrównane 235 odmian zaś metoda Bennetta 219 z 238

odmian. Do porównania zgodności decyzji zastosowano test "odds ratio" OR (Rudas, 1998; Uebersax, 2006) na poziomie istotności 0,01. Dokładny opis tego testu można znaleźć m.in. w pracy Zawieja i. in. (2010). W teście tym wartość statystyki OR obliczamy z tablicy kontyngencji 2×2 , dzieląc iloczyn zgodnych decyzji przez iloczyn niezgodnych decyzji. Duże wartości OR oznaczają zgodność pomiędzy metodami. Chcąc bardziej precyzyjnie określić zgodność wykorzystuje się fakt, że statystyka $Z_0 = \ln(OR) / \sigma_{\ln(OR)}$ ma asymptotyczny rozkład normalny, gdzie $\sigma_{\ln(OR)}^2 = 1/n_{11} + 1/n_{12} + 1/n_{21} + 1/n_{22}$ (n_{ij} — liczebności w poszczególnych klasach).

DYSKUSJA I WNIOSKI

W pracach Zawieji i Pilarczyka (2005) oraz Pilarczyka i Zawieji (2006) pokazano, że decyzje dotyczące wyrównania odmian żyta ozimego, uzyskane metodami COYU i UNIF nie różnią się istotnie od wyników otrzymanych metodą Bennetta. Można także zauważyć, że metoda Bennetta była nieco bardziej tolerancyjna. Z kolei pracy Zawieja i in. (2009) pokazano, że dla danych dotyczących rzepaku ozimego obie metody nadal dają podobne wyniki (nie różnią się istotnie) jednakże bardziej tolerancyjna była metoda COYU. Należy jednak zauważyć, że we wszystkich doświadczeniach wieloletnich decyzje dotyczyły niewielkiej liczby odmian. W celu porównania decyzji o wyrównaniu w oparciu o obszerniejszy zbiór odmian, w opracowaniu Zawieji i innych (2010) użyto danych symulacyjnych wygenerowanych na podstawie danych rzeczywistych. Decyzje dotyczyły wtedy kilkuset odmian. Okazało się, że w większości przypadków metody nie różniły się istotnie a nawet, w kilku przypadkach, uzyskano pełną zgodność. Stosując metodę Bennetta zazwyczaj odrzuca się nieco więcej odmian niż stosując metodę COYU. Pogłębiona analiza przypadków niezgodnych decyzji, odnośnie wyrównania, pozwoliła zauważyć, że metoda Bennetta odrzuca skrajne odmiany (czyli odmiany o małych wartościach średnich i jednocześnie dużych odchyleniach standardowych). Dla niektórych z takich odmian metoda COYU okazała się bardziej tolerancyjna.

LITERATURA

- Bennett B. M. 1976. On an approximate test for homogeneity of coefficients of variation. In: Contributions to applied statistics (ed. W.I. Ziegler). Birkhäuser Verlag: 169 — 171.
- Forkman J. 2006. Statistical inference for the coefficient of variation in normally distributed data. Research Report 2006: 2, Centre of Biostochastics Swedish University of Agricultural Sciences.
- Iglewicz B. and Meyers R. H. 1970. Comparison of approximations of the percentage points of the sample coefficient of variation. Technometrics 12: 166 — 169.
- Iglewicz B., Meyers R. H., Howe R. B. 1968. On the percentage points of the sample coefficient of variation. Biometrika 56: 580 — 581.
- Kendall M. G., Buckland W. R. 1986. Słownik terminów statystycznych. PWE, Warszawa.
- Kristensen K., Roberts A. 2009. Potential approaches to improving COYU. UPOV Geneva. TWC/27/15: 1 — 8.
- McKay A. T. 1932. Distribution of the coefficient of variation and the extender distribution. J.R. Statist. Sec. 95: 695 — 698.

- McNemar Q. 1947. Note on the sampling error of the difference between correlated proportions or percentages. *Psychometrika* 12: 153 — 157.
- Pilarczyk W., Zawieja B. 2006. The comparison of decisions on uniformity of rye varieties based on COYU approach and Bennett's test. *Colloquium Biometricum* 36: 225 — 233.
- Rudas T. 1998. *Odds Ratios in the Analysis of Contingency Tables*. Thousand Oaks, CA: Sage Publ.
- Tabolt M. 2000. The Combined-Over-Years Distinctness and Uniformity criteria. UPOV, TWC/18/10, Geneva.
- Uebersax J. 2006. Odds Ratio and Yule's Q. <http://www.john-uebersax.com/stat/odds.htm>.
- Weatherup S. T. C. 1992. Distinctness, uniformity and stability trial (DUST) analysis system. User manual. Department of Agriculture for Northern Ireland biometrics division. Belfast BT9 5PX.
- Zawieja B., Pilarczyk W. 2005. The comparison of traditional UPOV uniformity criterion and new approach based on Bennett's test for coefficients of variation. *Colloquium Biometricum* 35: 155 — 163.
- Zawieja B., Pilarczyk W. 2007. Further comparison of decisions concerning uniformity of rye varieties based on COYU approach and on Bennett's test. *Colloquium Biometricum* 37: 71 — 76
- Zawieja B., Pilarczyk W., Kowalczyk B. 2009. The comparison of uniformity decisions based on COYU and Bennett's method — oilseed rape data. *Colloquium Biometricum* 39: 170 — 176.
- Zawieja B., Pilarczyk W., Kowalczyk B. 2010. Comparison of uniformity decisions based on COYU and Bennett's methods — simulated data. *Colloquium Biometricum* 40: 53 — 61