

Ertragsstabilität iranischer Reissorten

Honarnejad, R.*

Abstrakt

Von 1992 bis 1994 wurden an drei Standorten der nordiranischen Provinz Guilan acht iranische Reissorten und -linien in einer Blockanlage mit vier Wiederholungen hinsichtlich ihrer Ertragsleistung geprüft. Einfache und komplexe Varianzanalysen der Ertragsleistungen zeigten gesicherte Differenzen zwischen den Linien. Die Stabilitätsanalyse der Erträge nach Eberhart und Russell (1966) ergab keine gesicherten Wechselwirkungen bezüglich Sorte/Umwelt (linear). Die Durchschnittsquadrate der Abweichungen der Linien von der Regressionslinie waren ebenso nicht bedeutsam, d.h. die Streuung der Linien hinsichtlich ihrer Erträge an verschiedenen Orten war mehr oder weniger linear (Ausnahme: Linie Nr. 400 und 403).

Unter den Genotypen zeigte die Linie Nr. 397 eine gesicherte Ertragsdifferenz gegenüber den Versuchsdurchschnitt. Die Linien Nr. 401, 402, 404 und 398 wiesen hingegen keine großen Unterschiede zum Gesamtdurchschnitt auf. Da der Regressionskoeffizient der genannten Linien mit Ausnahme der Linie Nr. 397 keinen Unterschied zu eins aufwies und die Abweichungen von der Regressionslinie minimal waren, wurden sie als Linien mit mittlerer bis guter Adaptation angesehen. Die Linie Nr. 397 mit dem höchsten Ertrag, einem Regressionskoeffizienten von 0,29 und den geringsten Abweichungen von der Regressionslinie wurde als die best angepasste Reislinie erkannt. Die Linien Nr. 400 und 403 wurden hingegen als ertragsarme und wenig adaptierte Genotypen angesehen.

1 Einleitung

Zahlreiche Arbeiten berichten über Wechselwirkungen zwischen Kulturpflanzen und Standortfaktoren (GRAVOIS et al., 1991, JOARDER et al., 1984, JONES et al., 1960, KASDY et al., 1979, MOELJOPAWIRO 1989, RAM et al., 1978, SESHU 1984). In einigen dieser Arbeiten wurden gesicherte Interaktionen zwischen Sorte / Standort / Jahr nachgewiesen. Tanjguchi und Yokoyama (1975) zufolge gibt es aber keine Korrelation zwischen dem mittleren Ertrag einer Sorte und ihrem Regressionskoeffizienten. Matsuo (1975) erklärte ein solches Verhalten mit dem Hinweis, dass die Gene für Ertrag und Ertragsstabilität einer Sorte voneinander unabhängig sind. In Anbetracht dieser Forderung müsste die Erzeugung von ertragreichen Reissorten mit hoher Ertragsstabilität möglich sein. Nach Odenbach (1997) ist eine erfolgreiche Selektion

* Landwirtschaftliche Fakultät der Universität Guilan, Rasht, Iran

für die Ertragsstabilität der Sorten durchaus möglich. Allerdings soll in diesem Zusammenhang auf die Zuverlässigkeit der Stabilitätsparameter und ihre Heritabilität geachtet werden. Die Untersuchungen von Becker (1983, 1987) zeigten, dass die von Eberhart und Russell (1966) vorgeschlagenen Stabilitätsparameter (b und S^2_{σ}), im Gegensatz zum Ertragsdurchschnitt, relativ niedrige Heritabilitäten haben.

In der Regel suchen Züchter nach Genotypen, welche ertragsreich sind und auf unkontrollierbare Standortsbedingungen nur geringfügig reagieren. Obwohl die Auswertung von Versuchen über Standorte und Jahre die Bestimmung der Wechselwirkungen von Genotyp/Standort ermöglichen, liefern sie trotzdem über die Ertragsstabilität der Sorten nur unzureichende Informationen (EBERHART et al., 1966). Nach Finlay et al. (1963) lassen sich die Adaptation und Stabilität einer Sorte durch den Regressionskoeffizienten jeder Sorte zum mittleren Ertrag aller Sorten für einen bestimmten Standort bestimmen.

Eberhart und Russell (1966) führten zur Ermittlung der Stabilität einer Sorte außer dem mittleren Ertrag und dem Regressionskoeffizienten den Parameter „Abweichung von der Regressionslinie“ ein. Ihnen zufolge kann eine Sorte als durchschnittlich stabil gelten, wenn sie einen relativ hohen Ertrag, einen Regressionskoeffizienten um eins ($b = 1$) und eine möglich kleine Abweichung von der Regressionslinie (S^2_{σ}) aufweist. Solche Sorte kann in der Regel durchschnittliche Ertragsleistungen an fast allen Standorten liefern. Eine Sorte mit einem Regressionskoeffizienten größer als eins ($b > 1$) kann zwar in günstigen Standorten einen hohen Ertrag aufweisen, zeigt aber in ungünstigen Standorten starke Ertragsverluste, d.h. sie hat unzureichende Ertragsstabilität. Eine Sorte, die einen Regressionskoeffizienten kleiner als eins hat ($b < 1$), besitzt eine überdurchschnittliche Ertragsstabilität, reagiert aber auf die Verbesserungen der Standortverhältnisse meist ungünstig und kann davon nicht profitieren. Solche Sorte zeigt in der Regel keinen großen Ertrag, kann aber ihre mittlere Ertragsleistung fast in allen Standorten aufweisen.

Für den Großanbau wird gewiss eine solche Sorte bevorzugt, welche entsprechend der Bodenfruchtbarkeit ihren Ertrag zu steigern vermag, bei ungünstigen Standortbedingungen jedoch ihren durchschnittlichen Ertrag mehr oder weniger aufrechterhält.

2 Material und Methoden

Von 1992 bis 1994 wurden acht Genotypen vom Reis (*Oryza sativa* L.), d.h. 6 Linien und 2 Sorten an drei Standorten der nordiranischen Provinz Guilan (Rasht, Lasht-e-Nesha, Fuman) in einer Blockanlage mit vier Wiederholungen angebaut. Sodann wurden ihre Erträge bestimmt. Die Ergebnisse der Erträge von 8 Linien an 3 Standorten und über eine Dauer von 3 Jahren wurden ermittelt und varianzanalytisch ausgewertet (YAZDI SAMADI et al. 1997). Vor der Durchführung der komplexen Varianzanalyse wurde die

Homogenität des Restfehlers der Versuche mit dem Bartlett-Test nachgeprüft. Zum Vergleich der mittleren Erträge der Linien untereinander wurde der Duncan-Test (Prüfverfahren für mehrfache Variationsbreite) und zum Vergleich der Linienerträge mit dem Gesamtdurchschnitt das Grenzdifferenzverfahren (SCHUSTER et al. 1991) herangezogen. In diesen Versuchen wurden die Jahreseffekte als zufällig und die Standorts- und Genotypeneffekte als fest betrachtet und auf diesem Basis der F-Test durchgeführt.

Die Heritabilität (in weiteren Sinne) der Erträge wurde mit Hilfe der Varianzkomponenten und folgender Formel ermittelt (ARNHOLDT et al. 1981):

$$h^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_G^2 + \sigma_{GO}^2 + \sigma_{GJ}^2 + \sigma_{GOJ}^2 + \sigma_R^2}$$

Die einzelnen Varianzkomponenten wurden wie folgt berechnet:

$$\sigma_G^2 = \frac{MQ_G - MQ_{GO} - MQ_{GJ} - MQ_{GOJ}}{WOJ} \quad G = \text{Genotype}$$

$$\sigma_{GO}^2 = \frac{MQ_{GO} - MQ_{GOJ}}{WJ} \quad O = \text{Standort}$$

$$\sigma_{GJ}^2 = \frac{MQ_{GJ} - MQ_{GOJ}}{WO} \quad J = \text{Jahr}$$

$$\sigma_{GOJ}^2 = \frac{MQ_{GOJ} - MQ_R}{W} \quad W = \text{Wiederholung}$$

$$\sigma_{GOJ}^2 = MQ_R \quad R = \text{Restfehler}$$

Die Analyse der Ertragsstabilität der Sorten und Linien wurde nach dem Verfahren von Erberhart und Russell (1966) durchgeführt. Hierzu siehe auch Singh et al. (1979).

Die Gleichung des linearen Regressionsmodells lautet:

$$Y_{ij} = \mu_i + \beta_i I_j + s_{ij}$$

wobei

Y_{ij} = Mittelwert der i-ten Sorte in j-ten Standort

($i = 1, \dots, G, j = 1, \dots, O$)

μ_i = Mittelwert aller Sorten über alle Standorte

β_i = Regressionskoeffizient, der i-ten Sorte auf den Umweltindex, welcher die Reaktion dieser Sorte auf die Veränderungen der Standortbedingungen darstellt.

I_j = Umweltindex = (Mittel von allen Sorten in j-ten Standort) - (Gesamtmittelwert).

wobei $SI_j = 0$ und s_{ij} = Abweichung von der Regressionslinie der i-ten Sorte in j-ten Standort darstellt.

Folgende F-Tests wurden herangezogen:

- Signifikanz von Differenzen zwischen Sortenmitteln, d.h.:

$$H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_s$$

$$F = MQ_1 / MQ_3 \text{ (s. Tab. 2)}$$

- Keine Sortendifferenzen für ihre Regression auf den Umweltindex, d.h.:

$$H_0 = b_1 = b_2 = b_s, F = MQJM_3 \text{ (s. Tab. 2)}$$

- Individuale Abweichung von der linearen Regression:

$$F = [(Ss_{ij}^2) / (O-2)] / \text{Durchschnittsfehler}$$

Stabiler Genotyp: ($b = 1, S^2_{d^2}$, hoher Ertrag):

- Mittel vom Regressionskoeffizienten (b), d.h. Mittel von $b = \sum b_i / G$

- Standardfehler vom $b = \sqrt{MQ \text{ Durchschnittsfehler} / \sum I_i^2}$

- Standardfehler vom Sortenmittel = $\bar{O} \text{ MQ Durchschnittsfehler} / \text{Anzahl der Umwelt} - 1$

4 Ergebnisse und Diskussion

Der nicht-signifikante Bartlett-Test wies auf die Homogenität der Restvarianzen, so dass die Bedingungen zur Durchführung der komplexen Varianzanalyse erfüllt waren.

Die Ergebnisse der Auswertung der Erträge an 3 Standorten und über eine Dauer von 3 Jahren, die nach Yazdi Samadi et al. (1997) ermittelt wurden, sind in Tab. 1 wiedergegeben.

Demnach ist der Einfluss der Jahre auf den Ertrag der Linien nicht signifikant. Ebenso besteht zwischen den Erträgen an 3 Anbaustandorten keine gesicherte Differenz. Signifikante Unterschiede bestehen zwischen den Erträgen der hier geprüften Linien. Demnach ist zu erwarten, dass die Linien an verschiedenen Standorten unterschiedliche Leistungen zeigen. Die Ergebnisse enthalten außer zweifachen Interaktionen Sorte/Jahr, gesicherte dreifache Wechselwirkungen, nämlich Sorte/Standort/Jahr.

Mit Hilfe von Varianzkomponenten (Tab. 1) wurde die Heritabilität (im weitern Sinne) für den Ertrag der Linien ermittelt, $h^2 = 0,14$. Dies bedeutet, dass für die Bildung eines komplexen Merkmals wie der Ertrag, der in der Regel polygen ererbt wird, Umwelteinflüsse wesentlich sind (86,0%), während der genetisch bedingte Unterschied der Erträge nur etwa 14% beträgt. Es ist allerdings zu vermerken, dass die Schätzwerte von Varianzkomponenten aus nur 3 Jahren und 3 Orten großen Schwankungen unterliegen und in der Regel wenig verlässlich sind, so dass die ermittelte Heritabilität nur einen Annäherungswert darstellt. Becker (1987) konnte nachweisen, dass mit steigender Anzahl der Versuchsjahre und -standorte, die geschätzte Heritabilität für den Ertrag ansteigt.

Tabelle 1: Varianzanalyse der Erträge von acht Reislinien und Sorten an drei Standorten und über drei Jahre

Varianzursachen	SQ	Freiheitsgrade	DQ	F
Standort	11.90	2	5.95	2.17
Jahr	2.53	2	1.26	1.85
Ort x Jahr	10.92	4	2.73	4.01**
Fehler 1 (W/OJ)	18.45	27	0.68	
Sorte	31.68	7	4.52	4.22*
Sorte x Orte	8.98	14	0.64	0.62
SortexJahr	15.04	14	1.07	2.09**
Sorte x Jahr x Orte	28.91	28	1.03	2.01**
Fehler 2 (WG/OJ)	97.05	189	0.51	
Gesamt	225.46	287		

*, ** Statistisch gesichert bei $P < 5\%$ und 1% .

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der Varianzanalyse der Ertragsstabilität der Sorten und Linien in 3 Jahren und 3 Standorten (9 Umwelten) dargestellt.

Die Signifikanz des F-Tests für die Sorten deutet auf genetische Differenz hinsichtlich ihrer Ertragsleistung hin. Ebenso lässt sich mit dem F-Test ein Unterschied hinsichtlich der Umwelt (linear) statistisch sichern. Sodann ist anzunehmen, dass zwischen dem Ertrag der Sorten und Linien und dem Umweltindex eine erhebliche Regression besteht, derart dass mit der Erhöhung des Umweltindex, d.h. Verbesserung der Standortbedingungen, die Ertragsleistung der Linien ansteigt. Bei einer signifikanten Gesamtabweichung der Mittelquadrate der Sorten von der Regressionslinie ist anzunehmen, dass die Erträge mancher Linien nicht nahe der Regressionslinie liegen und wesentliche Schwankungen unterworfen sind (Z.B. Linie Nr. 400 und 403).

Die durchschnittlichen Erträge und die Parameter der Ertragsstabilität der Sorten an verschiedenen Umwelten (3 Standorten und 3 Jahren) sind in Tab. 3 wiedergegeben. Eberhart und Russell (1966) zufolge sind Genotypen als durchschnittlich stabil zu bezeichnen, wenn deren Regression (b_{\sim}) mit dem Umweltindex um eins ist, deren Mittelquadrat der Abweichung von der Regressionslinie (S^2dl) möglichst gering ist und

ihr Durchschnittsertrag über dem Gesamtdurchschnitt liegt. Der Regressionskoeffizient der Linien in Tab. 3 zeigt gegenüber der Durchschnittsregression ($b = 1$) keine signifikante Differenz (Ausnahme:

Linie Nr. 397), d.h. die Linien haben eine mittlere Stabilität und zeigen eine allgemeine Adaptation. Die Abweichung der Erträge der Linien von der Regressionslinie ist gering (Ausnahme: Linie Nr. 400 und 403), so dass die Reaktion dieser Sorten auf Standortbedingungen mehr oder weniger entlang der Regressionslinie mit dem Umweltindex liegt und Schwankungen minimal sind.

Die Durchschnittserträge, die mit gleichen Buchstaben gekennzeichnet sind, haben keine statistisch gesicherten Differenzen und gehören zu einer Gruppe (Duncan-Test). Linie Nr. 397 mit überdurchschnittlichem Ertrag (4,25 t/ha), einem Regressionskoeffizienten von $b = 0.29$ und einer Abweichung von der Regressionslinie nahe null, ist der überdurchschnittlich stabile Genotyp (Siehe hierzu die Erläuterungen in Material und Methoden) und den untersuchten Standorten am besten angepasst. Die Linien Nr. 400 und 403 sind hingegen weniger stabil ($b = 1,65$ bzw. $1,42$) und haben niedrigere Erträge als Gesamtdurchschnitt, die statistisch gesichert sind. Darüber hinaus die Abweichungen dieser Linien von der Regressionslinie ist wesentlich. Die restlichen Linien zeigen eine mittlere Adaptation und Stabilität.

Abbildung 1 bestätigt größtenteils die vorherigen Interpretationen und kann für die Wahl der stabilen Genotypen verwendet werden. In dieser Abbildung liegen die senkrechten Geraden um eine bzw. zwei Standardabweichung höher und niedriger als der

Tabelle 2: Varianzanalyse der Ertragsstabilität der Reissorten unter verschiedenen Umweltbedingungen.

Varianzursachen	SQ	Freiheitsgrade	DQ	F
Gesamt	27.5158	71		
Sorte	7.9143	7	1.1306 (MQ ₁)	5.59**
Umwelt + (Sorte x Umwelt)	19.61	64		
Umwelt (linear)	6.408	1	6.408	28.64**
Sorte x Umwelt (linear)	1.5662	7	0.2237 (MQ ₂)	1.10
Gesamtabweichungen	11.3162	56	0.2021 (MQ ₃)	1.58*
Linie 397	0.3026	7	0.0432	0.33
Linie 398	1.5779	7	0.2254	1.77
Linie 399	1.4582	7	0.2083	1.63
Linie 400 (Khazar)	2.8450	7	0.4064	3.19**
Linie 401	1.1242	7	0.1606	1.26
Linie 402	0.5227	7	0.0747	0.58
Linie 403	2.3115	7	0.3302	2.59*
Linie 404 (Sepidrud)	1.1740	7	0.1677	1.32
Durchschnittsfehler	-	216	0.1275	

*, ** Statistisch gesichert bei $P < 5\%$ und 1% .

Tabelle 3: Durchschnittsertrag (t/ha) und Stabilitätsparameter von acht Reissorten an drei Standorten.

Nr./Name	Durchschnittsertrag	b_1	S^2_{dt}
397	4.25** a	0.29+	-0.08
401	4.09 a	0.73	0.033
402	4.07 a	1.44	-0.053
404 (Sepidrud)	4.03 a	0.72	0.04
398	3.93 ab	0.49	0.098
399	3.57 bc	0.93	0.081
403	3.47* bc	1.70	0.203x
400 (Khazar)	3.25** c	1.66	0.28x
Gesamtdurchschnittsertrag	3.83	1	

*,** : Statistisch gesicherte Differenzen zum Gesamtdurchschnittsertrag (3,83 t/ha)

bei $P < 5\%$ bzw. 1% ($GD_{5\%} = 0.29$, $GD_{1\%} = 0.39$ t/ha).

+ : Statistisch gesicherte Differenz zu eins ($b = 1$) bei $P < 5\%$.

x : Statistisch gesicherte Differenz zum null ($S^2_{dt} = 0$) bei $P < 5\%$.

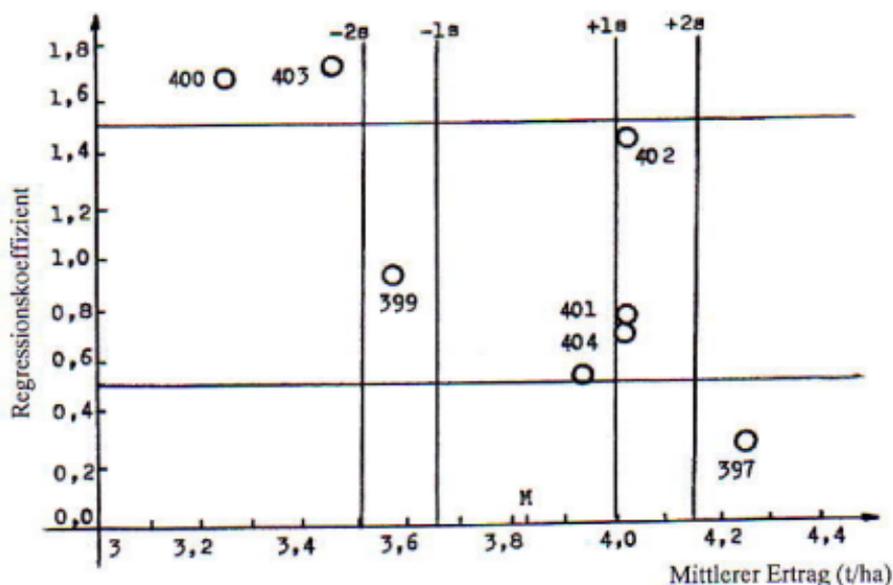


Abbildung 1: Zusammenhang zwischen der Ertragsleistung und der Stabilität der acht Reislinien an drei Standorten.

Gesamtdurchschnittsertrag, während die zwei waagrecht Geraden um eine Standardabweichung höher und niedriger als der mittlere Regressionskoeffizient ($b = 1$) liegen.

Von den 8 untersuchten Genotypen liegt Nr. 397 um zwei Standardabweichungen höher als das Gesamtdurchschnittsertrag (3,83 t/ha). Ihr Regressionskoeffizient ($b = 0,29$), der mit eins eine gesicherte Differenz zeigt (Tab. 3), weist auf eine überdurchschnittliche Ertragsstabilität und Adaptation dieser Sorte (s. Material und Methoden) hin, so dass diese Sorte ihre Ertragsleistung in allen Standortbedingungen

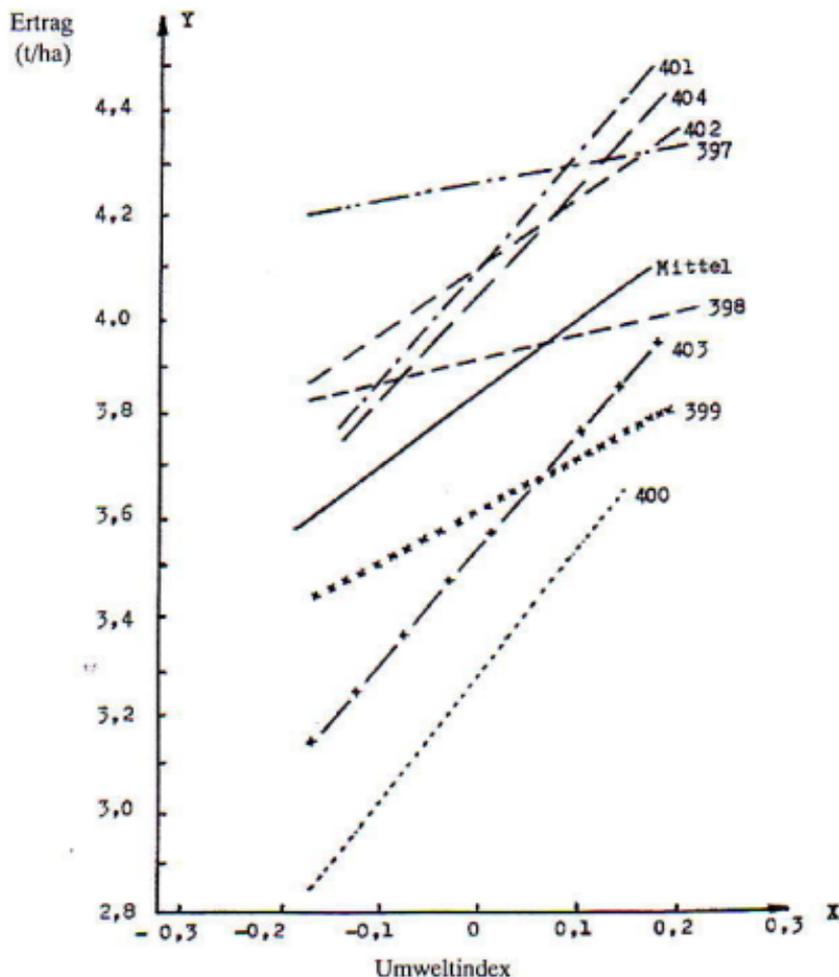


Abbildung 2: Die lineare Reaktion von acht Reissorten auf Änderungen des Umweltindex

mehr oder weniger erhalten wird. Die Linien Nr. 401, 402 und 404 liegen ertragsmäßig um eine Standardabweichung höher als das Gesamtmittel. Gleichzeitig liegen ihre Regressionskoeffizienten innerhalb der Standardabweichung des mittleren Regressionskoeffizienten. Eberhart und Russell (1966) zufolge müssen diese Genotypen als relativ ertragsreich und gleichzeitig mit durchschnittlicher Stabilität angesehen werden.

Wie aus Tab. 2 ersichtlich, ist der F-Test für den Standort (linear) statistisch gesichert, d.h. zwischen dem Ertrag und dem Umweltindex besteht eine erhebliche Regression, so dass mit der Steigerung des Umweltindexes auch der Ertrag der Linien steigt. In Abb. 2 kann man eine überdurchschnittliche Ertragsleistung und -stabilität für die Linie Nr. 397 erkennen, während die Linien Nr. 401, 404 und 402 ihre höchsten Erträge nur in besseren Standorten (Zunahme des Umweltindexes) aufweisen. Die Linien 403 und 400 haben in ungünstigen Standorten einen niedrigen Ertrag, aber reagieren auf die Verbesserung der Standortbedingungen relativ günstig, d.h. sie sind wenig ertragsstabil. Ebenfalls sind die Erträge dieser beiden Linien niedrig.

Stability and Productivity of Iranian Rice Cultivars

Summary

The performance concerning yield and stability of eight rice (*Oryza sativa* L.) cultivars (6 promising lines and 2 varieties) grown at three different locations in the province of Guilan (Rasht, Lasht-e-Nesha, and Fuman) in 1992 to 1994 were investigated. Field trials were executed according to a randomized block design. Simple and complex analysis of variance showed significant differences in yield performance among cultivars and an interaction with location x year. The stability analysis of yield performance of the cultivars after Eberhart and Russell (1966) showed no significant interaction for cultivar x environment (linear) or limited genetic differences among cultivars concerning adaptability and stability. The MS of deviations of cultivars from the line of regression was not significant (except : lines Nr. 400 and 403), or the response of some cultivars to environmental differences was more or less linear.

The yield performance of line No. 397 (4.25 t/ha) showed a significant difference compared to the overall mean (3.83 t/ha), not so No. 401, 402, 404, and 398. The regression coefficient of all cultivars (except No. 397, $b = 0.29$) did not show significant differences with unity ($b = 1$) and minimal deviation from the line of regression ($S^2_{\text{—}} = 0$) Cultivars tested, therefore, have moderate to good stability. The most stable line is No. 397, the yield performance and stability of No. 403 and 400 is poor.

5 Literaturverzeichnis

- 1 ARNIKOLDT, B. UND W. SCHUSTER. 1981. Durch Umwelt und Genotyp bedingte Variabilität des Rohprotein- und Rohfettgehaltes in Rapssamen. *Fette, Seifen, Anstrichmittel* 83: 49-54. Becker, H.C., 1983. Züchterische Möglichkeiten zur Verbesserung der Ertragssicherheit. *Vortr. für Pflanzenzüchtung*, Heft 3: 203-225.
- 2 BECKER, H.C., 1987. Zur Heritabilität statistischer Maßzahlen für die Ertragssicherheit. *Vortr. für Pflanzenzüchtung*, Heft 12: 134-144.
- 3 EBERHART, S.A., W.A. RUSSELL. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.* 6: 36-40.
- 4 FINLAY, K.W., G.N. WILKINSON. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Australian J. Agric. Res.* 14: 743-754.
- 5 GRAVUS, K.A., K.A.K. MOLDENHAUER, P.C. ROHMAN. 1991. Genetic and genotype x environment effects for rough rice and head rice yield. *Crop Sci.* 31(4): 907-991.
- 6 JOARDER, O. I., M.A. AZAM, M.M. UDDIN, S.K. BHADIA, M.A. KHALEQUE AND A.M. EUNUS. 1984. Genotype-environment interactions of leaf characteristics in rice associated with soil differences. *Acta-Agron-Acad-Sci-Hung.* 33(1/2): 183-192.
- 7 JONES, G.L., D.F. MATZINGER AND W.K. COLLINS. 1960. A comparison of flue-cured tobacco varieties repeated over locations and years with implications on optimum plot allocation. *Agron. J.* 52: 195-199.
- 8 KADY, A.M., A.A.A. HAJIN, TILM. EL-GAMAL AND A.S. EL-BAKRY. 1979. Genotype environment interaction in field crops. 1. Rice Egypt. *Agric-Res-Rev.* 57(8): 79-89.
- 9 MAYSUD, T. 1975. Adaptability in plants. With special reference to crop yield. *Japan. Comm. Inter. Biol. Program (Tokyo)*, Vol. 6, 217 pp.
- 10 MOELJOPAWIRO, S. 1989. Genotype-environment interaction of nine rice promising lines. *Indones. J. Crop Sci.* 4(1): 1-8.
- 11 ODENBACH, W. (Editor). 1997. *Biologische Grundlagen der Pflanzenzüchtung*. Paul Parey-Verlag, Berlin.
- 12 RAM, C., A. SINGH, D.S. JATASRA AND D.V.S. PANWAR. 1978. Stability analysis for grain yield in rice genotype-environment interactions. *Cereal-Res.-Commun.* 6(3): 279-284. Schuster, W. and J. v. Lochow. 1991. *Anlage und Auswertung von Feldversuchen*. 3. Auflage, Agrimedia, Frankfurt.
- 13 SESIU, D.V. 1984. An international network for rice testing and evaluation. In: *An overview of upland rice research*, 55 1-559, IRRI, Philippines.
- 14 SINGH, R.K. AND B.D. CHAUDHARY. 1979. *Biometrical methods in quantitative genetic analysis*. Kalyani Pub., Ludhiana, New Delhi.
- 15 TANIGUCHI, S. AND T. YOKOYAMA. 1975. International rice adaptation experiment (IAEA). In: Yazdi Samadi, B., A. Rezaei and M. Valyzadeh. 1997. *Statistical Designs in Agricultural Research*. Tehran University, Pub. No. 2346, 764 pp.