

AKADEMIE DER LANDWIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN  
DER DEUTSCHEN DEMOKRATISCHEN REPUBLIK

---

# ARCHIV FÜR GARTENBAU

AKADEMIE-VERLAG · BERLIN



BAND 34 · 1986 · HEFT 7

ISSN 0003-908 X

Arch. Gartenbau, Berlin **34** (1986) 7, 341–407

Zeitschrift „Archiv für Gartenbau“

Herausgeber: Akademie der Landwirtschaftswissenschaften  
der Deutschen Demokratischen Republik  
DDR - 1086 Berlin, Krausenstraße 38/39.

Verlag: Akademie-Verlag Berlin, DDR - 1086 Berlin, Leipziger Straße 3-4, PF-Nr. 1233.

Fernruf: 2 23 62 21 oder 2 23 62 29, Telex-Nr.: 11 44 20;

Bank: Staatsbank der DDR, Berlin, Kto.-Nr.: 68 36-26-207 12.

Chefredakteur: Prof. Dr. sc. WOLFGANG FEHRMANN, Institut für Obstforschung Dresden-Pillnitz der AdL,  
DDR - 8057 Dresden, Pillnitzer Platz 2.

Redaktionskollegium: H. BOCHOW, Berlin; H. FRÖHLICH, Großbeeren; F. GÖHLER, Großbeeren; F. KAUFMANN, Berlin;  
H.-G. KAUFMANN, Berlin; H. KEGLER, Aschersleben; S. KRAMER † (stellvertr. Chefredakteur), Berlin; H. RUPPRECHT, Berlin;  
G. STOLLE, Halle; G. VOGEL, Großbeeren; R. WEICHOLD, Quedlinburg; H. ZIMMERMANN, Nossen.

Anschrift der Redaktion: Institut für Obstforschung Dresden-Pillnitz der AdL, „Archiv für Gartenbau“,  
DDR - 8057 Dresden, Pillnitzer Platz 2.

Veröffentlicht unter der Lizenznummer 1276 des Presseamtes beim Vorsitzenden des Ministerrates der Deutschen  
Demokratischen Republik.

Gesamtherstellung: VEB Druckerei „Gottfried Wilhelm Leibniz“, DDR - 4450 Gräfenhainichen.

Erscheinungsweise: Die Zeitschrift „Archiv für Gartenbau“ erscheint jährlich in einem Band mit 8 Heften. Das letzte Heft  
eines Bandes enthält Inhalts-, Autoren- und Sachverzeichnis. Bezugspreis eines Bandes 200,-DM zuzüglich Versandkosten  
Preis je Heft 25,-DM. Der gültige Jahresbezugspreis für die DDR ist der Postzeitungsliste zu entnehmen.

Bestellnummer dieses Heftes: 1039/34/7.

Urheberrecht: Die Rechte über die in dieser Zeitschrift abgedruckten Arbeiten gehen ausschließlich an die Akademie der  
Landwirtschaftswissenschaften der Deutschen Demokratischen Republik über. Ein Nachdruck in anderen Zeitschriften  
oder eine Übersetzung in andere Sprachen bedarf der Genehmigung der Akademie, ausgenommen davon bleibt der Abdruck  
von Zusammenfassungen. Kein anderer Teil dieser Zeitschrift darf in irgendeiner Form – durch Photokopie, Mikrofilm oder  
ein anderes Verfahren – ohne schriftliche Genehmigung der Akademie reproduziert werden.

All rights reserved (including those of translation into foreign languages). No part of this issue, except the summaries may  
be reproduced in any form, by photoprint, microfilm or any other means, without written permission from the publishers.

© 1986 by Akademie-Verlag Berlin. Printed in the German Democratic Republic.

AN (EDV) 48236

00 500

Bestellungen sind zu richten

- in der DDR an den Postzeitungsvertrieb unter Angabe der Kundennummer des Bestellenden oder an den  
AKADEMIE-VERLAG BERLIN, DDR - 1086 Berlin, Leipziger Straße 3-4, PF-Nr. 1233;
- im sozialistischen Ausland an eine Buchhandlung für fremdsprachige Literatur oder an den zuständigen Postzeitungs-  
vertrieb;
- in der BRD und Berlin (West) an eine Buchhandlung oder an die Auslieferungsstelle  
KUNST UND WISSEN, Erich Bieber OHG, Wilhelmstraße 4-6, D - 7000 Stuttgart 1;
- in den übrigen westeuropäischen Ländern an eine Buchhandlung oder an die Auslieferungsstelle  
KUNST UND WISSEN, Erich Bieber GmbH, General Wille-Str. 4, CH - 8002 Zürich;
- im übrigen Ausland an den Internationalen Buch- und Zeitschriftenhandel; den Buchexport, Volkseigener Außenhandels-  
betrieb der Deutschen Demokratischen Republik, DDR - 7010 Leipzig, Postfach 160; oder an den  
AKADEMIE-VERLAG BERLIN, DDR - 1086 Berlin, Leipziger Straße 3-4, PF-Nr. 1233.

Arch. Gartenbau, Berlin 34 (1986) 7, 341–350

Institut für Obstforschung Dresden-Pillnitz  
der Akademie der Landwirtschaftswissenschaften der DDR

MARGITA HANDSCHACK, SIEGFRIED SCHMIDT

## Zur Bestimmung des alternanzbedingten Anteils an den Ertragsschwankungen von Apfelbestandseinheiten aus Ertragsreihen

Eingang: 1. Oktober 1985

### 1. Einleitung

Ein Ziel der obstbaulichen Maßnahmen bei der Apfelproduktion ist es, die Erträge zu steigern und gleichzeitig zu stabilisieren. Besonders günstig für die stabile Versorgung der Bevölkerung mit Äpfeln wirken Pflegemaßnahmen, die in ertragsschwachen Jahren in Zusammenhang mit der Ertragsstabilisierung eine Ertragserrhöhung zur Folge haben. Wie die Analyse der Apfelerträge zeigt (SCHURICHT, 1985; SCHMIDT u. a., 1985), ist eine derartige Zielstellung auch in der Praxis realisierbar.

Eine Analyse der Ertragsschwankungen von Jahr zu Jahr (NEUMANN, NEUMANN, 1981; NEUMANN, 1983; OPEL, 1984; SCHURICHT, 1985) ergab, daß für die Ertragsstabilität zwei Einflußkomplexe maßgeblich sind, die sich wesentlich voneinander unterscheiden. Der Witterungseinfluß, der alle Etappen der Ertragsbildung, besonders aber die Blütenknospendifferenzierung und den Fruchtansatz beeinflusst, wirkt mit stochastischen Abweichungen vom langjährigen Mittelwert. Witterungsfaktoren sind nur bedingt in ihrer Wirkung zu beeinflussen und gehören zu den nicht planbaren (KRAMER, 1981) Größen. Wie die Analyse der Jahresstreuung der Erträge weiter zeigt (NEUMANN, 1983; HANDSCHACK, SCHMIDT 1985a) und die Erträge 1984 belegen, ist die Ertragsalternanz als zweiter Ursachenkomplex von grundlegend anderem Charakter. Ihr auslösender Mechanismus ist die korrelative Hemmung der Blühinduktion durch eine größere Anzahl wachsender Embryonen in jungen Apfel Früchten. Sie spiegelt sich in der Jahresstreuung des relativen Infloreszenzbesatzes, ausgedrückt in Blühstärkeeinheiten, wider. Über den Zusammenhang zwischen Blühstärke und Ertrag wird die Alternanz als Ertragsalternanz wirksam. Diese Ertragsalternanz ist genetisch fixiert und sortentypisch stark ausgeprägt, wobei nach den bisherigen Untersuchungen, besonders die Unterlage und die Pflegemaßnahmen modifizierend wirken. Damit gehört die Ertragsalternanz insofern zu den planbaren Größen, als sie mit einer geeigneten Wahl der Sorten-Unterlagen-Kombination und dem Anbau- und Erziehungssystem bei der Planung von Apfelbeständen verändert werden kann. Für eine gegebene Bestandseinheit (BE) kann sie durch Wachstums-

regulator (WR)-Einsatz (SCHMIDT u. a., 1981, PÄTZOLD, LEBE, 1983; SCHMIDT u. a., 1985) in ihrer Wirkung auf die Ertragsschwankungen reduziert werden. Die Ertragsalternanz wird für eine konkrete BE durch den optimalen Ertrag als alternanzminimierendem Ertragswert und den Anteil der Ertragsalternanz an der Jahresstreuung der Erträge beschrieben. Die Ermittlung dieser beiden Parameter ist deshalb ein wesentlicher Schritt zur BE-bezogenen Ursachenanalyse der Jahresstreuung und zur gezielten Anwendung von WR.

Die Bestimmung des alternanzbedingten Anteils an den Jahresschwankungen des Ertrages ist exakt über das Pfadmodell Vorjahreseertrag – Blühstärke – Ertrag (HANDSCHACK, SCHMIDT, 1985a) möglich. Aus der Regression der Blühstärke auf den Vorjahreseertrag kann der optimale Ertrag der BE statistisch exakt ermittelt werden (HANDSCHACK, SCHMIDT, 1985b). Mehrjährige Aufzeichnungen über Ertrag und Blühstärke von Apfel-BE sind jedoch nur selten verfügbar. Dagegen gibt es in vielen Betrieben mehrjährige Ertragsmessungen. Wir haben uns deshalb bemüht, Näherungsverfahren zur Bestimmung der Alternanzcharakteristika von BE unter ausschließlicher Verwendung von Ertragsreihen zu entwickeln. Im Ergebnis wurde ein grafisches Näherungsverfahren zur Bestimmung des optimalen Ertrages (HANDSCHACK, SCHMIDT 1985b) angegeben und in der Praxis erprobt (SCHMIDT u. a., 1985).

Im folgenden wird ein Näherungsverfahren zur Bestimmung des alternanzbedingten Anteils an den Ertragsschwankungen aus Ertragsreihen vorgestellt.

## 2. Material

Als exakte Werte für den Anteil der Ertragsalternanz an den Jahresschwankungen der Erträge standen uns die Pfadkoeffizienten der Wirkungskette Vorjahreseertrag – Blühstärke – Ertrag für die Sorten 'James Grieve', 'Gelber Köstlicher', 'Auralia' und 'Carola' aus einer Versuchsanlage des IFO Dresden-Pillnitz zur Verfügung (HANDSCHACK, SCHMIDT, 1985a). Darüber hinaus wurden längere Ertragsreihen von BE aus Obstbaubetrieben der DDR als Testmaterial hinzugezogen, als Beispiel wird eine Anlage 'Gelber Köstlicher'/M4 der LPG '1. Mai' Coswig (SCHMIDT u. a., 1985) verwendet.

## 3. Methode und Ergebnisse

Die ausschließliche Verwendung von Ertragsreihen ohne Erfassung der Blühstärke zur Beschreibung der Ertragsalternanz ist mit starkem Informationsverlust hinsichtlich des tatsächlichen Wirkungsmechanismus verbunden (SILVA u. a., 1980). Wir konnten jedoch zeigen, daß die Wirkungskette der Ertragsalternanz näherungsweise durch die lineare Abhängigkeit der Ertragsschwankung vom Vorjahreseertrag ersetzt werden kann. Während zur Bestimmung des optimalen Ertrages ein ausgezeichneter Punkt der Geraden benutzt wurde, wird zur Berechnung des Alternanzanteils an den Jahresschwankungen der lineare Zusammenhang im gesamten Wertebereich verwendet. Dazu wird zunächst die Korrelation des Vorjahreseertrages und der Ertragsschwankungen, die mit dem langjährigen Ertragsmittelwert normiert werden, grafisch dargestellt (s. Abb. 1; HANDSCHACK, SCHMIDT, 1985b, Abb. 2). Der entscheidende Schritt, der jeden Schematismus einschließlich der nach der Methode der kleinsten Quadrate

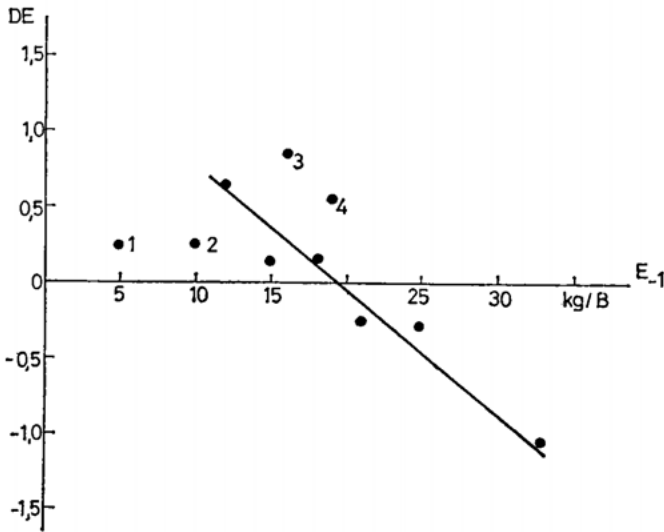


Abb. 1. Grafische Darstellung des Einflusses des Vorjahresertrages  $E_{-1}$  auf die Ertragsänderung  $E - E_{-1}$  (normiert auf den Mittelwert  $\bar{E}$ ) für eine BE 'Gelber Köstlicher' am Standort Coswig (aus SCHMIDT u. a., 1985)

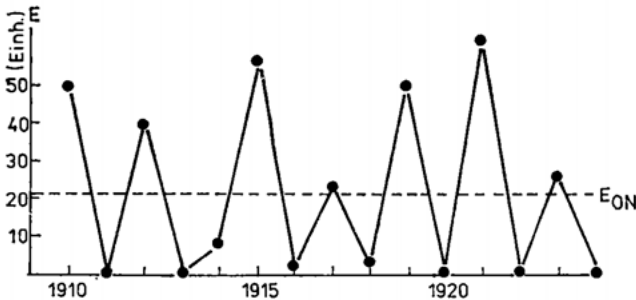


Abb. 2. Ertragsverlauf einer BE 'Bohnapfel'/Slg mit Rhythmuswechsel (aus PFEFFER, 1967a) mit optimalem Ertrag  $E_{ON}$  [Einheiten]

bestimmten Regressionsfunktion verbietet, ist die geeignete Festlegung der linearen Abhängigkeit der normierten Ertragsschwankungen vom Vorjahresertrag. Dabei müssen eindeutig nicht durch Alternanz verursachte Ertragsänderungen, die sich in Abweichungen von der linearen Abhängigkeit ausdrücken, ausgeschlossen werden. Dazu sind Zusatzinformationen über den Ertragsverlauf notwendig, um den Informationsverlust infolge der fehlenden Erfassung der Blühstärke auszugleichen. Neben Ertragsänderungen im Zeitraum des Ertragsanstieges (Pkt. 1, 2 aus Abb. 1) sind die Punkte 3 und 4 in Abbildung 1 nicht durch Alternanz erklärbar. Sie dokumentieren, daß die Ertragsbildung und damit die Alternanzzyklen nicht ungestört ablaufen, sondern besonders während der Blütenknospendifferenzierung und dem Fruchtansatz vielfältigen Einflüssen unterliegen. Unter Ausschluß solcher eindeutig nicht durch Alternanz verursachter Ertragsänderungen gelingt es meist, durch die übrigen Punkte eine Gerade zu legen. Das ist als Ausdruck auftretender Ertragsalter-

nanz zu werten. Darüber hinaus ist der Schnittpunkt der Geraden mit der Abszisse eine hinreichend genaue Schätzung des optimalen Ertrages für die Bestandseinheit. Der alternanzbedingte Anteil an den Ertragsschwankungen kann direkt unter Verwendung des Korrelogrammes (s. Abb. 1) einfach bestimmt werden.

$$(1) \quad A = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N |DE - \widehat{DE}|_i}{\sum_{i=1}^N |DE|_i}$$

DE:  $E - E_{-1} / \bar{E}$

$\widehat{DE}$ : Schätzwert für DE aus der linearen Abhängigkeit

N: Zahl der Ertragsschwankungen

Dazu werden zunächst die normierten Ertragsschwankungen betragsmäßig summiert. Danach wird die Summe der Abweichungsbeträge der Ertragsschwankungen von der Regressionsgeraden der Ertragsalternanz ermittelt und zu der Summe der Ertragsschwankungen ins Verhältnis gesetzt. Die Differenz zu 1 ergibt den Alternanzkoeffizienten  $A$ .  $A$  gibt den Anteil an den mittleren normierten Ertragsschwankungen der BE an, der durch die lineare Abhängigkeit der Ertragsschwankungen vom Vorjahresetrag bedingt ist. Er schwankt zwischen +1 (die Ertragsschwankungen sind voll alternanzbedingt) und 0 (alternanzfrei) und kann prozentual angegeben werden. Werden für  $A$  negative Werte ermittelt, wurde die lineare Abhängigkeit falsch bestimmt. Der Alternanzkoeffizient  $A$  gehört seinem Charakter nach zu den empirischen Koeffizienten, wobei Vorstellungen aus der Regressionsanalyse einbezogen werden. Einschränkungen bei der Anwendung oder zusätzliche Alternanzmaße sind für beliebige BE nicht notwendig.

Ein Vergleich der Beträge der in beschriebener Weise bestimmten Alternanzkoeffizienten  $A$  mit den Pfadkoeffizienten (HANDSCHACK, SCHMIDT, 1985 a), dem empirischen Alternanzkoeffizienten (HOBLYN u. a., 1936) und dem Regressionskoeffizienten des Ertrages auf den Vorjahresetrag (NEUMANN, 1979) zeigt Tabelle 2 für die BE in Pillnitz. Es wird deutlich, daß bei 'James Grieve' in dieser BE der Informationsverlust infolge des Ausschlusses der Blühstärke aus den Betrachtungen nicht kompensiert wird. Insgesamt liefert der Alternanzkoeffizient nach Formel (1) gute Näherungen für den exakten Wert  $B$  und zeigt sich besonders in seiner durchgängig guten Schätzung für  $B$  den vergleichbaren Koeffizienten überlegen. Diese Überlegenheit wird offensichtlich, wenn der Erfassungszeitraum deutlich kürzer wird. So beträgt  $A$  für die in Abbildung 2 dargestellte BE 0,6, während  $I$  den Wert 0,2 liefert. Die insgesamt niedrige Jahresstreuung der Erträge, wie sie sich in dem niedrigen  $I$ -Wert ausdrückt, geht als Nenner in die Bestimmung von  $A$  (Formel (1)) ein und kann gesondert zur Analyse von Jahresschwankungen der Erträge in konkreten BE herangezogen werden. Das Ergebnis ist für die betreffende BE konkret. Sortenverallgemeinerungen sind gesondert zu behandeln und bedürfen erfolgreicher Untersuchungen aller BE im Aussagebereich.

#### 4. Diskussion

Der auffällige zweijährige Ertragsrhythmus über mehrere Jahre, der Ausdruck ungestörter Alternanzzyklen ist, hat in der Literatur schon frühzeitig zu dem Versuch geführt, diese Ertragsrhythmik quantitativ zu erfassen und zur Charakterisierung des Sortenverhaltens oder konkreter Apfelanlagen zu verwenden. Dazu wurde eine Anzahl von Alternanzkoeffizienten eingeführt (Tab. 1), die die diagnostische Abschätzung des Alternanzanteils zum Ziel hatten. Methodisch wurde stets die Ertragsdifferenz zwischen zwei Jahren geeignet mit einem Bezugswert normiert. Als Bezugswert wählten HOBLYN u. a. (1936) die Summe aufeinanderfolgender Erträge, PEARCE, DOBERCEK-URBANC (1967) (s. Tab. 1) den entsprechenden quadratischen Ausdruck und GRUPPE (1960) den Ertrag im Ertragsjahr. Der langjährige Mittelwert der normierten Ertragsschwankungen wurde als Alternanzkoeffizient bezeichnet. Damit wurde die mittlere Ertragsschwankung insgesamt als alternanzbedingt betrachtet, was unseren Kenntnissen über die Ertragsalternanz widerspricht (NEUMANN, 1983; MONSELISE, GOLDSCHMIDT, 1982). Die von GRUPPE (1960) verwendete Bezeichnung 'prozentuale Ertragsschwankung' ist zutreffend, der berechnete Wert wurde jedoch wiederum mit dem Alternanzanteil an den Ertragsschwankungen gleichgesetzt. In der Literatur wurde eine Reihe von Versuchen veröffentlicht, sachliche und statistische Widersprüche der bestimmten Koeffizienten bei Anwendung auf konkrete Ertragsreihen zu klären. Dazu wurde die Zweijährigkeit des Ertragsrhythmus mit einem Rhythmusindex (PFEFFER, 1967) bzw. Synchronitätsindex (MONSELISE, GOLDSCHMIDT, 1982) als zusätzliches Maß berücksichtigt. Umfangreiche Untersuchungen zum zweijährigen Rhythmus, seinen Unterbrechungen und Wechseln wurden von PFEFFER (1966, 1967 a, b; KEMMER, SCHULZ, 1960) veröffentlicht. Eine Reihe von ungeklärt gebliebenen Fragen in diesem Zusammenhang läßt sich jetzt unter Verwendung des optimalen Ertrages lösen. Die der Arbeit von PFEFFER (1967 a) entnommene Abbildung (Abb. 2) stellt den Ertragsverlauf der Sorten-Unterlagen-Kombination Bohnapfel/Sämling mit deutlich ausgeprägtem zweijährigen Rhythmus dar; ergänzend wurde der nach dem grafischen Verfahren ermittelte optimale Ertrag eingezeichnet. Es zeigt sich, daß die als Rhythmuswechsel untersuchte Abweichung vom zweijährigen Ertragsrhythmus 1914–1915 von einem unteroptimalen Ertrag 1914 verursacht wurde. Da der alternanzauslösende Grenzwert in diesem Jahr nicht erreicht wurde, folgte 1914 bis 1915 ein weiterer Ertragsanstieg. PFEFFER (1967 a, b) beschäftigte sich darüber hinaus mit der Ausschaltung der Minimierungseffekte auf den Alternanzkoeffizienten nach HOBLYN u. a. (1936) infolge hohen Ertragsniveaus. Er zeigte, daß bei gleichen Ertragsschwankungen um einen mittleren Ertrag von 5 kg/B der Alternanzkoeffizient gegenüber einem Mittelwert von 20 kg/B doppelt so groß bestimmt wurde. Er schlug vor, den mittleren Ertrag als 'Fallebene' einzubeziehen. Die ursprüngliche Formulierung des Alternanzkoeffizienten nach HOBLYN u. a. (1936) hat sich jedoch bis in die Gegenwart in der Praxis zur Beurteilung der Ertragsalternanz durchgesetzt (KARPOV, 1983; KARPOV, MEŠČERJAKOV, 1971). Dazu trägt die einfache Bestimmbarkeit des Alternanzkoeffizienten bei. Neben den Alternanzkoeffizienten, die auf dem zweijährigen Ertragsrhythmus aufbauen, wurde von NESTEROV (1982) die Ertragsstabilität aus zwei aufeinanderfolgenden Ertragsschwankungen (4 Jahre) bestimmt und nach Normierung auf die Summe der Erträge, als Alternanzkoeffizient interpretiert (s. Tab. 1). Alle bisher beschriebenen Alternanzkoeffizienten geben eine Abschätzung

der mittleren Ertragsschwankung. Sie liefern einen guten Schätzwert für die Ertragsalternanz, wenn ein großer Teil der Ertragsschwankungen tatsächlich alternanzbedingt ist (vgl. Tab. 2). Bei geringem Alternanzanteil der Ertragsschwankungen (vgl. Tab. 2) dagegen treten große Ungenauigkeiten auf. Die genannten Alternanzkoeffizienten sind deshalb zur Beschreibung der Ertragsalternanz bei beliebigen Ertragsreihen nicht mit hinreichender Genauigkeit anwendbar.

Mit der Entwicklung der Statistik wurde es möglich, mit einem stochastischen Modell die Ertragsschwankungen zu analysieren. Analog zu den empirisch bestimmten Maßzahlen wurde die Zweijährigkeit des Ertragsrhythmus als Alternanzausdruck ange-

Tabelle 1

Alternanzindex	$I = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{ E_i - E_{i+1} }{E_i + E_{i+1}}$	HOBLYN u. a. 1936
"	$= \frac{\sum_{i=1}^{n-1}  E_i - E_{i+1} }{2 \sum_{i=1}^n E_i - (E_1 + E_n)}$	FÖRSTER 1952 (unveröff.) zit. b. GRUPPE 1960
"	$= I \cdot 100$	NEUMANN 1959 GRUPPE 1960
Ertragsstabilität	$R = \frac{(E_1 - E_2) + (E_3 - E_4)}{E_1 + E_2 + E_3 + E_4}$	NESTEROV 1982
Prozentuale Ertragsschwankung	$E = \frac{E_{\text{Ertragsj.}} - E_{\text{Ausfallj.}}}{E_{\text{Ertragsj.}}}$	GRUPPE 1960
(auch als mittlere prozentuale Ertragsschwankung angewandt)		
	$K = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \left( \frac{E_i - E_{i+1}}{E_i + E_{i+1}} \right)^2}$	PEARCE, DOBERČEK-URBANC 1967
	„b“ (Regression des Ertrages auf den Vorjahresertrag)	NEUMANN 1979
	R' (Korrelationskoeffizient zwischen Ertrag und Vorjahresertrag)	ANDERSON 1942
	„B“ ,Rhythmus' ,Synchronitätsindex'	HOBLYN u. a. 1936 PFEFFER 1967 a, b MONSELISE, GOLDSCHMIDT 1982

Tabelle 2

Betrag der Pfadkoeffizienten der Wirkungskette Vorjahresertrag – Blühstärke – Ertrag (Ertragsalternanz) *B*, Koeffizient nach HOBLYN *I*, Alternanzkoeffizient nach NEUMANN *b* und grafisch bestimmter Alternanzanteil *A* an den Jahresschwankungen des Ertrages für 4 Apfelbestandseinheiten in Pillnitz

	<i>B</i>	<i>I</i>	<i>b</i>	<i>A</i>
James Grieve	0,03	0,37	0,18	0,23
Golden Delicious	0,23	0,29	0,06	0,28
Auralia	0,52	0,49	0,52	0,55
Carola	0,53	0,40	0,48	0,51