

UNTERSUCHUNGEN ZUR FREMDBEFRUCHTUNGSRATE BEI WINTERRAPS

Von Manfred Hühn und Gerhard Rakow

Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung der Christian-Albrechts-Universität, Kiel und Norddeutsche Pflanzenzucht, Hohenlieth, Bundesrepublik Deutschland

1. EINLEITUNG UND PROBLEMSTELLUNG

Frühere, in erster Linie schwedische Untersuchungen zur Schätzung der Fremdbefruchtungsrate bei Raps hatten einen Kreuzungsanteil von durchschnittlich 36 % ergeben (Raps wäre danach also zu zwei Drittel Selbstbefruchter und zu einem Drittel Fremdbefruchter), was dazu führte, dass der Raps in der Vergangenheit zuchtmethodisch häufig wie ein Selbstbefruchter behandelt wurde (siehe z.B.: Rives, 1957; Olsson, 1960; Andersson und Olsson, 1961; Schuster, 1969). Da jedoch in neueren Untersuchungen häufig sowohl Inzuchtdepression als auch Heterosis beobachtet werden konnte (siehe z.B. Olsson, 1954; Wagner, 1954; Manner, 1959; Andersson und Olsson, 1961; Schuster, 1975), wird nun in der Zuchtmethodik der Fremdbefruchtungsanteil bei Raps durchweg mit in Betracht gezogen (z.B. durch bestimmte Modifikationen der Restsaatgutmethode). Aus diesem Grunde ist daher eine genauere Kenntnis der Höhe des Kreuzungsanteils von besonderem Interesse.

2. MATERIAL, VERSUCHSANLAGE UND METHODIK

Um mit Hilfe des Markierungsmerkmals "Erucasäuregehalt" die Fremdbefruchtungsrate bei Winterraps zu schätzen, wurde aus Parzellen mit erucasäurearmen sorten (Lesira, Primor, Erra, Rapora, Orle) eines Demonstrationsversuches Einzelpflanzen entnommen (freie Abblüte). Diese aus jeweils sechs Reihen bestehenden Parzellen (2,5 m Breite, 50 m Länge, Reihenabstand = 41,7 cm) standen in unmittelbarer Nachbarschaft zu konventionellem Raps (Rapol, Diamant, Lenora, Norde, Major). In der näheren und weiteren Umgebung dieses Versuchsfeldes befanden sich keine weiteren Rapsflächen.

In einer Stichprobe (80 Körner je Pflanze) des Saatguts von geernteten Einzelpflanzen der verwendeten erucasäurearmen Sorten (drei Pflanzen je Reihe) wurde die Anzahl erucasäurehaltiger Körner bestimmt, um daraus auf die Fremdbefruchtungsrate  $p_i$  der betreffenden erucasäurearmen Pflanze  $i$  zu schließen. Selbstverständlich führt dieses Verfahren nur zu einer unteren Schranke für den Kreuzungsanteil, da nur die Fremdbefruchtung  $r_i$  durch erucasäurehaltige Pflanzen geschätzt wird - und nicht auch die Fremdbefruchtung  $s_i$  durch erucasäurearme Pflanzen. Es gilt:

$$p_i = r_i + s_i \quad (1)$$

Das durchgeführte Experiment liefert  $r_i$ . Auf  $s_i$  kann höchstens aufgrund gewisser Analogieüberlegungen geschlossen werden, z.B. etwa:  $r_i = s_i$ . Anderenfalls käme man nur zu einer Aussage der folgenden Form:

$$p_i \geq r_i \quad (2)$$

Die Annahme  $r_i = s_i$  würde implizieren:  $p_i = 2 r_i$  (3)

Auf diese Weise wird jedoch  $p_i$  unterschätzt, da man wegen einer ab der befruchteten Eizelle wirksam werdenden Selektion im Experiment eine zu geringe Rate  $r_i$  schätzen wird. Sei  $w$  der Anteil befruchteter Eizellen, die das Körnerstadium erreichen, so lautet Formel (2):

$$p_i \cong r_i / w \quad (4)$$

und die Formel (3) geht über in

$$p_i = 2r_i / w \quad (5)$$

Es ist zu erwarten, dass  $w$  relative hohe Werte annehmen wird, z.B.  $w=0,90$ .

Zur quantitativen Erfassung der Abstandsabhängigkeit wurde für jede untersuchte erucasäurearme Einzelpflanze  $i$  ein globales Abstandsmass  $A_i$  zu allen potentiellen Pollenspendern  $j$  eingeführt, wobei natürlich die durch unterschiedliche Entfernungen = Pflanzenabstände bedingten verschiedenen Befruchtungswahrscheinlichkeiten entsprechend zu berücksichtigen sind. Der Abstand der erucasäurearmen Pflanze  $i$  von einer bestimmten erucasäurehaltigen Pflanze  $j$  sei mit  $d_{ij}$  bezeichnet. Untersucht wurden die folgenden einfachen Abstandsmasse  $A_i$ :

$$A_i = \sum_j (d_{ij})^\lambda \quad \text{für } \lambda = +1, \lambda = -1, \lambda = -2, \lambda = -3 \quad (6)$$

Nach einer durch die vorgenommene Probenahme bedingten geringfügigen Modifikation dieses Ansatzes (Verwendung von Abständen zwischen ganzen Reihen anstelle von Abständen zwischen einzelnen Pflanzen) kann man somit jeder untersuchten erucasäurearmen Einzelpflanze ein Abstandsmass zuordnen. Schliesslich werden dann diese Abstandsmasse aller untersuchten erucasäurearmen Pflanzen des Bestandes in verschiedene Abstandsklassen eingeteilt, so dass den varianzanalytischen Auswertungen der Fremdbefruchtungsrates eine zweifache Klassifikation (nicht-orthogonaler Datensatz) mit den Faktoren "Sorten" und "Abständen" zugrunde liegt.

### 3. ERGEBNISSE

Die allgemeine least-squares-Varianzanalyse der nicht-orthogonalen Kreuzklassifikation "Sorten-Abstände" (unter Verwendung der  $\arcsin \sqrt{x}$ -transformierten Versuchsergebnisse) zeigte zunächst, dass die Wechselwirkung zwischen "Sorten" und "Abständen" in allen Fällen nicht signifikant und praktisch gleich Null war, so dass diese Interaktion und der Versuchsfehler zu einem neuen Rest gepoolt wurden. Die Ergebnisse dieser Varianzanalysen für die einzelnen benutzten Abstandsmasse zeigt die Tabelle 1 (Die Resultate für  $\lambda = -3$  stimmen vollkommen mit den Ergebnissen für  $\lambda = -2$  überein - und dieses gilt auch für sämtliche höheren negativen  $\lambda$ -Werte. Aus diesem Grunde sind in Tabelle 1 nur die Ergebnisse bis  $\lambda = -2$  angegeben).

Signifikante Unterschiede findet man ausschliesslich im Falle des Abstandsmasses mit  $\lambda = -2$ : Hier erweisen sich sowohl die Sortenunterschiede als auch die Unterschiede zwischen den Abstandsklassen als signifikant. Darüberhinaus erhält man für dieses Abstandsmass einen minimalen Versuchsfehler. Neben diesen Ergebnissen lassen sich noch weitere Argumente für die Annahme anführen, dass diese Abstandsgewichtung für den vorliegenden Bestand den realistischen Verhältnissen am besten entspricht (siehe: Hühn und Rakow, 1978). In diesem Fall nimmt also der Beitrag der potentiellen Pollenspender zum Abstandsmass einer bestimmten Pflanze mit dem Quadrat der Entfernung ab.

Die empirischen Ergebnisse sowie die least-squares-Schätzwerte der Fremdbefruchtungsrates für zwei der zuvor diskutierten Ansätze enthält die Tabelle 2.

Für das aufgrund der vorhergehenden Überlegungen ausgezeichnete Abstandsmass  $\lambda = -2$  erhält man also als least-squares-Schätzwerte der gesamten

TABELLE 1

VARIANZANALYSE-ERGEBNISSE FÜR DIE AUSWERTUNGEN DER VERSCHIEDENEN ABSTANDSMASSE

Abstands- mass	Ursache	FG	SQ	MQ	F
$\lambda = +1$	Sorten	4	133,70	33,42	2,04
	Abstände	1	18,22	18,22	1,11
	Rest	72	1179,76	16,39	--
$\lambda = -1$	Sorten	4	135,33	33,83	2,09
	Abstände	1	30,04	30,04	1,85
	Rest	72	1167,95	16,22	--
$\lambda = -2$	Sorten	4	146,23	36,56	2,31*
	Abstände	1	59,31	59,31	3,75*
	Rest	72	1138,67	15,81	--

\* = Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$  von  $\alpha = 10\%$ .

TABELLE 2

ERGEBNISSE FÜR DIE GESAMTE FREMDBEFUCHTUNGSRATE (IN %) NACH DEN FORMELN (3) U. (5) UNTER VERWENDUNG DER LEAST-SQUARES-SCHÄTZWERTE DER AUSWERTUNGEN DER VERSCHIEDENEN ABSTANDSMASSE SOWIE DER EMPIRISCHEN MITTELWERTE

Sorten	Gesamte Fremdbefruchtungsrate nach Formel (3)				Gesamte Fremdbefruchtungsrate nach Formel (5) (f.w=0,90)			
	$\lambda = +1$	$\lambda = -1$	$\lambda = -2$	empir.	$\lambda = +1$	$\lambda = -1$	$\lambda = -2$	empir.
Lesira	4,0	6,6	6,6	6,0	4,4	7,3	7,3	6,7
Erra	5,8	9,4	9,6	8,8	6,4	10,4	10,7	9,8
Orle	9,2	12,0	12,2	10,8	10,2	13,3	13,6	12,0
Rapora	7,0	6,2	6,2	7,0	7,8	6,9	6,9	7,8
Primor	10,2	6,4	8,6	8,6	11,3	7,1	9,6	9,6

Fremdbefruchtungsrate (unter der Annahme  $r_i = s_i$ ) Ergebnisse von 6 % bis 12 %. Das heisst aber, dass die vorliegenden Untersuchungen wesentlich geringere Fremdbefruchtungsraten ergeben, als sie aufgrund der anfangs erwähnten schwedischen Ergebnisse für Raps bisher meist angenommen wurden. - Die Genauigkeit dieser Schätzwerte hängt natürlich ganz entscheidend von der Richtigkeit der zugrundegelegten Annahme  $r_i = s_i$  ab. Eine genauere Analyse der  $s_i$  - unter Berücksichtigung der räumlichen Verteilung der erucasäurearmen Pflanzen auf der Versuchsfläche - ist in Vorbereitung (Hühn und Rakow, 1978).

#### 4. LITURATURVERZEICHNIS

- Andersson, G. und G. Olsson, 1961. Handb. Pfl.züchtg. V, 2.Auf., 5-49, Verl. P. Parey.
- Hühn, M. und G. Rakow, 1978. Z. f. Pfl.züchtg. 78 (im Druck).
- Manner, R., 1959. Z. f. Pfl.züchtg. 41, 395-412.
- Olsson, G., 1954. Hereditas 40, 249-252.
- Olsson, G., 1960. Hereditas 46, 241-252.

- Rives, M., 1957. Ann. Amel. Plantes 7, 61-107.  
Schuster, W., 1969. Z. f. Pfl.züchtg. 62, 47-62.  
Schuster, W., 1975. Vortr. 19. Jahrest. d. Ges. f. Pfl.bauwissen. in Kiel.  
Wagner, M., 1954. Z. f. Pfl.züchtg. 33, 237-266.