

## Zur Abhängigkeit des Verrieselns von Umwelt und Genom bei *Vitis vinifera*

von

W. SCHNEIDER und G. STAUDT

### Shedding of pistils and undeveloped berries in *Vitis vinifera* as a result of environment and genome

**S u m m a r y .** — Biometrical investigations were carried out on 6 varieties at 10 locations during 2 years in order to show the phenotypic stability and the operative heritability of the character "shedding of pistils and undeveloped berries" and its dependence on leaf area, number of leaves per shoot and number of flowers per inflorescence.

- 1) The ecovalence according to WRICKE and the environmental regression typical for the varieties were calculated as parameter for the phenotypic stability of the character "shedding of pistils and undeveloped berries". All varieties show the same sensibility to environmental factors and have, therefore, the same phenotypic stability. Thus, the different varieties respond equally to both promoting and inhibiting environmental factors. An environmental regression, deviating from the value  $b = 1$  (ecovalence line), could not be established in any case.
- 2) Significant differences between the varieties could be established in spite of marked interactions with regard to the environment. The values of the operative heritability were between 83.9 and 90.6 %. As a result for the breeding work it may be concluded that, in case of vegetative propagation of the varieties, the expressivity of the character "shedding of pistils and undeveloped berries" is retained to a large extent under different environmental conditions. Of course, extreme environmental conditions have to be excluded in this case.
- 3) There is a significant influence of the number of flowers per inflorescence on the degree of "shedding of pistils and undeveloped berries". If the number of flowers per inflorescence increases by 10 the degree of "shedding of pistils and undeveloped berries" increases by 0.4—0.9 %. An indirect influence of the leaf area via the number of flowers per inflorescence on the degree of "shedding of pistils and undeveloped berries" must be assumed.

### Einleitung

Wegen der wirtschaftlichen Bedeutung ist das Verrieseln der Blüten und Beeren seit langem Gegenstand von Untersuchungen gewesen (MÜLLER-THURGAU 1883). Für die Auslösung des Verrieselns wurden verschiedene Ursachen verantwortlich gemacht (NITSCH *et al.* 1960, COOMBE 1962, HALE und WEAVER 1962, CLAUS 1963, HUGLIN und BALTHAZARD 1963, ALEXANDER 1965, BECKER 1965, KOBLET 1966, 1971, BLAHA 1968, STAUDT und KASSRAWI 1973), wobei jedoch die Ursachen nicht bis ins einzelne geklärt werden konnten.

In der vorliegenden Untersuchung soll mit biometrischen Methoden versucht werden, folgende Fragen zu klären:

1. Unterscheiden sich die Sorten hinsichtlich der phänotypischen Stabilität des Merkmals „Verrieseln“?

2. Sind Sortenunterschiede trotz der Wechselwirkung mit der Umwelt festzustellen?
3. Inwieweit wird das Verrieseln durch die Zahl der Blüten/Infloreszenz, die Blattzahl des infloreszenztragenden Triebes und die durchschnittliche Blattfläche beeinflusst?

### Material und Methoden

Die Untersuchungen wurden in den Jahren 1974 und 1975 an den Sorten Gewürztraminer (GT), Müller-Thurgau (MT), Riesling (RI), Ruländer (RU), Silvaner (SI) und Weißer Burgunder (WB) durchgeführt. Die Versuchspflanzen standen an zehn Orten im Bereich der oberen und mittleren Oberrheinischen Tiefebene: Ihringen-Blankenhornsberg, Durbach, Karlsruhe-Durlach, Leimen, Birkweiler, Essingen, Bad Dürkheim, Erpolzheim, Weisenheim a. S. und Herxheim a. B.

Je Sorte, Standort und Jahr kamen 20 Pflanzen zur Auswertung. Da aus versuchstechnischen Gründen nicht in beiden Jahren an allen Orten alle Sorten ausgewertet werden konnten, wurden bei der Berechnung drei Fälle unterschieden:

Fall A: 5 Sorten, 8 Standorte (ohne die Sorte MT),  $n_A = 1\ 600$

Fall B: 6 Sorten, 7 Standorte,  $n_B = 1\ 680$

Fall C: 5 Sorten, 8 Standorte (ohne die Sorte GT),  $n_C = 1\ 600$

Untersucht wurden die erst-inserierten Gescheine einjähriger Triebe aus dem Bereich des 4. bis 6. Nodiums. Sie wurden etwa drei Tage nach der Blüte (50 % der Blüten geöffnet) eingetütet, und nach 30 Tagen wurde die Zahl der verrieselten Blüten und Beeren registriert. Als verrieselt wurden gewertet: abgefallene Fruchtknoten und nicht entwickelte Beeren. Als Verrieselungsgrad wurde der prozentuale Anteil der verrieselten Blüten und Beeren an der Gesamtzahl der Blüten/Infloreszenz definiert. Diese Größe entspricht dem reziproken Wert des Fruchtansatzfaktors, wie er bei KOBLET (1966) angegeben ist.

Die durchschnittliche Blattfläche wurde durch Ausmessen der fünf über den untersuchten Infloreszenzen inserierten Blätter bestimmt.

Die Daten wurden am Rechenzentrum der Universität Karlsruhe verrechnet.

### Ergebnisse und Diskussion

#### 1. Phänotypische Stabilität

Die phänotypische Stabilität ist ein Maß für die Reaktion des Phänotyps eines Merkmales auf verschiedene Umweltverhältnisse. Als Parameter für die phänotypische Stabilität wurden die Ökovalenz (WRICKE 1965) und die sortentypische Umweltregression (EBERHART und RUSSEL 1966, WELING 1973) berechnet. Der Regressionskoeffizient der Merkmalsleistung im Verhältnis zum Umweltindex kennzeichnet nach FINLAY und WILKINSON (1963) die Sensibilität einer Sorte bezüglich eines Merkmales, wenn dieses an mehreren Umwelten beobachtet wird.

Geht man von der Hypothese aus, daß alle sechs untersuchten Sorten denselben Beitrag zur Wechselwirkung Sorte/Umwelt liefern ( $W_i$ ), ergibt sich ein versuchstypischer, durchschnittlicher Wert für die Ökovalenz von  $1/W_i = 6,0$  ( $\sum_1 W_i = 1$ ).

Wie aus Tab. 1 ersichtlich ist, unterscheiden sich die Sorten kaum in der Höhe der Ökovalenz. Eine Differenz zum Durchschnittswert kann selbst bei dem Wert 9,16 für die Sorte WB nicht nachgewiesen werden. Ein mit  $P < 0,05$  gesicherter Un-

Tabelle 1

Die phänotypische Stabilität des Verrieselungsgrades bei den untersuchten Sorten  
Phenotypic stability of the "degree of shedding of pistils and undeveloped berries" in the varieties investigated

| Sorte | $W_i$    | FG | $1/W_i (\sum_i W_i = 1)$ | $b_i$ | MQ-'Regr.' |    |
|-------|----------|----|--------------------------|-------|------------|----|
| GT    | 9 346,5  | 10 | 6,26                     | 0,89  | 130,65     | NS |
| MT    | 11 331,4 | 10 | 5,16                     | 1,15  | 242,70     | NS |
| RI    | 8 920,6  | 10 | 6,56                     | 0,92  | 62,00      | NS |
| RU    | 10 315,5 | 10 | 5,67                     | 1,24  | 601,92     | NS |
| SI    | 12 187,1 | 10 | 4,80                     | 0,73  | 737,34     | NS |
| WB    | 6 384,8  | 10 | 9,16                     | 1,06  | 40,27      | NS |

$W_i$  = Sorteneigener Anteil an der Interaktion Sorte/Umwelt,  
 $1/W_i$  = Standardisierter Wert als Maß für die Ökovalenz nach WICKER,  
 $b_i$  = Sortentypischer Regressionskoeffizient,  
 MQ-'Regr.' = Regressionsanteil von  $W_i$ ,  
 NS = Nicht signifikant.

$W_i$  = Portion of interaction variety/environment per variety,  
 $1/W_i$  = Standardized value as a measure of ecovalence according to WICKER,  
 $b_i$  = regression coefficient per variety,  
 MQ-'Regr.' = Portion of  $W_i$  due to regression,  
 NS = not significant.

terschied wäre bei diesem Wert dann vorhanden gewesen, wenn 97 Umwelten bzw. 80 Freiheitsgrade berücksichtigt worden wären.

Das gleichartige Verhalten gegenüber der Umwelt wird auch durch den sortentypischen Regressionskoeffizienten ( $b_i$ ) deutlich. Die Werte bewegen sich in engen Grenzen um die Größe von 1. Die Abweichungen zu niedrigeren und höheren Werten für die phänotypische Stabilität sind zufallsbedingt; sie beruhen auf einer unspezifischen Streuung um die Gerade mit  $b = 1$  (Ökovalenzgerade). Dies zeigen die F-Werte, wenn der Regressionsanteil an  $W_i$  gegen den Rest (MQ — 'um die Regression') getestet wird (F-Werte streuen zwischen 0,64 und 0,06).

Die Werte zeigen, daß keine der untersuchten Sorten eine vom Durchschnitt abweichende Sensibilität gegenüber den Umwelteinflüssen besitzt. Die Stärke des Verrieselns von einzelnen Sorten bei wechselnden Umwelteinflüssen dürfte also allein von den gegebenen günstigen bzw. ungünstigen Einflüssen abhängen.

Der Befund, daß zwischen den Sorten keine Unterschiede in der Sensibilität bestehen, besagt nicht, daß zwischen den Sorten nicht doch genetische Unterschiede hinsichtlich des Verrieselungsgrades existieren können. Die Abb. 1 zeigt, daß trotz gleicher Sensibilität, d. h. gleicher phänotypischer Stabilität, Sortenunterschiede im Verrieselungsgrad bestehen. Bei ähnlicher Steigung der Regressionsgeraden bestehen Unterschiede in der Größe der Ordinatenwerte  $y_i = \bar{x}_{i..} - \bar{x}_{...}$ .

## 2. Sortenunterschiede und operative Heritabilität

Das Ergebnis der Varianzanalyse zeigt die Tabelle 2. Man sieht, daß erwartungsgemäß die Umweltfaktoren einen großen Einfluß auf den Grad des Verrieselns haben. Von großer Bedeutung sind vor allem Unterschiede zwischen den Gescheinen der einzelnen Pflanzen ( $s^2_{M(SOJ)}$ ). Die vergleichsweise geringen Werte für die Jahres-

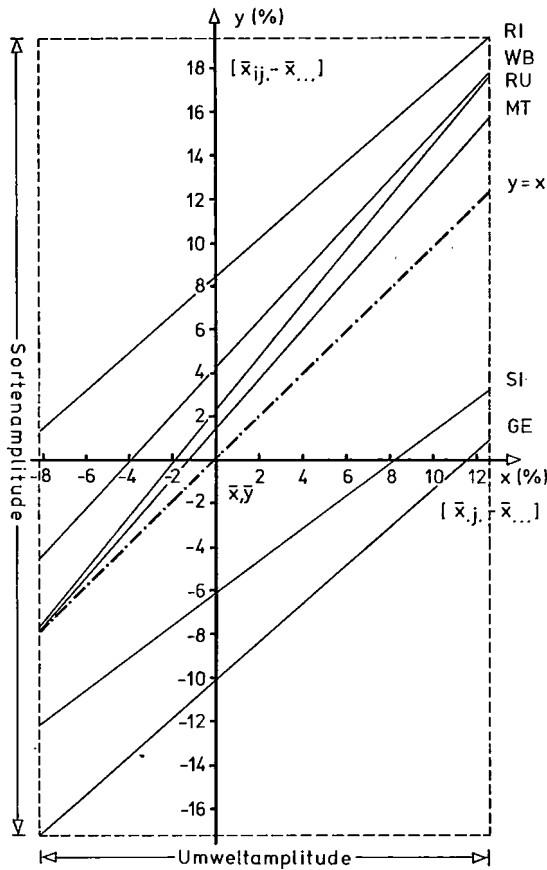


Abb. 1: Abhängigkeit des Verrieselungsgrades von Umwelteinflüssen (sortentypische Regressionsgeraden). Abszisse: Umweltindex, Ordinate: Sortenleistung.

The response of the degree of shedding of pistils and undeveloped berries to varying environments (regression-lines typical for the variety). Abscissa: environment index, ordinate: varietal performance.

unterschiede ( $s^2_j$ ) und die Sorten-Jahres-Interaktion ( $s^2_{Sj}$ ) beruhen wahrscheinlich auf der geringen Anzahl der Versuchsjahre. Dies wird deutlich, wenn eine Optimierungsanalyse nach RUNDFELDT (1957 a, b) durchgeführt wird: Bei gleichem Umfang kann die Aussagekraft des Versuchs gesteigert werden, wenn die Zahl der Jahre und Orte oder die Zahl der Jahre erhöht wird.

Der Sorteneinfluß ist in allen drei Fällen bedeutend und mit  $P < 0,005$  gesichert. Im einzelnen ergeben sich die folgenden Sortenwerte (Mittelwert über alle Orte, Jahre und Messungen; hier nur Fall B):

| Sorte                 | GT   | MT   | RI   | RU   | SI   | WB   |
|-----------------------|------|------|------|------|------|------|
| Verrieselungsgrad (%) | 43,1 | 54,6 | 61,6 | 55,5 | 47,1 | 57,4 |

Aus den Untersuchungen geht hervor, daß der Verrieselungsgrad als sortentypisches Merkmal angesehen werden kann.

Tabelle 2  
 Varianzanalyse des Merkmals „Verrieselungsgrad“  
 Variability analysis for the character “degree of shedding of pistils and undeveloped berries“

| Varianzursache | FG    |       |       | MQ          |             |            | Varianzkomponenten |        |        |
|----------------|-------|-------|-------|-------------|-------------|------------|--------------------|--------|--------|
|                | A     | B     | C     | A           | B           | C          | A                  | B      | C      |
| S              | 4     | 5     | 4     | 16 590,1*** | 13 198,5*** | 9 764,0*** | 46,99              | 40,69  | 25,61  |
| O              | 7     | 6     | 7     | 6 497,3***  | 8 724,0***  | 6 998,0*** | 27,40              | 31,13  | 30,06  |
| J              | 1     | 1     | 1     | 4 450,3NS   | 7 616,0*    | 8 770,5NS  | 5,15               | 8,34   | 10,22  |
| SO             | 28    | 30    | 28    | 1 413,9*    | 1 420,6***  | 1 228,4*   | 20,63              | 25,56  | 18,36  |
| SJ             | 4     | 5     | 4     | 728,9NS     | 783,3NS     | 836,2NS    | 0,88               | 2,75   | 2,14   |
| OJ             | 7     | 6     | 7     | 192,6NS     | 229,9NS     | 251,9NS    | 0,00               | 0,00   | 0,00   |
| SOJ            | 28    | 30    | 28    | 588,7***    | 398,4***    | 494,0***   | 21,63              | 12,39  | 17,41  |
| M(SOJ)         | 1 520 | 1 596 | 1 520 | 156,1       | 150,6       | 145,8      | 156,11             | 150,57 | 145,78 |
| Total          | 1 599 | 1 679 | 1 599 |             |             |            |                    |        |        |

(S = Sorten, O = Orte, J = Jahre, M = wiederholte Messungen,  $P < 0,005^{***}$ ,  $0,01 < P < 0,05^*$ , NS = nicht signifikant).  
 (S = varieties, O = locations, J = years, M = repeated measurements,  $P < 0,005^{***}$ ,  $0,01 < P < 0,05^*$ , NS = not significant).

Mit Hilfe der Varianzkomponenten kann die Erbllichkeit (Heritabilität) im weiteren Sinne (ALLARD 1960) berechnet werden. Über die Relativität dieses Begriffs ist vielfach diskutiert worden (ROBINSON 1963, HORN 1971, PEDERSON 1971). Es erscheint danach vorteilhaft, den von STRUBE (1967) geprägten Begriff der operativen Heritabilität ( $h^2_o$ ) zu benutzen.

Aus Tabelle 2 ergeben sich folgende Werte für  $h^2_o$ :

| Fall    | A      | B      | C      |
|---------|--------|--------|--------|
| $h^2_o$ | 90,6 % | 86,3 % | 83,9 % |

Die Werte für die Heritabilität erscheinen auf den ersten Blick relativ hoch, so daß zur richtigen Interpretation einige Erläuterungen notwendig sind.

Für die Heritabilität im weiteren Sinn ( $H_w$ ) kann man allgemein höhere Werte erwarten als für die Heritabilität im engeren Sinn ( $H_e$ ). Das beruht auf der Definition der beiden Begriffe.  $H_w$  enthält die gesamte genotypische Varianz, also auch sämtliche Dominanz- und Epistaseffekte, die den Phänotyp mitbestimmen. Da  $H_w$  den Quotienten von gesamter genotypischer zu phänotypischer Varianz darstellt, also den genetisch bedingten Anteil an der phänotypischen Varianz, ergeben sich daraus höhere Werte als bei  $H_e$ .  $H_e$  ist definiert als das Ver-

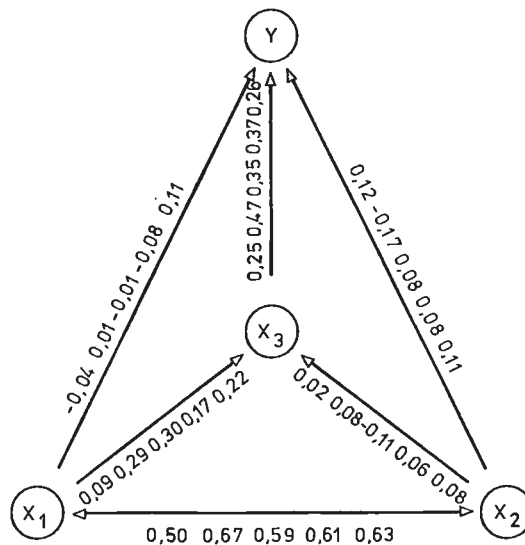


Abb. 2: Correlogramm des Verrieselungsgrades.

$y$  = Verrieselungsgrad (Zielgröße)  
 $x_1$  = Blattfläche  
 $x_2$  = Blatzzahl/Trieb  
 $x_3$  = Anzahl Blüten/Infloreszenz } (Einflußgrößen)

Correlogram for the character "degree of shedding of pistils and undeveloped berries".

$y$  = degree of shedding... (dependent size)  
 $x_1$  = leaf area  
 $x_2$  = number of leaves/shoot  
 $x_3$  = number of flowers/inflorescence } (influencing sizes)

hältnis von additiv-genetischer zu phänotypischer Varianz (FALCONER 1960, HANSON 1963).

Weiterhin muß der Versuchsplan in Betracht gezogen werden, da die Formel für die phänotypische Varianz (ALLARD 1960) versuchsspezifische Parameter enthält. Es ist z. B. möglich, durch eine Veränderung der statistischen Stufenzahlen die Größe der phänotypischen Varianz und damit die Höhe des Heritabilitätswertes zu beeinflussen (HORN 1971).

Die Ergebnisse zeigen, daß nach einer vegetativen Vermehrung von Sorten auch unter verschiedenen Umweltbedingungen die Unterschiede im Verrieselungsgrad zwischen den Sorten weitgehend erhalten bleiben. Einflüsse durch extreme Witterungsbedingungen dürfen hierbei nicht in Betracht gezogen werden.

Die Aussage, daß z. B. 86,3 % der phänotypischen Varianz genetisch bedingt sind, darf nicht damit verwechselt werden, daß 86,3 % des Phänotyps genetisch bedingt sind. In der Formel für die phänotypische Varianz fehlen nämlich wichtige Einflußgrößen, wie  $S^2_0$  und  $S^2_j$ , d. h. die Orts- und Jahresvarianz. Würden diese Varianzen auch bei der Errechnung der phänotypischen Varianz berücksichtigt, würde dies zu einer Verringerung der Werte für die Heritabilität führen.

### 3. Der Einfluß der Blütenzahl/Infloreszenz, der Blattzahl des infloreszenztragenden Triebes und der Blattfläche auf das Verrieseln

Da Korrelationen orts- und jahresabhängig sein können (WEILING und SCHÖFFLING 1968), wurden im ersten Schritt mit Hilfe der Kovarianzanalyse diese Effekte ausgeschaltet. Somit war es möglich, ausschließlich die Einzelpflanzenstreuung zu berücksichtigen (STEEL und TORRIE 1960). Mit diesen Werten wurden partielle Regressionskoeffizienten errechnet; die multiplen Zusammenhänge wurden für die einzelnen Sorten getrennt ermittelt, wobei als Versuchsplan der Fall B zugrunde gelegt wurde. Aus versuchstechnischen Gründen konnte die Sorte MT nicht berücksichtigt werden.

Da partielle Korrelationskoeffizienten nur gestatten, Zusammenhänge zwischen zwei Merkmalen zu berücksichtigen, es aber auch von Interesse ist, indirekte Einflüsse zu kennen, z. B. inwieweit die Blattfläche über die Blütenzahl/Infloreszenz das Verrieseln beeinflusst, wurde die Pfadkoeffizientenmethode (WRIGHT 1920, STERN 1957) angewandt.

Der Pfadkoeffizient ist ein standardisierter, partieller Regressionskoeffizient und stellt eine gerichtete Größe dar. Das zur Berechnung notwendige Kausalschema (Korrelogramm) für die vorliegende Fragestellung zeigt die Abb. 2. Auf den Pfeilen sind die Pfadkoeffizienten bzw. die partiellen Korrelationskoeffizienten angegeben. Die erste Zahl kennzeichnet die Sorte GT und die folgenden die Sorten RI, RU, SI und WB. Alle Werte, die größer als  $r = 0,2$  sind, sind mit  $P = 0,001$  gesichert.

Die Werte des Korrelogramms zeigen, daß eine signifikante Korrelation zwischen der Blattfläche und der Zahl der Blätter pro Trieb besteht. Da ein positiver Zusammenhang zwischen der Anzahl Blätter/Trieb und der Trieb länge besteht, besitzen also längere Triebe größere Blätter.

Ein positiver Einfluß der Blattfläche auf die Blütenzahl ist offensichtlich vorhanden, obgleich er nur für die Sorten RI, RU und WB mit  $P = 0,001$  gesichert werden kann. Danach scheint sich eine größere Assimilationsfläche fördernd auf die Blütenbildung auszuwirken.

Für die Beziehung der Anzahl Blüten/Infloreszenz zum Verrieselungsgrad ist ein signifikanter Einfluß festzustellen. Es hat den Anschein, als ob Infloreszenzen

mit einer größeren Blütenzahl diese durch eine Tendenz zum stärkeren Rieseln kompensieren, also eine Art Selbstregulation der Beerenanzahl auftritt. Das Maß des genannten Einflusses wird durch den partiellen Regressionskoeffizienten  $b_{YX_3, X_1, X_2} = b'$  wiedergegeben. Es ist  $b'$  für die einzelnen Sorten:

GT:  $b' = 0,06$  RI:  $b' = 0,07$  RU:  $b' = 0,07$  SI:  $b' = 0,08$  WB:  $b' = 0,04$

Die Werte besagen, daß der Verrieselungsgrad um 0,4 bis 0,9 % ansteigt, wenn sich die Zahl der Blüten/Infloreszenz um 10 erhöht.

Für die Beziehungen Blattzahl/Trieb — Blütenzahl/Infloreszenz, Blattzahl/Trieb — Verrieselungsgrad sowie Blattfläche — Verrieselungsgrad können keine eindeutigen Aussagen getroffen werden. Es tritt in keinem Falle eine signifikante Teilkorrelation auf.

Ein indirekter, positiver Einfluß der Blattfläche auf den Verrieselungsgrad über die Zahl der Blüten/Infloreszenz ist vorhanden, aber in keinem Falle mit  $P = 0,001$  gesichert. Bei den anderen indirekten Einflüssen sind keine eindeutigen Aussagen möglich.

### Zusammenfassung

Bei sechs Sorten wurden an zehn Standorten während zwei Jahren biometrische Untersuchungen durchgeführt, um Aussagen über die phänotypische Stabilität und die operative Heritabilität des Merkmals Verrieseln und dessen Abhängigkeit von der Blattfläche, der Blattzahl/Trieb und Anzahl Blüten/Infloreszenz machen zu können.

1. Als Parameter für die phänotypische Stabilität des Merkmals Verrieseln wurden die Ökovalenz nach WRICKE und die sortentypische Umweltregression berechnet. Alle Sorten zeigen die gleiche Sensibilität gegenüber Umwelteinflüssen und besitzen daher dieselbe phänotypische Stabilität. Die verschiedenen Sorten reagieren also gleichsinnig auf fördernde bzw. hemmende Umwelteinflüsse. Eine Umweltregression, die vom Wert  $b = 1$  abweicht (Ökovalenzgerade), kann in keinem Falle nachgewiesen werden.
2. Gesicherte Sortenunterschiede konnten trotz starker Wechselwirkungen mit der Umwelt nachgewiesen werden. Die Werte für die operative Heritabilität lagen zwischen 83,9 und 90,6 %. Als Konsequenz für die Züchtungsarbeit ergibt sich daraus, daß bei vegetativer Vermehrung von Sorten die Expressivität des Merkmals Verrieseln unter verschiedenen Umwelteinflüssen weitgehend beibehalten wird, wobei natürlich extreme Umweltverhältnisse ausgeschlossen werden müssen.
3. Es besteht ein signifikanter Einfluß der Zahl der Blüten/Infloreszenz auf die Höhe des Verrieselungsgrades. Bei einer Zunahme der Zahl der Blüten/Infloreszenz um 10 nimmt der Verrieselungsgrad um 0,4—0,9 % zu. Ein indirekter Einfluß der Blattfläche über die Anzahl der Blüten/Infloreszenz auf den Verrieselungsgrad ist wahrscheinlich.

### Literatur

- ALLARD, R. W., 1960: Principles of plant breeding. Ed. Wiley & Sons, New York—London.
- ALEXANDER, D. McE., 1965: The effect of high temperature regimes or short periods of water-stress on development of small fruiting Sultana vines. Austral. J. Agricult. Res. 16, 817—823.
- BECKER, TH., 1965: Zu den Problemen der Durchrieselung. Dt. Weinbau 20, 662—664.
- BLAHA, J., 1968: Betrachtungen über den Normalansatz der Traubenbeeren. Mitt. Klosterneuburg 18, 163—167.



- CLAUS, P., 1963: Spritzmittel und Rieselschäden. Beobachtungen 1962. Rebe u. Wein 16, 160.
- COOMBE, B. G., 1962: The effect of removing leaves, flowers and shoot tips on fruit set in *Vitis vinifera* L. J. Hort. Sci. 37, 1—15.
- EBERHART, S. A. and RUSSEL, W. A., 1966: Stability parameters for comparing varieties. Crop. Sci. 6, 36—40.
- FALCONER, D. S., 1960: Introduction to quantitative genetics. Ed. Oliver & Boyd, Edinburgh—London.
- FINLAY, K. W. and WILKINSON, G. N., 1963: The analysis of adaption in a plant breeding programme. Austral. J. Agricult. Res. 14, 742—754.
- HALE, C. R. and WEAVER, R. J., 1962: The effect of developmental stage on direction of translocation of photosynthate in *Vitis vinifera*. Hilgardia 33, 89—131.
- HANSON, W. D., 1963: Heritability. Nat. Acad. Sci. NAS-NRC, Publ. 982, 125—141.
- HORN, W., 1971: Some results of breeding research on tulips (*Tulipa* sp.). Acta Hort. Techn. Com. 23, 391—400.
- HUGLIN, P. und BALTHAZARD, J., 1963: Vorläufige Beobachtungen über das Verrieseln des Muskat-Ottonels. Rebe u. Wein 16, 126—132.
- KOBLER, W., 1966: Fruchtansatz bei Reben in Abhängigkeit von Triebbehandlung und Klimafaktoren. Wein-Wiss. 21, 297—323, 345—379.
- — —, 1971: Gründe unterschiedlichen Fruchtansatzes bei Reben. Schweiz. Z. Obst- Weinbau 23, 703—705.
- MÜLLER-THURGAU, H., 1883: Über das Abfallen der Rebenblüten und die Entstehung kernloser Traubenbeeren. Weinbau 9, 87—89, 95—96.
- NITSCH, J. P., PRATT, C., NITSCH, C. and SHAULIS, N. J., 1960: Natural growth substances in Concord and Concord Seedless grapes in relation to berry development. Amer. J. Bot. 47, 566—576.
- PEDERSON, D. G., 1971: The estimation of heritability and degree of dominance from diallel cross. Heredity 27, 247—264.
- ROBINSON, P., 1963: Heritability: a second look. Stat. Gen. Breed., Nat. Acad. Sci., NAS-NRC, Publ. 982, 609—614.
- RUNDFELDT, H., 1957 a: Zur Berechnung eines optimalen Verhältnisses zwischen der Anzahl der Prüflinge, der Prüflorte und der Vergleichsstücke bei Feldversuchen. Z. Pflanzenzücht. 37, 192—201.
- — —, 1957 b: Über die Vorteile einer erweiterten Auswertung von Feldversuchen. Arbeiten der DLG 44, 97—118.
- STAUDT, G. und KASSRAWI, M., 1973: Das Rieseln di- und tetraploider Reben. Vitis 12, 1—15.
- STEELE, R. G. D. and TORRIE, J. H., 1960: Principles and procedures of statistics. Ed. McGraw-Hill, New York.
- STERN, K., 1957: Die Pfadkoeffizientenmethode und ihre Anwendung in der Züchtung. Z. Pflanzenzücht. 38, 337—356.
- STRUBE, H. G., 1967: Merkmalskorrelationen bei Hybridmais und ihre Bedeutung für die Selektion. Diss. Univ. Hohenheim.
- WEILING, F., 1973: Zur Bestimmung der Leistungsstabilität von Pflanzentypen nach dem Verfahren von WRICKE, FINLAY, EBERHART u. a. (Zugleich ein Beitrag zum Wesen sowie zur Analyse von Wechselwirkungen). EDV in Med. u. Biol. 4, 88—98.
- — — und SCHÖFFLING, H., 1968: Über das Verhalten korrelativer Beziehungen zwischen Triebzahl, Ertrag, Mostgewicht und Gesamtsäure bei den Geisenheimer Rieslingklonen 64, 237, 239 und 198 in zwei verschiedenen Jahren. Weinberg u. Keller 15, 561—572, 631—648, 683—710.
- WRICKE, G., 1965: Die Erfassung der Wechselwirkung zwischen Genotyp und Umwelt bei quantitativen Eigenschaften. Z. Pflanzenzücht. 53, 266—343.
- WRIGHT, S., 1920: The relative importance of heredity and environment in determining the piebald pattern of guinea pigs. Proc. Nat. Acad. Sci. 6, 320—332.

Eingegangen am 6. 10. 1977

Dr. W. SCHNEIDER  
 Prof. Dr. G. STAUDT  
 Staatl. Weinbauinstitut  
 Merzhauser Str. 119  
 D-7800 Freiburg i. Br.