

# *On a mixed model analysis of multi-environment variety trials: a reconsideration of the one-stage and the two-stage models and analyses*

**T. Caliński, S. Czajka, Z. Kaczmarek,  
P. Krajewski, W. Pilarczyk, I. Siatkowski  
& M. Siatkowski**

Statistical Papers

ISSN 0932-5026

Stat Papers

DOI 10.1007/s00362-015-0706-y

**ONLINE FIRST**

## Statistical Papers

Volume 56  
Number 3  
August 2015

REGULAR ARTICLES

Complete consistency of the estimator of nonparametric regression model under ND sequence  
X. Wang · Z. Si 585

Two-sample tests based on empirical Hankel transforms  
L. Baringhaus · D. Kolbe 597

Characterizations based on measure of inaccuracy for truncated random variables  
C. Kundu · A.K. Nanda 619

Inference in step-stress models based on failure rates  
M. Kateri · U. Kamps 639

On estimation of a density function in multiplicative censoring  
R. Zamini · V. Fakoor · M. Sarmad 661

On empirical cumulative residual entropy and a goodness-of-fit test for exponentiality  
V. Zardasht · S. Parsi · M. Mousazadeh 677

A sequential triangular test of a correlation coefficient's null-hypothesis:  $0 < \rho \leq \rho_0$   
B. Schneider · D. Rasch · K.D. Kubinger · T. Yanagida 689

Clustering of time series via non-parametric tail dependence estimation  
F. Durante · R. Pappada · N. Torelli 701

Estimating doubly stochastic Poisson process with affine intensities by Kalman filter  
A. De Genaro · A. Simonis 723

On longitudinal moving average model for prediction of subpopulation total  
T. Zydło 749

Reliability sampling plans for a lognormal distribution under progressive first-failure censoring with cost constraint  
S. Singh · Y.M. Tripathi 773

Table of contents continued on back cover

Springer

STARTING IN 2015  
MORE CONTENT



## On a mixed model analysis of multi-environment variety trials: a reconsideration of the one-stage and the two-stage models and analyses

T. Caliński<sup>1</sup> · S. Czajka<sup>1</sup> · Z. Kaczmarek<sup>2</sup> ·  
P. Krajewski<sup>2</sup> · W. Pilarczyk<sup>1</sup> · I. Siatkowski<sup>1</sup> ·  
M. Siatkowski<sup>3</sup>

Received: 19 February 2014 / Revised: 10 July 2015  
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2015

**Abstract** Of interest is the analysis of results of a series of experiments conducted at several environments with the same set of plant varieties (called multi-environment variety trials). The most common practice is first to analyze individual trials and then to perform a kind of “synthesis” of the results obtained. This is considered as a two-stage approach to the analysis of the trial data. More recently a combined analysis of the raw plot data from all trials taken simultaneously has been advocated, as a one-stage approach to the analysis. The purpose of this article is to reconsider these two approaches with regard to the underlying models and the analyses based on them. The indicated differences between them are illustrated by a thorough analysis of a set of data from a series of trials with rye varieties. The required computations have been accomplished with the use of R.

**Keywords** Analysis of variance · Estimation · Hypothesis testing · Mixed effects model · Series of experiments · Stage-wise analysis

**Mathematics Subject Classification** 62J10 · 62K10

---

✉ T. Caliński  
calinski@up.poznan.pl

<sup>1</sup> Department of Mathematical and Statistical Methods, Poznań University of Life Sciences, Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań, Poland

<sup>2</sup> Institute of Plant Genetics, Polish Academy of Sciences, Strzeszyńska 34, 60-479 Poznań, Poland

<sup>3</sup> Institute of Agricultural Engineering, Poznań University of Life Sciences, Wojska Polskiego 50, 60-637 Poznań, Poland

**Acknowledgments** This research was stimulated by a co-operation with the Research Centre for Cultivar Testing (Słupia Wielka, Poland), which kindly provided the example data. It was also partially supported by the Project HORh-801-8-15, MR47 from the Ministry of Agriculture and Rural Development (Poland). The authors thank the editors and two referees for their helpful comments.

### Appendix 1

When solving, for an individual trial ( $j$ th experiment), the Eq. (3.8),  $\alpha = 1, 2$ , it may be helpful to utilize the general balance (GB) property of the considered design (see Nelder 1968; also Caliński and Kageyama 2000, Sects. 3.6, 5.4).

Due to the GB property, the matrices  $C_{1(j)} = X'_j \phi_{1(j)} X_j$  and  $C_{2(j)} = X'_j \phi_{2(j)} X_j$  can be presented in the following spectral decomposition forms (though not formally specified, the realization of these and the following formulae depends on the design of the analyzed trial):

$$C_{1(j)} = a^2 \sum_{\beta=0}^{f-1} \varepsilon_{1\beta} S_{\beta} S'_{\beta} = a \sum_{\beta=0}^{f-1} \varepsilon_{1\beta} L_{\beta}, \quad C_{2(j)} = a^2 \sum_{\beta=1}^{f-1} \varepsilon_{2\beta} S_{\beta} S'_{\beta} = a \sum_{\beta=0}^{f-1} \varepsilon_{2\beta} L_{\beta},$$

where  $S_{\beta} S'_{\beta} = \sum_{\ell=1}^{\rho_{\beta}} s_{\beta\ell} s'_{\beta\ell}$  and  $L_{\beta} = a S_{\beta} S'_{\beta}$ , chosen so that  $C_{\alpha(j)} S_{\beta} = a \varepsilon_{\alpha\beta} S_{\beta}$ , with  $S_{\beta} = [s_{\beta 1} : s_{\beta 2} : \dots : s_{\beta \rho_{\beta}}]$ , for  $\alpha = 1, 2$  and  $\beta = 0, 1, \dots, f-1$ , i.e.,  $C_{\alpha(j)} S_{\beta\ell} = a \varepsilon_{\alpha\beta} s_{\beta\ell}$  for  $\ell = 1, 2, \dots, \rho_{\beta}$  and  $\alpha = 1, 2$ , with  $\varepsilon_{10} = 1$  and, hence,  $\varepsilon_{20} = 0$ . Furthermore, the eigenvectors  $s_{\beta 1}, s_{\beta 2}, \dots, s_{\beta \rho_{\beta}}$  are orthonormalized in such a way that  $a S'_{\beta} S_{\beta} = I_{\rho_{\beta}}$  for any  $\beta$  and  $a S'_{\beta} S_{\beta'} = \mathbf{0}$  for  $\beta \neq \beta'$ . With this notation, the following equalities can be presented:

$$\begin{aligned} \left\| \phi_{1(j)} \left( I_{am} - P_{X_j(\bar{v}_{(j)}^{-1})} \right) y_j \right\|^2 &= y'_j \psi_{1(j)} y_j + \sum_{\beta=1}^{f-1} \varepsilon_{1\beta} w_{2\beta}^2 \left( \varepsilon_{1\beta}^{-1} Q'_{1(j)} \right. \\ &\quad \left. - \varepsilon_{2\beta}^{-1} Q'_{2(j)} \right) S_{\beta} S'_{\beta} \left( \varepsilon_{1\beta}^{-1} Q_{1(j)} - \varepsilon_{2\beta}^{-1} Q_{2(j)} \right), \\ \left\| \phi_{2(j)} \left( I_{am} - P_{X_j(\bar{v}_{(j)}^{-1})} \right) y_j \right\|^2 &= y'_j \psi_{2(j)} y_j + \sum_{\beta=1}^{f-1} \varepsilon_{2\beta} w_{1\beta}^2 \left( \varepsilon_{1\beta}^{-1} Q'_{1(j)} \right. \\ &\quad \left. - \varepsilon_{2\beta}^{-1} Q'_{2(j)} \right) S_{\beta} S'_{\beta} \left( \varepsilon_{1\beta}^{-1} Q_{1(j)} - \varepsilon_{2\beta}^{-1} Q_{2(j)} \right), \end{aligned}$$

where  $\psi_{\alpha(j)} = \phi_{\alpha(j)} - \phi_{\alpha(j)} X_j C_{\alpha(j)}^{-1} X'_j \phi_{\alpha(j)} = \phi_{\alpha(j)} (I_{am} - X_j C_{\alpha(j)}^{-1} X'_j) \phi_{\alpha(j)}$  for  $\alpha = 1, 2$ ,  $Q_{1(j)} = X'_j \phi_{1(j)} y_j$  and  $Q_{2(j)} = X'_j \phi_{2(j)} y_j$ , and where the weights  $w_{1\beta}, w_{2\beta}$  are defined as

$$w_{1\beta} = \frac{\varepsilon_{1\beta} \sigma_{2(j)}^2}{\varepsilon_{1\beta} \sigma_{2(j)}^2 + \varepsilon_{2\beta} \sigma_{1(j)}^2}, \quad w_{2\beta} = \frac{\varepsilon_{2\beta} \sigma_{1(j)}^2}{\varepsilon_{1\beta} \sigma_{2(j)}^2 + \varepsilon_{2\beta} \sigma_{1(j)}^2}.$$

On the other hand, it can be shown, for the considered GL designs, that

# Ocena struktury interakcji GE efektów głównych form rodzicielskich rzepaku ozimego na podstawie obserwacji ich mieszańców w serii doświadczeń jednopowtórzeniowych z wzorcami

Z. Kaczmarek<sup>1</sup>, H. Woś<sup>2</sup>, E. Adamska<sup>1</sup>, T. Adamski<sup>1</sup>, Z. Biliński<sup>3</sup>, G. Budzianowski<sup>2</sup>, Ł. Mańkowski<sup>2</sup>, E. Majchrzak<sup>2</sup>, J. Woś<sup>2</sup>, T. Cegielska-Taras<sup>2</sup>, L. Szała<sup>2</sup>, R. Trzeciak<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Instytut Genetyki Roślin PAN, Poznań  
<sup>2</sup> Hodowla Roślin Strzelce Grupa IHAR  
<sup>3</sup> Hodowla Roślin Smolice Grupa IHAR, Bąków  
<sup>4</sup> Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin PIB, Oddział w Poznaniu

Podstawowym celem doświadczeń jednopowtórzeniowych prowadzonych w pierwszych etapach hodowli jest wybór do dalszych prac najlepiej zapowiadających się genotypów (mieszańców). Jeżeli mieszańce obserwowane w tych doświadczeniach zostały uzyskane w wyniku zastosowania określonego systemu krzyżowania (np. linia x tester) to fakt ten można dodatkowo wykorzystać do oceny ogólnej (GCA) i specyficznej (SCA) zdolności kombinacyjnej ich form rodzicielskich (Woś, Adamska, Kaczmarek, 2010). W obecnej pracy pokazujemy wyniki zastosowania metody pozwalającej wyznaczyć oceny „efektów zdolności kombinacyjnej” (oceny efektów głównych) linii matecznych i restorerów wraz z ocenami ich interakcji ze środowiskiem, w sytuacji gdy przy tworzeniu mieszańców żaden schemat krzyżowania nie był stosowany.

## Materiał doświadczalny

Statystyczno-genetyczną analizę przeprowadzono na danych z serii czterech doświadczeń jednopowtórzeniowych przeprowadzonych w latach 2013/14 w 4 lokalizacjach (Borowo, Kończowice, Małyszyn i Strzelce) z 96 mieszańcami otrzymanymi w wyniku krzyżowania 27 linii męskosterylnych (linii MS) z 10 restorerami (tab.1) i 2 odmianami wzorcowymi rzepaku ozimego. W poszczególnych doświadczeniach serii na poletkach o powierzchni 12m<sup>2</sup>, oprócz mieszańców replikowanych jeden raz, występował wzorzec systematyczny Visby usytuowany co 18 poletko i wzorzec Arsenal rozlokowany losowo w każdym z 6 pasów traktowanych jako bloki niekompletne.

## Metody statystyczne

Pierwszym krokiem analizy statystycznej było poprawienie obserwacji 96 mieszańców w każdym z pojedynczych doświadczeń za pomocą metody opartej na teorii układów o blokach niekompletnych. Ich wyniki posłużyły do przeprowadzenia łącznej analizy wszystkich 4 doświadczeń w wyniku której oceniono poszczególne mieszańce tak pod względem ich efektów głównych jak i interakcji ze środowiskiem. Dodatkowo oceniono formy rodzicielskie (linie męskosterylne i restorery) mieszańców wyznaczając średnie oceny efektów zdolności kombinacyjnej linii MS i restorerów oraz dokonując badania ich reakcji na zmienne warunki środowiska występujące w poszczególnych lokalizacjach.

Tab.1 Liczby mieszańców linii MS i restorerów obserwowanych w każdym doświadczeniu

Linia MS	Liczba mieszańców	Restorer	Liczba mieszańców
M1	4	R1	1
M2	3	R2	11
M3	3	R3	2
M4	3	R4	20
M5	4	R5	9
M6	3	R6	2
M7	5	R7	12
M8	4	R8	10
M9	4	R9	3
M10	2	R10	26
M11	2	Łącznie	96
M12	2		
M13	4		
M14	3		
M15	4		
M16	1		
M17	3		
M18	3		
M19	3		
M20	4		
M21	6		
M22	4		
M23	4		
M24	4		
M25	4		
M26	4		
M27	6		
Łącznie	96		



Tab.2 Oceny efektów głównych wybranych linii MS i restorerów w poszczególnych środowiskach.

Linia	Środowisko			
	BOH	MAH	KOH	STH
Linie męskosterylne				
M1	-0.37	-0.59	-0.13	0.49
M2	-0.10	-0.14	-0.06	0.10
M3	-0.12	-0.10	0.07	-0.35
M4	0.27	0.65	0.77	0.65
M5	0.83	0.32	-0.08	0.47
M26	-0.01	-0.20	-0.35	-0.02
M27	-0.37	-0.40	-0.32	-0.88
Restorery				
R1	1.53	1.51	2.11	0.97
R2	-0.27	-0.27	-0.39	-0.33
R3	-0.24	0.28	0.08	-0.68
R9	-0.32	-0.06	-0.33	-0.12
R10	0.04	0.10	-0.06	-0.12



## Wyniki

Przedstawiamy poniżej ważniejsze rezultaty oceny linii MS i restorerów uzyskane na podstawie statystyczno-genetycznej analizy serii doświadczeń jednopowtórzeniowych z mieszańcami i wzorcami rzepaku ozimego. Oceny efektów zdolności kombinacyjnej kilku kolejnych linii męskosterylnych i restorerów w poszczególnych lokalizacjach są podane w tabeli 2, natomiast w tabeli 3 przedstawione są oceny średnich efektów zdolności kombinacyjnej najlepszych linii MS i restorerów wraz z ocenami ich interakcji ze środowiskiem. Proste regresje efektów interakcyjnych linii M17 i M18 względem środowiska są wykreślone odpowiednio na rysunkach 1 i 2 a wykresy prostych regresji efektów interakcyjnych restorerów na rysunku 4. Rysunki 3 i 5 przedstawiają usytuowanie w układzie składowych głównych jednocześnie środowisk oraz odpowiednio linii MS i restorerów.

## Wnioski

Zaproponowano metodę oceny efektów zdolności kombinacyjnej linii męskosterylnych i restorerów wraz z testowaniem istotności ich interakcji ze środowiskiem na podstawie obserwacji plonowania mieszańców w doświadczeniach jednopowtórzeniowych z wzorcami.

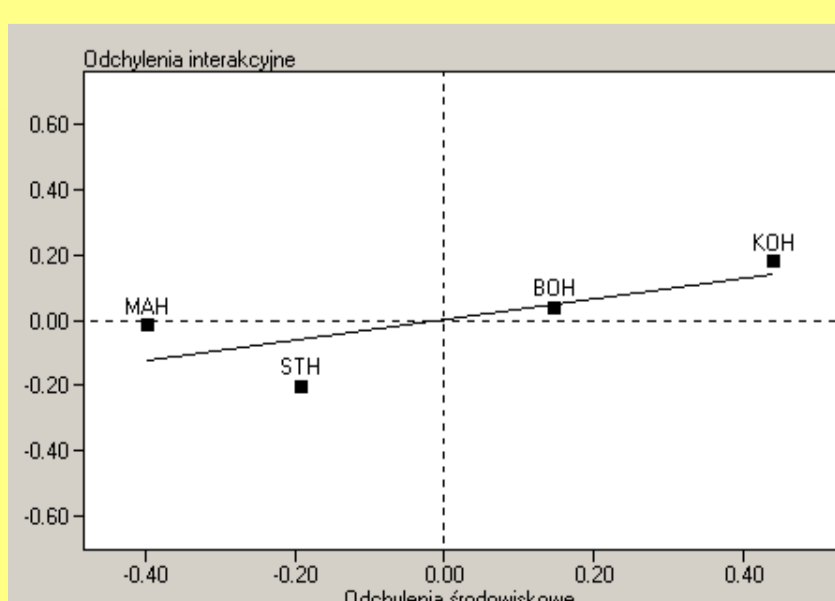
Należy jednak podkreślić, że uzyskane oceny efektów zdolności kombinacyjnej linii MS i restorerów chociaż informują o ich potencjale rodzicielskim są mniej wiarygodne aniżeli ich oceny GCA uzyskane dla mieszańców linia x restorer, zwłaszcza jeśli liczba mieszańców danej formy rodzicielskiej była niewielka. Pozytywną rolę odgrywa jednak fakt, że wszystkie informacje pochodziły z 4 doświadczeń i badana była także interakcja genotypowo-środowiskowa.

## Literatura

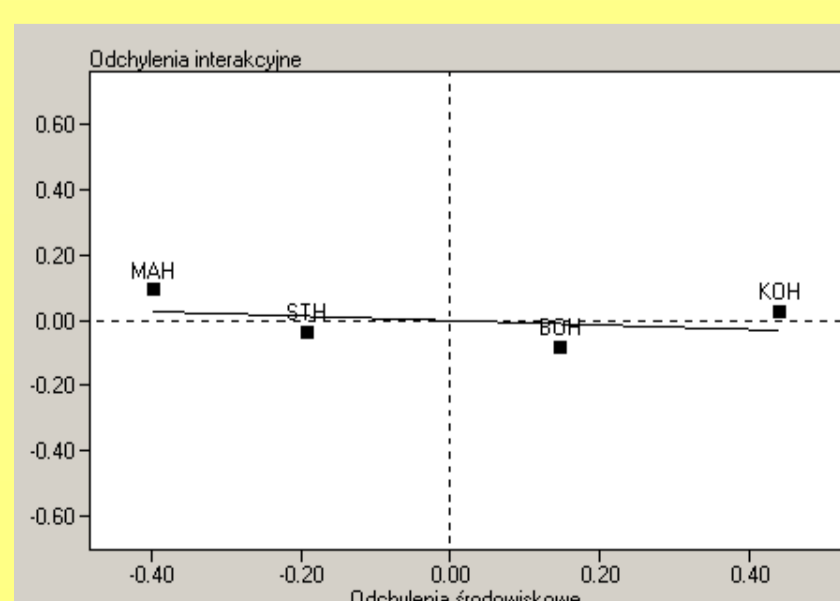
Woś H., Adamska E., Kaczmarek Z. (2010). Metody statystyczne dla oceny mieszańców i ich linii rodzicielskich na podstawie serii doświadczeń jednopowtórzeniowych z wzorcami. Rośliny Oleiste- Oilseed Crops XXXI, 243-256.

Tab.3 Istotne, dodatnie średnie oceny efektów zdolności kombinacyjnej linii MS i restorerów

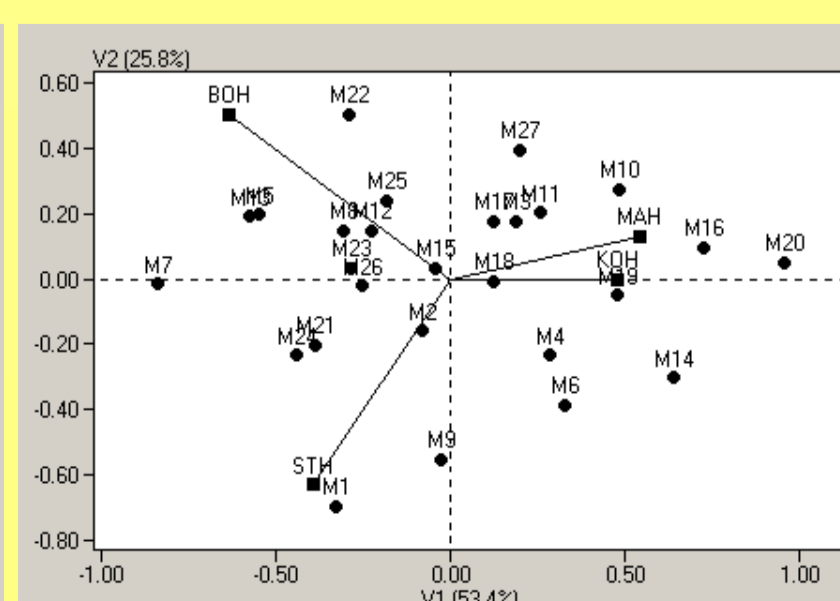
Linia	Ocena	F dla oceny	F dla interakcji	Współczynnik	
				regresji	determinacji
Linie męskosterylne					
M17	0,78	97,21**	0,19	0,31	54,4
M8	0,69	32,44**	0,57	0,45	46,4
M13	0,72	11,90**	1,70	-0,49	18,7
M4	0,58	28,84**	0,34	-0,01	0,02
M23	0,51	25,76**	0,40	0,33	36,9
M21	0,55	13,63**	1,34	0,36	19,6
M18	0,42	120,39**	0,04	-0,07	12,3
M22	0,43	6,63*	1,04	0,31	11,4
Restorery					
R1	1,53	43,10**	0,39	0,85	4,76
R6	0,30	1,32	0,95	-0,62	20,6



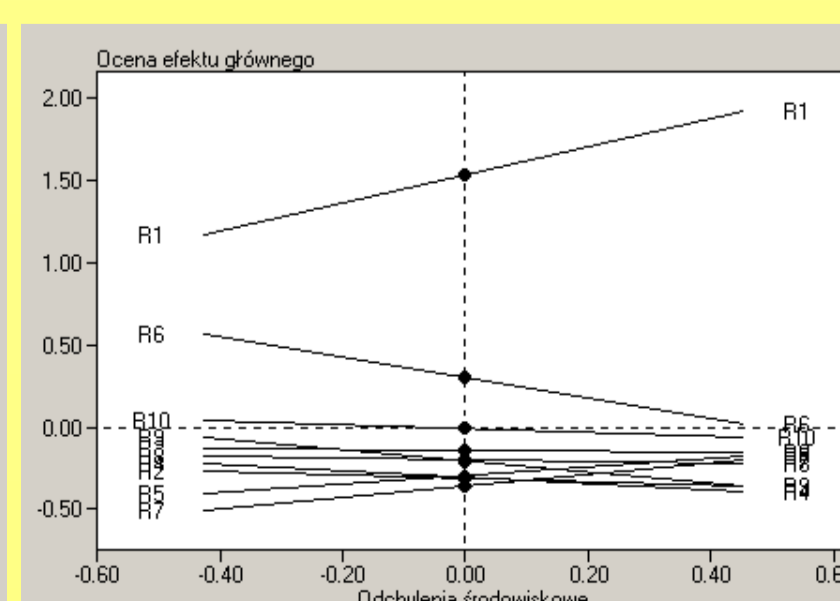
Rys.1 Regresja efektów interakcyjnych linii M17 względem środowiska



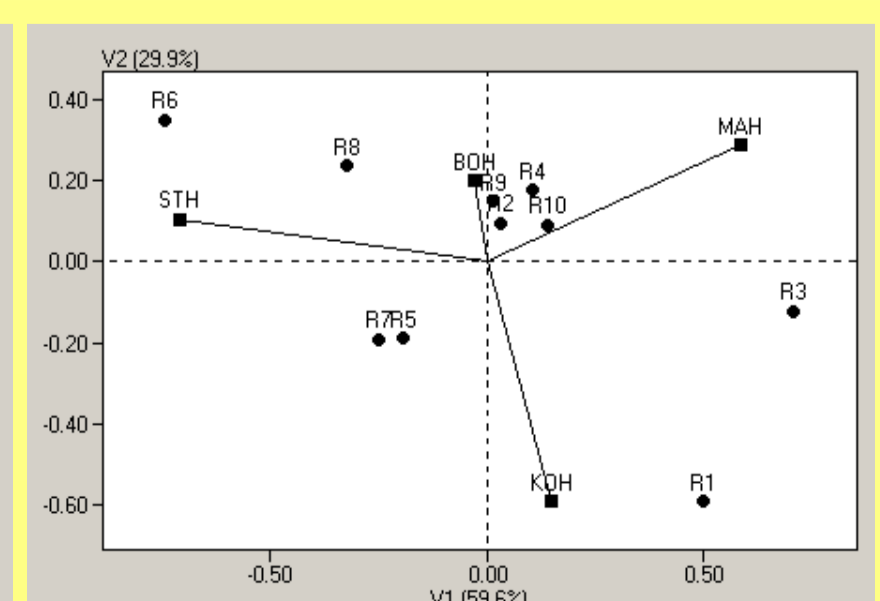
Rys.2 Regresja efektów interakcyjnych linii M18 względem środowiska



Rys.3 Jednoczesne przedstawienie środowisk i linii MS w układzie składowych głównych



Rys.4 Efekty główne i proste regresje efektów interakcyjnych restorerów względem środowisk



Rys.5 Jednoczesne przedstawienie środowisk i restorerów MS w układzie składowych głównych