

SCHRIFTENREIHE DES AGRARWIRTSCHAFTLICHEN INSTITUTES  
DES BUNDESMINISTERIUMS FÜR LAND- UND FORSTWIRTSCHAFT

E 900 Bi 1 SR 28

Die Abhängigkeit der Erträge vom Witterungsverlauf  
Eine Quantifizierung für Prognosezwecke

*Crop yields and weather variability*  
*An econometric analysis towards forecasting yields*

von

Dipl.-Ing. Josef BINDER

Dipl.-Ing. Karl M. ORTNER

Wien 1978



G

Zugangsdatum	12. 3. 79
Zugangsnummer	19851
Klassifizierung	W.P.
Signatur	E 900.311

ISBN 3 - 7040 - 0637 - 8

---

Eigentümer, Herausgeber und Druck: Agrarwirtschaftliches Institut  
des Bundesministeriums für Land- und Forstwirtschaft, 1133 Wien 13,  
Schweizertalstraße 36. Verlag: Österreichischer Agrarverlag,  
1014 Wien 1, Bankgasse 1-3.

# INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
Vorwort	9
1 EINLEITUNG	11
1.1 Problemstellung	11
1.2 Zielsetzung und Vorgangsweise	12
2 LITERATURÜBERBLICK	14
3 KONZEPT	19
3.1 Theoretische Grundlagen	19
3.2 Das mathematische Modell	23
3.2.1 Grundlagen	23
3.2.2 Spezifikation	26
3.3 Das statistische Modell	30
3.3.1 Spezifikation der kontrollierbaren Variablen	30
3.3.2 Spezifikation des Witterungseinflusses	32
4 METHODIK	35
4.1 Multiple Regression	35
4.2 Behandlung der Multikollinearität	38
4.3 Kombination von Modellen	42
4.4 Prognoseschätzung	45
4.5 Beurteilung von Prognosereihen	48
5 DURCHFÜHRUNG	52
5.1 Daten für die unabhängigen Variablen	52
5.2 Ertragsdaten	56
5.3 Basisertrag, Ertragsabweichungen und korrigierte Erträge	57
5.4 Zusammenfassung: Der Weg zum Prognosemodell	63
6 ERGEBNISSE	65
6.1 Die Basismodelle der Fruchtarten	65
6.1.1 Winterweizen	65
6.1.2 Winterroggen	70

	Seite
6.1.3 Sommergerste	76
6.1.4 Spätkartoffeln	81
6.1.5 Körnermais	87
6.2 Die Witterungsmodelle der Fruchtarten	93
6.2.1 Winterweizen	93
6.2.2 Winterroggen	95
6.2.3 Sommergerste	97
6.2.4 Spätkartoffeln	99
6.2.5 Körnermais	104
6.3 Die Prognosemodelle und ihre Diskussion	105
6.3.1 Winterweizen	105
6.3.2 Winterroggen	109
6.3.3 Sommergerste	112
6.3.4 Spätkartoffeln	117
6.3.5 Körnermais	121
7 BEURTEILUNG	125
7.1 Die ex-post-Prognosen	125
7.2 Die ex-ante-Prognosen 1977	135
7.3 Schlußbemerkungen	140
8 ZUSAMMENFASSUNG	143
SUMMARY	145
9 LITERATURVERZEICHNIS	148
9.1 Literatur	148
9.2 Statistische Unterlagen	155
10 ANHANG	156

## TABELLENVERZEICHNIS

Tab.Nr.		Seite
1	Die in der Regression verwendeten Basisvariablen	52
2	Korrelationen von Witterungsvariablen der Wetterstation Wien mit jenen von Kremsmünster und Graz, Werte für Mai 1950-1974	54
3	Mittelwerte der Witterungsvariablen der Wetterstationen Wien, Kremsmünster und Graz, Werte für Mai 1950-1974	54
4	Die Hektarerträge des Winterweizens in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976	66
5	Die Hektarerträge des Winterroggens in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976	72
6	Die Hektarerträge der Sommergerste in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976	78
7	Die Hektarerträge der Kartoffeln in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976	84
8	Die Hektarerträge von Körnermais in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976	88
9	Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Winterweizens (Referenzperiode: 1951 bis 1976)	94
10	Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Winterroggens (Referenzperiode: 1951 bis 1976)	96
11	Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle der Sommergerste (Referenzperiode: 1951 bis 1976)	98
12	Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle der Spätkartoffeln (Referenzperiode: 1950 bis 1976)	100
13	Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Körnermaises (Referenzperiode: 1950 bis 1976)	102
14	Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterweizen in Österreich	106

Tab.Nr.		Seite
15	Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterroggen in Österreich	110
16	Prognosemodell für den Hektarertrag von Sommergerste in Österreich	114
17	Prognosemodell für den Hektarertrag von Spätkartoffeln in Österreich	118
18	Prognosemodell für den Hektarertrag von Körnermais in Österreich	122
19	Verteilung der ex-post-Prognosen im Prognose-Realisationsdiagramm	126
20	Ungleichheitskoeffizienten $u_2$ von <i>Theil</i> für die ex-post-Prognosen	132
21	Ex-ante geschätzte Hektarerträge 1977 in Österreich in Abhängigkeit vom Witterungsverlauf	136
22	Ex-ante geschätzte Hektarertragsänderungen von 1976 auf 1977 und Ertragsbeeinflussung durch den Witterungsverlauf, im Vergleich zu den tatsächlichen Änderungen	137
A 1	Höchste Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	156
A 2	Tiefste Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	157
A 3	Mittlere Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	158
A 4	Sonnenscheindauer, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	159
A 5	Relative Luftfeuchtigkeit, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	160
A 6	Windgeschwindigkeit, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	161
A 7	Niederschlagshöhe, Wien (Hohe Warte), 1950-1977	162
A 8	Mittelwerte der Witterungsdaten, Wien (Hohe Warte), 1950-1975	163
A 9	Ex-post geschätzte Hektarerträge in Österreich in Abhängigkeit vom Witterungsverlauf	164

## VERZEICHNIS der ABBILDUNGEN

Abb.Nr.		Seite
1	Der Zusammenhang zwischen Variablen und Faktoren	22
2	Die Beeinflussung des Ertrages durch eine bestimmte Umweltkonstellation im jeweiligen Zeitpunkt $s$ bzw. Zeitabschnitt $\Delta_j$ der Vegetationszeit	25
3	Eine Ertragsfunktion (E) und ihre lineare Annäherung (F) in Abhängigkeit von einer Einflußvariablen ( $x_j$ )	27
4	Eine Ertragsfunktion (E), ihre lineare Annäherung (F) und ihre Annäherung proportional zur Abweichung der Einflußvariablen vom Optimum (F')	29
5	Prognose-Realisationsdiagramm	50
6	Die Monatsmitteltemperaturen im Mai in den Wetterstationen Wien, Kremsmünster und Graz, 1950-1974	55
7	Flußdiagramm zur Entwicklung der Gesamtmodelle	62
8	Die Hektarerträge des Winterweizens in Österreich, 1951-1976	68
9	Die Abweichungen der Hektarerträge des Winterweizens in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976	69
10	Die Hektarerträge des Winterroggens in Österreich, 1950-1976	71
11	Die Abweichungen der Hektarerträge des Winterroggens in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976	74
12	Die Hektarerträge der Sommergerste in Österreich, 1950-1976	77
13	Die Abweichungen der Hektarerträge der Sommergerste in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976	80
14	Die Hektarerträge der Spätkartoffeln in Österreich, 1950-1976	83
15	Die Abweichungen der Hektarerträge der Spätkartoffeln in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976	86

Abb.Nr.		Seite
16	Die Hektarerträge von Körnermais in Österreich, 1950-1976	90
17	Die Abweichungen der Hektarerträge von Körnermais in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1950-1976	91
18	Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Winterweizens	108
19	Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Winterroggens	112
20	Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag der Sommergerste	116
21	Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag der Spätkartoffeln	120
22	Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Körnermaises	124
23	Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Winterweizenmodells	127
24	Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Winterroggenmodells	128
25	Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Sommergerstenmodells	129
26	Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Spätkartoffelmodells	130
27	Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Körnermaismodells	131
28	Der Verlauf der Ungleichheitskoeffizienten $u_2$ der fünf Ackerfruchtmodelle während der Vorsaison und der Vegetationszeit	133
29	Ex-ante-Prognosen des Witterungseinflusses auf den Ertrag der Spätkartoffeln in Österreich 1977 mit Hilfe ausgewählter Witterungsmodelle	139

## Vorwort

Zuverlässige Ertragsprognosen waren schon immer ein Ziel der für die Landwirtschaft in Wissenschaft und Praxis Verantwortlichen. Kein Wirtschaftszweig ist in solchem Maße dem unkontrollierbaren Risiko der Witterung ausgesetzt wie die Landwirtschaft. Dem Risiko einer Mißernte zu entgehen, bedeutet entweder den Umfang der Anbaufläche immer so zu wählen, daß auch bei einer Mißernte die Versorgung noch sichergestellt ist, oder rechtzeitig die Gefahr einer Mißernte zu erkennen und Gegenmaßnahmen, z.B. Käufe auf dem Weltmarkt, einzuleiten. Andererseits bringt auch eine hohe Ernte, die den inländischen Bedarf übersteigt, Probleme, weil die Übermenge möglichst günstig verwertet werden soll. In beiden Fällen ist es vorteilhaft, wenn man schon frühzeitig weiß, wie die kommende Ernte einzustufen ist, damit entsprechende Maßnahmen eingeleitet werden können.

Die vorliegende Studie ist das Ergebnis der Bemühungen des Agrarwirtschaftlichen Institutes, der Agrarpolitik auch auf diesem Gebiet bessere Entscheidungsgrundlagen zu schaffen. Sie verdankt ihre Entstehung in erster Linie Herrn Dr. *Herbert Hanus*, jetzt Professor und Direktor des Lehrstuhls Allgemeiner Pflanzenbau an der Christian-Albrechts-Universität in Kiel, dessen Arbeiten zu Ende der sechziger Jahre eine wertvolle und wesentliche Voraussetzung für die vorliegende Untersuchung waren, und der unsere Arbeit durch Überlassung von Manuskripten in dankenswerter Weise unterstützte.

Unser eigentlicher Beitrag zu diesem interdisziplinären Forschungsgebiet umfaßt vor allem zwei Bereiche, nämlich die Entwicklung und Erweiterung der dem Modell von *Hanus* zugrundeliegenden Theorie <sup>von</sup> und die gezielte Anwendung ökonometrischer Methoden zur Verifizierung dieser Theorie, zur Quantifizierung des theoretischen Modells, und zur Überprüfung der mit Hilfe des quantifizierten Modells erstellten Prognosen.

Die vorliegende Arbeit stellt die Grundlage für die Prognosen der Hektarerträge auf Grund der Witterungsentwicklung dar, die vom Agrarwirtschaftlichen Institut laufend erstellt werden. Wir hoffen, damit die Basis für marktpolitische Entscheidungen zu erweitern.

Wien, im Oktober 1978

*Dipl.-Ing. Hans Alfons*



## 1 EINLEITUNG

### 1.1 Problemstellung

In der landwirtschaftlichen Produktion stellt die Naturgebundenheit neben den Produktionsfaktoren Arbeit, Kapital und Boden einen sehr entscheidenden Faktor dar. Die witterungsbedingten Ertragsschwankungen der Feldfrüchte bedeuten ein hohes Risiko der landwirtschaftlichen Produktion, das durch verstärkten Kapitaleinsatz und damit verbundene Spezialisierung immer größeres Gewicht erhält. Der spezialisierte Betrieb kann durch eine Mißernte sehr leicht in Liquiditätsschwierigkeiten geraten. Die frühzeitige Kenntnis einer bevorstehenden schlechten Ernte könnte dem Landwirt helfen, Liquiditätsschwierigkeiten durch rechtzeitige Dispositionen, wie Zurückstellung von Investitionen sowie Verschiebung von zeitlich nicht gebundenen Ausgaben auf einen späteren Zeitpunkt, zu vermeiden.

Ebenso interessant sind frühzeitige Ertragsprognosen für die gesamte Volkswirtschaft. Durch die zunehmenden Interdependenzen zwischen dem Agrarbereich und den übrigen Sektoren der Wirtschaft, vor allem bedingt durch die fortschreitende Substitution des Produktionsfaktors Arbeit durch den Produktionsfaktor Kapital, wirken die unregelmäßigen, unbeeinflussbaren Ertragsschwankungen auf die ganze Volkswirtschaft weiter. Die Volkswirtschaft erhält Impulse zur Kontraktion bzw. Expansion durch das von Mißernten bzw. Spitzenernten beeinflusste Nachfrageverhalten der Landwirte nach Produktionsmitteln. Maschinenkäufe zum Beispiel werden überwiegend in guten Ertragsjahren getätigt.

Andererseits benötigt die Volkswirtschaft Mittel, um die durch die Witterung bedingten Ertragsschwankungen der landwirtschaftlichen Produktion auszugleichen: Auf der einen Seite gilt es, die Versorgung der Bevölkerung mit qualitativ hochwertigen Nahrungsmitteln zu angemessenen Preisen sicherzustellen, auf der anderen Seite, die in der Landwirtschaft Tätigen an der allgemeinen Einkommens- und Wohlstandsentwicklung teilnehmen zu lassen. Die sozialen Kosten der Ertragsunsicherheit, sei es die Verwertung der Überproduktion oder die Beschaffung von Gütern auf dem Weltmarkt im Fall einer Mißernte, können umso mehr verringert werden, je früher im Jahr die voraussichtlichen Ernteerträge erkannt werden.

In Österreich gibt es bereits seit dem Jahr 1938 Schätzungen der voraussichtlichen sowie der geernteten Erträge bei Feldfrüchten und Obst. Sie werden von ehrenamtlichen Berichterstattern des Österreichischen Statistischen Zentralamtes (ÖStZ) durchgeführt. Naturgemäß unterliegen solche Schätzungen subjektiven Einflüssen.

Dadurch kommt es zu mehr oder minder großen Unter- bzw. Überschätzungen, die beispielsweise bei Getreide durchschnittlich 8-10 % und bei Kartoffeln 10-15 % betragen und in Jahren mit Rekord- oder Mißernten noch gravierender ausfallen. Deshalb begann das ÖStZ im Jahr 1964 probeweise mit sogenannten Besonderen Ernteermittlungen, die nach der Ernte den österreichischen Durchschnittsertrag auf objektive Weise feststellen. Dies geschieht durch Messung des Ertrages auf Probestücken oder Feldern, die flächenproportional der letzten Bodennutzungserhebung nach einem mehrstufigen Stichprobenverfahren ausgewählt werden. Auswahlstufen sind Gemeinde, Betrieb und Feld, wobei in 150 Stichprobengemeinden auf je zwei Betrieben pro Fruchtart Felder oder Probestücke auf diesen Feldern abgeerntet werden und der Ertrag gemessen wird. Das Bundesstatistikgesetz 1965 ermöglichte dann die Durchführung von Stichprobenerhebungen auf gesetzlicher Grundlage. 1966 wurde mit der Besonderen Ernteermittlung von Winterweizen begonnen. Seit 1972 sind folgende Feldfrüchte erfaßt: Winterweizen, Winterroggen, Sommergerste, Spätkartoffeln und Körnermais. (*Zechner*)

Die Schätzung der voraussichtlichen Erträge soll den Entscheidungsträgern frühzeitig Unterlagen für ihre Dispositionen liefern. Da die Berichterstattemeldungen aber einen mehr oder minder großen Schätzfehler aufweisen, sind sie als Grundlage für Dispositionen nur bedingt verwendbar. Die auf der Basis der Besonderen Ernteermittlung festgestellten Daten kommen für kostensparende Entscheidungen zu spät.

### 1.2 Zielsetzung und Vorgangsweise

Ziel der vorliegenden Untersuchung ist es, die Vorausschätzungen des Ertrages der oben genannten Feldfrüchte auf eine objektive Basis zu stellen. Dazu ist es notwendig, die Zusammenhänge zwischen Pflanzenertrag und Umweltfaktoren zu kennen und aus den Realisationen der Umweltfaktoren den Pflanzenertrag zu errechnen. Da diese Zusammenhänge unbekannt sind, werden zunächst die für die Ertragsbildung wichtigen Umweltfaktoren festgestellt und ihr Einfluß auf den Ertrag quantifiziert. Im einzelnen sollen ein theoretisches Modell der Ertragsbildung entwickelt, die Parameter statistischer Modelle empirisch bestimmt und diskutiert und die für geeignet befundenen statistischen Modelle zu einem Gesamtmodell mit günstiger Prognoseeignung kombiniert werden.

Die Beziehungen zwischen Umweltfaktoren und Ertrag werden mit Hilfe der multiplen Regression und an Hand leicht zugänglicher Daten untersucht, damit es bei Berechnung der Vorausschätzungen zu keinen unnötigen Verzögerungen kommt.

## 2 LITERATURÜBERBLICK

Die große wirtschaftliche Bedeutung der witterungsbedingten Ertragsunsicherheit führte zu einer Fülle und Mannigfaltigkeit an Literatur, die diesen Problemkreis behandelt, sodaß im Rahmen dieser Arbeit nur ein geringer Teil erwähnt werden kann. Neben den richtungsweisenden Arbeiten, die sich mit objektiven großräumigen Ertragsschätzungen vor allem methodisch und theoretisch auseinandersetzen, sollen daher lediglich Ergebnisse der neueren Forschung behandelt werden.

Objektive Ertragsvorausschätzungen stützen sich auf Meßwerte, die in direkter oder indirekter Beziehung zum Ertrag stehen. Eine direkte Voraussagemethode, die von *Szalai* in Ungarn für Weizen und Gerste entwickelt wurde, ermöglicht jedoch eine Schätzung des Ertrages erst vier bis sechs Wochen vor der Ernte. Auf verschiedenen Probeflächen wird der Pflanzenbestand hinsichtlich der Bestandesdichte, der Ährenlänge und des Tausendkorngewichts untersucht und zu einem geschätzten Endertrag hochgerechnet (*Strümpfel*).

Die Vorausschätzung des Ertrags zu einem früheren Zeitpunkt wäre aber wünschenswert. Da der Pflanzenkörper in diesen Vegetationsabschnitten für direkte Prognosen noch ungenügend entwickelt ist, müssen mathematische Modelle die Entwicklung der Pflanzen bis zur Ernte simulieren. Nach *Hoffmann* beschreibt ein Modell die charakteristischen wichtigen Elemente und Relationen eines Prozesses und läßt die weniger bedeutsamen unberücksichtigt. Er schlägt vor, ein quantifiziertes Modell des Pflanzenwachstums zu erarbeiten; dazu wären mehrjährige Feldversuche mit Versuchen in Klimakammern zu verbinden. An Methoden zur Modellierung des Pflanzenwachstums gibt es die quasilineare multiple Regressionsanalyse, Systeme von Differentialgleichungen, die auch als Kompartimentmodelle bezeichnet werden, und eine biophysikalisch-mathematische Beschreibung des Photosyntheseprozesses. Für großräumige Ertragsschätzungen liefert bereits die reine Regressionsanalyse ausreichende Ergebnisse. Für Steuerungszwecke der Ertragsbildung werden dagegen Kompartimentmodelle notwendig. Mit der Ausarbeitung von Photosynthesemodellen lassen sich vor allem theoretische Erkenntnisse gewinnen. Ansätze für alle drei Methoden werden angeboten.

*Hoffmann* und *Grafe* bedienen sich mehrerer Kompartimentmodelle zur Darstellung der Abhängigkeit des Weißzuckergehaltes von Zuckerrüben von Düngungsmaßnahmen, Wassergehalt des Bodens und Bodenart, Temperatur und Globalstrahlungssumme.

Die im folgenden zitierte Literatur bedient sich ausschließlich der multiplen Regressionsanalyse zur Modellierung des Pflanzenwachstums bzw. zur Ertragsprognose. Sie wird häufig angewendet, weil sie relativ einfacher ist als andere Methoden. Insbesondere untersuchte *Hanus* Möglichkeiten einer frühzeitigen Ertragsprognose mit Hilfe der multiplen Regression. Er vertritt im Einklang mit anderen Autoren die Ansicht, daß die zwei erstgenannten von den insgesamt drei Ertragskomponenten - Ähren/m<sup>2</sup>, Kornzahl/Ähre, Tausendkorngewicht - schon sehr früh ausgebildet werden und zu ca. 65 % den endgültigen Ertrag bestimmen. Auf die Ausbildung dieser zwei wichtigen Ertragskomponenten übt die Witterung im Winter und zeitigen Frühjahr einen großen Einfluß aus, weil sie bestimmt, wieviel Nährstoffe aus den Bodenvorräten zusätzlich zur Düngung nachgeliefert werden. Die Frage der Auswahl der relevanten Witterungsdaten und die Zusammenführung von Teilergebnissen standen in seiner Habilitationsarbeit im Vordergrund: Welche Witterungsdaten, welche und wieviel Wetterstationen sollen als Datenlieferanten verwendet werden, welches Modell bringt die besseren Ergebnisse? Die Begründung der verwendeten mathematischen Modelle blieb aber unvollständig und Schätzwerte für ihre Parameter wurden nicht angegeben und diskutiert. *Hanus* gelangte zu der Erkenntnis, daß bereits Daten aus wenigen Wetterstationen ausreichen, um zu guten Prognoseergebnissen zu kommen. Dabei trugen Witterungsdaten des März und April zur Erklärung der Hektarerträge am meisten bei.

Den Anregungen von *Hanus* folgend, untersuchte *Reinhardt* die Höhe der unregelmäßigen Ertragsschwankungen in Abhängigkeit von der Ertragshöhe. Danach liegen die witterungsbedingten Ertragsschwankungen von Körnermais deutlich über denen von Winterweizen. Die jährlichen Ertragsschwankungen von Körnermais sind auf kleineren Bezugsflächen größer, da hier kein Ausgleich durch verschiedene Kleinklimate erfolgt. Zur Schätzung des Körnermaisertrages eines einzelnen Betriebes verwendet *Reinhardt* Niederschlagshöhe, Sonnenscheindauer und Tagesmitteltemperaturen in den Monaten April bis September als erklärende Variable, wobei geprüft wird, ob bestimmte Transformationen von Witterungsdaten vorteilhaft sind. Da für die Schätzung der Varianz der Störvariablen, die ja bei der Regression minimiert wird, nur wenige Freiheitsgrade verbleiben, dürfte die Güte der Anpassung überschätzt worden sein.

Eine ausgezeichnete Arbeit stammt von *Reichard* und *Putz*, die versuchten, den Einfluß ertragsbestimmender Witterungsmerkmale zu quantifizieren. Dabei stützten sie sich auf die Erträge der von der Bundesanstalt für Pflanzenbau und Samenprüfung in Wien

betreuten Versuchspartellen in Fuchsenbigl und Grabenegg. Zur Erklärung der jährlich unterschiedlichen Erträge der Getreidearten, Zuckerrüben, Kartoffeln, und des Zucker- und Stärkeertrags dienten ihnen der Frühlingsbeginn, die Temperaturschwankungen im Mai und Juni und Niederschlagshöhe und Mitteltemperaturen in bestimmten Zeitabschnitten des Frühlings und bis Juli. Ihre Ergebnisse können in unserer Studie, die sich mit Erträgen in Österreich beschäftigt, als Vergleichsbasis herangezogen werden.

In der amerikanischen Literatur sind Gleichungen zur Schätzung von Erträgen nicht mehr neu. Schon 1920 errechnete *Wallace* die Erträge von Körnermais, 1925 stellte *Smith* eine Gleichung für Baumwollerträge auf und 1926 folgte *Mattice* mit Gleichungen für Sommerweizen und andere Feldfrüchte. Für unsere Studie waren vor allem die Arbeiten von *Moldenhauer* und *Westin* sowie von *Parks* und *Knetsch* hinsichtlich der Vorgangsweise wertvoll. *Moldenhauer* und *Westin* überprüften die Bedeutung der monatlichen Niederschläge und Temperaturen für die Ertragsbildung von Mais, Weizen, Milo und Baumwollsaat. Gleichungen mit zwei bis sechs Erklärungsvariablen führten zu Bestimmtheitsmaßen zwischen 0,49 und 0,74. Dabei waren die Temperaturen zur Erklärung der Ertragsschwankungen besser geeignet als die Niederschläge. *Parks* und *Knetsch* verwendeten zur Charakterisierung der Witterung einen Trockenheitsindex, in den die Anzahl der Welketage in vier Wachstumsperioden gewichtet eingeht. Auf diese Art wurde die Reaktion des Körnermaisertrags auf Witterung, Stickstoffdüngergabe und Wechselwirkungen zwischen diesen überprüft. Die Verwendung eines Wetterindex schlägt auch *Oury* vor. Ein solcher hätte den Vorteil, daß die gesamten Wirkungen des Wetters in nur einer Zahl zusammengefaßt wären. Damit würde man bei der Schätzung des Wettereinflusses Freiheitsgrade sparen. Allerdings ergibt sich das Problem, wie der Wetterindex konstruiert werden soll. Beispiele sind etwa der Regenfaktor von *Lang* (Niederschlag/Temperatur), der Ariditätsindex von *Angström* ( $NS/1,07^T$ ) und die Evapotranspiration (*Palmer-Jones*). Vorläufig gibt es jedoch noch keinen Beweis dafür, daß ein solcher Index die Witterung besser beschreibt als die Temperatur- und Niederschlagsmaße selbst.

Im Einzelbetrieb stellt sich zu Beginn der Vegetationszeit die Frage, wie das Ernterisiko verteilt ist. Die Ertragsaussichten zum Anbautermin hängen, vor allem im Trockengebiet, auch davon ab, wie gut der Boden bereits mit Wasser versorgt ist. Eine Schätzgleichung, die diese Variable beinhaltet, würde auch die Wahrscheinlichkeiten angeben, mit denen bestimmte Erträge eintreffen werden, wenn bei einer bekannten Wasserversorgung des Bodens angebaut wird. Solche Gleichungen wurden von *Pengra* für

Sommerweizen, Hafer und Gerste in verschiedenen Gebieten South Dakotas aufgestellt. *Swanson* und *Tyner* verwendeten eine ähnliche Gleichung, um festzustellen, welche Saatstärke und Düngermenge für Mais bei gegebenem Bodenwassergehalt zum Anbauzeitpunkt optimal ist.

Im Gegensatz zu anderen Forschern erklärte *Guise* den Weizenertrag in Neuseeland durch ein multiplikatives Modell. Verschiedene Einflußfaktoren wurden zuerst besprochen und dann durch geeignete Variable dargestellt. Arbeitskräfte, Kapital, Ackerland, Sorten, Düngerpreise und Technologie erklärten in einem ersten Schritt das vorherrschende Ertragsniveau. Im zweiten Schritt wurde die Änderung dieses Ertragsniveaus durch den Witterungseinfluß quantifiziert. Niederschläge und Temperaturen wurden in einer zentralen Wetterstation gemessen. *Swanson*, *Huff* und *Changnon* erklärten den Körnermaisertrag in Gebieten von Illinois durch Polynome zweiten und dritten Grades in den drei Variablen Technologie, monatliche Niederschläge und Temperaturen. Damit konnte die Wirkung zusätzlichen Niederschlags und die Rentabilität von wetterverändernden Maßnahmen (Regenwolken-erzeugung) geprüft werden.

Zur möglichst genauen Ertragsvorausschätzung für enger begrenzte Räume bedarf es neben der aus dem großräumigen Witterungsverlauf abgeleiteten Ertragsprognose noch zusätzlicher, standortspezifischer Korrekturfaktoren. *Braun* und *Fischbeck* halten die Nitratanreicherung in der Krume, die gegen Ende der Bestockung und während des Schoßens in engem positiven Zusammenhang zum Weizenertrag steht, für eine geeignete Standortgröße. Auf diese Weise könnten Großraumprognosen auf spezielle Standortbedingungen übertragen werden. *Hanus* schlägt vor, die Düngergaben im Frühjahr an den Ertragsprognosen zu orientieren, um so unerwünschten Ertragsschwankungen entgegenzuwirken: Zwei Frühjahrsgaben und eine Spätdüngung förderten hauptsächlich die Bestockung, die Kornzahl je Ähre und das Tausendkorngewicht.

In seiner Prognose der Bodenproduktion in der BRD im Jahr 1980 führt *Kuchs* die Erträge auf den Stand der Bodenqualität, Pflanzenzüchtung, Pflanzenschutz, Düngung, Mechanisierung, Bodennutzung, Agrarstruktur, Preise, Bildung (Wissen) und Witterung zurück. *Burnies* quantifizierte den Einfluß der Pflanzenzüchtung an den steigenden Hektarerträgen im Durchschnitt aller Getreidearten mit 38 % und jenen der steigenden Düngergaben mit 43 % der gesamten Steigerung. Die Ausdehnung ertragreicherer Getreidearten auf Kosten ertragärmerer führte zu einem Ertragszuwachs des Getreides insgesamt, der allerdings durch

den höheren Getreideanteil an der Fruchtfolge wieder zunichte gemacht wurde.

Am Beispiel der Vorausschätzung der Bodenerträge in den Regionen der BRD nahm *Litzka* zu verschiedenen Prognosemethoden Stellung und projizierte die Erträge schließlich mit linearem Trend bis 1985. Eine Projektion der Erträge in den Regionen (politische Bezirke, Bundesländer) und ganz Österreich findet sich bei *Binder, Ortner, Schewczik*. Sie berechneten die Erträge mit reziprokem und linearem Trend und schätzten die Produktion und den Bedarf an verschiedenen Ackerfrüchten im Jahr 1985, während sich die jetzige Studie auf die Erklärung der Abweichungen vom Trend der allgemeinen Ertragsentwicklung konzentriert.

### 3 KONZEPT

#### 3.1 Theoretische Grundlagen

Die Ertragsleistung einer Pflanze hängt von ihren Erbanlagen und von den auf sie einwirkenden Umweltfaktoren ab. Die Produktivität des Standortes, gemessen am Ertrag, ist das Ergebnis des Zusammenwirkens von Klima, Boden und Pflanzen. Diese Hauptfaktoren können in zahlreiche Einzelparameter aufgelöst werden, wie es das Wirkungsdreieck der Wachstumsfaktoren von *v. Boguslawski* veranschaulicht. Außerdem wirkt der wirtschaftende Mensch durch die verschiedenen Maßnahmen der Bewirtschaftung des Bodens, der Einflußnahme auf das Klima und auch der Beeinflussung des Pflanzenbestandes auf dieses in sich geschlossene Ökosystem ein, um sichere bzw. höhere Erträge zu erzielen. Im einzelnen umfaßt die menschliche Einflußnahme die Züchtung, die Sortenwahl, die Saatmethode, die Saatzeit, die Saatstärke, die Düngung, den Schutz vor Krankheiten und Unkräutern, den Windschutz, den Frostschutz, die Bewässerung, die Bodenbearbeitung, die Pflege usw. Je besser der wirtschaftende Mensch die Ansprüche der Pflanze, die genetisch festgelegt sind, durch die Umwelt erfüllt, desto höher wird die Leistung der Pflanze sein. Andererseits wird auch durch die Auswahl und Züchtung geeigneter Sorten die Pflanze an die jeweilige Umwelt angepaßt und so die Produktivität des Standortes erhöht.

Für die vorliegende Studie übertragen wir nun diese Standortbetrachtung auf das gesamte österreichische Ackerbaugesamt und leiten die ertragsbestimmenden Faktoren ab. Dabei treten aufgrund der Aggregation der einzelnen Standorte auch andere Kriterien in den Vordergrund. Anstelle einer bestimmten Sorte tritt eine Sortenpalette. Im Lauf der Zeit werden aus dieser Sortenpalette verschiedene Sorten ausscheiden und durch bessere ersetzt. Auf dieser Tatsache beruht der züchterische Fortschritt.

Eine Verschiebung der Anbaustruktur kann das Ertragsniveau der angebauten Kulturpflanzen über eine Veränderung der durchschnittlichen Bodenqualität beeinflussen. Das Ausscheiden von marginalem Land aus der Produktion bewirkt eine Verbesserung der durchschnittlichen Bodenqualität und damit des Durchschnittsertrags. Hingegen wirkt die Nutzungsänderung von Ackerland zu Bauland hinsichtlich des Durchschnittsertrags neutral, weil die Nachfrage nach Siedlungsfläche gleichermaßen ertragsstarke wie ertragsschwache Böden betrifft. Denn nicht die Leistungsfähigkeit im Sinne landwirtschaftlicher Nutzung, sondern die Eignung für Siedlungszwecke entscheidet über die Nutzungsänderung des Bodens (*Bunnies*, S.39).

Die Entwicklung der Bodenbearbeitung, der Pflege- und Schutzmaßnahmen und der Ernteverfahren dient vor allem der Ertrags-erhöhung. Die bessere Ausstattung der Landwirtschaft mit Kapital, die geringere Zahl von Arbeitskräften und die technischen Fortschritte bedingen eine laufende Veränderung der Anbau-, Pflege- und Erntemethoden. Die neuen Methoden stellen jedoch immer höhere Anforderungen an das Können des Anwenders. Daraus ist zu schließen, daß ihre Wirksamkeit auf den Ertrag von einem Lernprozeß abhängt. Deshalb bedeutet ein höheres Bildungsniveau der Betriebsleiter in Österreich eine bessere Auswahl der geeigneten Sorten, die Durchführung der notwendigen Pflegemaßnahmen bis zur Ernte, aber auch den wirtschaftlich optimalen Einsatz von Pflanzenschutzmitteln und Mineraldünger und die wirtschaftliche Festlegung der Anbauverhältnisse. In diesem Sinn haben auch Preise und Preisrelationen von Produkten und Produktionsmitteln einen Einfluß auf die Ertragsleistung einer Fruchtart. Gesamtösterreichisch machen sie sich als Veränderung der Anbaustruktur bemerkbar, die mit der Veränderung der Fruchtfolge auf dem Einzelschlag vergleichbar ist. Ein stärkeres Gewicht auf den Ertrag hat sicherlich die jeweils ausgebrachte Düngermenge. Sie schwankt von Jahr zu Jahr je nach der finanziellen Situation der Bauern und den Preisverhältnissen und verändert somit die Versorgung der Pflanze mit Nährstoffen.

Vereinfachend kann zusammengefaßt werden, daß auf den Ertrag zunehmend verbessernde und wechselnde Einflüsse wirken. Zu den zunehmend verbessernden gehört der Züchtungsfortschritt, der Fortschritt des Pflanzenschutzes sowie der Bearbeitungs- und Ernteverfahren, die Entwicklung des Bildungs- und Wissensstandes und Verschiebungen in der Anbaustruktur und den Standorten einer Kultur. Wechselnde Einflüsse sind die jährlich unterschiedliche Versorgung der Pflanzen mit Nährstoffen aus dem Boden; sie kann durch die ausgebrachte Düngermenge gesteuert werden.

Diese Faktoren führen zu einem allgemeinen Ertragsniveau, das realisiert würde, wenn nicht auch unkontrollierbare Faktoren zur Wirkung kämen. Dazu zählen vor allem Dürreschäden, Überschwemmungen, Hagel, Krankheiten und Schädlinge, Einflüsse also, die entweder mittelbar oder unmittelbar Folgen der jeweiligen Witterung sind. Diese Einflüsse sind von besonderem Interesse in dieser Studie, da sie ja für die Ertragsschwankungen verantwortlich sind. Wäre die Witterung in jedem Jahr "normal" (dem langjährigen Durchschnitt entsprechend), entspräche der Ertrag immer dem allgemeinen Niveau, das bei gegebenen natürlichen Voraussetzungen (Klima, Standort) und menschlicher Tätigkeit erzielbar ist.

Im Rahmen dieser Studie wird vor allem die Abweichung der meteorologischen Meßwerte vom langjährigen Durchschnitt beachtet. Der langjährige Durchschnitt der Meßwerte beschreibt das Klima an einem bestimmten Standort. Während das Klima an verschiedenen Standorten außerordentlich unterschiedlich sein kann, variiert die Witterung zwischen größeren Gebieten nur wenig. Diese Variation ist umso kleiner, je länger die Zeitabschnitte gewählt werden, in denen die Witterung verschiedener Orte verglichen wird. Witterungsdaten für etwa einen Monat verwischen bereits die Unterschiede, die durch Gewitter und ungleiche Niederschlagsverteilung temporär entstehen.

Über den Einfluß der Witterung berichten auch Fachartikel meist nur verbal und in ganz speziellen Zusammenhängen (v. *Boguslawski*, *Aufhammer*, *Mäde*, *Schröder*, *Esser*, *Maarufi*, *Geisler* und *Maarufi*, *Thran*, *Baumann*). Deshalb halten wir uns an die Lehrbücher des Pflanzenbaus, die über die verschiedenen Einflüsse der meteorologischen Faktoren informieren (*Klapp*, *Brouwer*, *Marshall*, *Birke*). Danach sind Stoffwechsel und Wachstum der Pflanzen von Nährstoffen, Luft, Wasser, Temperatur und Licht abhängig. Durch die Kohlenstoffassimilation werden unter Ausnutzung der Sonnenenergie aus Kohlenstoff und Wasser Kohlehydrate erzeugt. Die darin aufgespeicherte Energie wird wieder teilweise zur Assimilation der anderen Elemente aufgebraucht (Atmung). Der Großteil wird allerdings zum Aufbau der Pflanzenmasse und zur Versorgung von reproduktiven Organen mit Reservestoffen benötigt. Dieses Wachstum verläuft umso schneller und wirkungsvoller, je besser die Natur den Ansprüchen der Pflanze gerecht wird. Da das Klima gegeben ist, kann dies nur durch eine günstige Witterung geschehen.

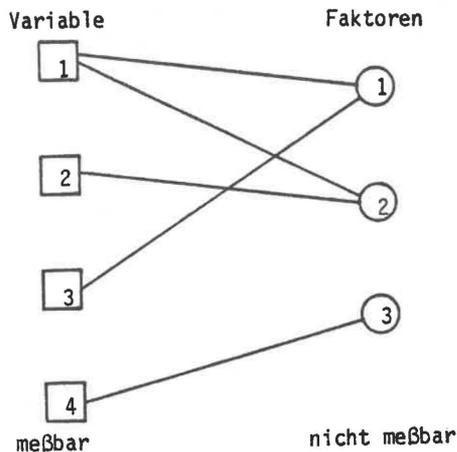
Welche Witterung wie günstig oder ungünstig ist, soll in dieser Studie untersucht werden. Dabei ist allerdings zu beachten, daß die Witterung in jedem Augenblick auf die Pflanze einwirkt, aber nur zu bestimmten Zeitpunkten Messungen durchgeführt werden. Weiters ist zu fragen, welche Meßwerte die Witterung im Hinblick auf ihre Bedeutung für die Pflanze am besten beschreiben. Von Pflanzenbauern werden Angaben der Vegetationsdauer, der Evapotranspiration, der Temperatursumme, der Trockentage, der Welkstage, der Niederschlagssumme, des Regenfaktors, des Ariditätsindex und anderer Indizes für die Charakterisierung der Witterung vorgeschlagen. Ebenso berechtigt erscheint es uns, Meßwerte der meteorologischen Stationen direkt heranzuziehen:

1. Die mittlere Lufttemperatur als Maß für die Wärmezufuhr an die Pflanze.

2. Die höchste und tiefste Lufttemperatur als Maß für die maximale Stärke einer Hitze- bzw. Kälteeinwirkung.
3. Die Sonnenscheindauer als Maß für die Lichtintensität.
4. Die durchschnittliche relative Luftfeuchte als Maß für die Evaporation, Transpiration und Ausbreitung von Krankheiten.
5. Die Windgeschwindigkeit als Maß für die Unbeständigkeit der Witterung und die physikalische Beanspruchung der Pflanze.
6. Die Niederschlagshöhe als Maß für die Wasserversorgung.

Diese meßbaren Beobachtungsgrößen bezeichnen wir in Anlehnung an *Uberla* (S.4) als Variable. Als Faktoren werden nicht meßbare Einflußgrößen bezeichnet, die im Hintergrund stehen. Der theoretische Zusammenhang zwischen Variablen und Faktoren wird in Abb.1 dargestellt.

Abb.1: Der Zusammenhang zwischen Variablen und Faktoren



Eine Variable kann nach Abb.1 für einen einzigen Faktor stehen, wie die Variable 4 für den Faktor 3, oder Teile mehrerer Fak-

toren beschreiben, wie die Variable 1 bestimmte Aspekte der Faktoren 1 und 2 beschreibt. Weiters können mehrere Variable gemeinsam ein und denselben Faktor repräsentieren, wie die Variablen 1 und 3 den Faktor 1.

Der Umfang der Aussagen, die diese Studie liefern kann, ist durch den Umfang des zur Verfügung stehenden Datenmaterials begrenzt. Welche Faktoren in welchem Vegetationsabschnitt für die Ertragsbildung von besonderer Bedeutung sind, ist Gegenstand dieser Untersuchung. Eine Quantifizierung der Einflüsse einzelner relevanter Faktoren setzt die Unterstellung eines bestimmten Ertragsmodells voraus und erfolgt mit Hilfe der diese Faktoren repräsentierenden Variablen. Die Ertragsfunktion muß so gestaltet sein, daß ihre Parameter aufgrund von vorliegenden Beobachtungen geschätzt werden können, ohne neue Feld- oder Glashausversuche notwendig zu machen. Damit beschäftigt sich das folgende Kapitel.

### 3.2 Das mathematische Modell

#### 3.2.1 Grundlagen

Jede Quantifizierung eines Prozesses setzt seine Modellierung voraus. Ein Modell ist eine Abbildung der Wirklichkeit, die nur die wichtigsten für eine Prozeßbeschreibung charakteristischen Elemente und Beziehungen erfaßt. Ertragsfunktionen, die ursprünglich angewendet wurden, versuchen, die Reaktion des Pflanzenertrags auf die Steigerung eines einzelnen Wachstumsfaktors mathematisch auszudrücken, während die anderen konstant gehalten werden. *Klapp* (S.8 ff.) bringt eine Übersicht darüber: Das Gesetz des Minimums von *Liebig*, das Optimumsgesetz von *Wollny* und das Wirkungsgesetz der Wachstumsfaktoren von *Mitscherlich*.

Der tatsächliche Zusammenhang zwischen einem Einflußfaktor und dem Ertrag kann nie genau spezifiziert werden. Einerseits ändert sich die wahre Funktionsform mit dem Niveau der übrigen relevanten Faktoren, andererseits ist es unmöglich, die Parameter für einen Einflußfaktor unverzerrt zu erhalten, wenn nicht alle relevanten Einflußfaktoren simultan betrachtet werden (*Heady*, S.212, *Johnston*, S.168).

Nach dem Satz von *Taylor* kann jede beliebige Funktion  $f(x)$  durch ein Polynom angenähert werden, wenn sie im Entwicklungspunkt  $x_0$  stetige Ableitungen besitzt (*Chiang*, S.256):

$$(1) f(x) = f(x_0) + f'(x_0)(x-x_0)/1! + f''(x_0)(x-x_0)^2/2! + \dots$$

$x_0$  und somit  $f(x_0)$ ,  $f'(x_0)$  usw. sind Konstante. Wählt man für  $x_0$  z.B. den Wert  $0$ , so erhält man die MacLaurin'sche Reihe

$$f(x) = f(0) + f'(0)x + \frac{f''(0)x^2}{2!} + \dots$$

Im einfachsten Fall wird  $f(x)$  durch eine lineare Funktion

$$g(x) = a_0 + a_1x$$

angenähert. Eine quadratische Annäherung wäre durch

$$h(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2$$

gegeben. Durch kubische Polynome und Polynome höherer Ordnung kann die Funktion  $f(x)$  immer besser angenähert werden. Allerdings enthalten diese Annäherungen immer mehr unbekannte Koeffizienten  $a_i$ .

Nehmen wir an, der Ertrag  $y$  wäre nur von einer Umweltvariablen  $x$  abhängig<sup>1</sup>:

$$(2) \quad y = f(x)$$

Die Umwelt wirkt zu jedem Zeitpunkt  $s$  ( $0 \leq s \leq S$ ) der Vegetationszeit und indirekt bereits zur Zeit vor dem Anbau auf den Ertrag ein:  $x = x(s)$ . Nehmen wir weiter an, daß die Wichtungsfunktion  $w(s,x)$  angibt, wie die Umweltvariable  $x$  im Zeitpunkt  $s$  auf den Ertrag wirkt. Der endgültige Ertrag eines Jahres wäre dann durch

$$(3) \quad y = f(x) = g \left[ \int_0^S w(s,x) ds \right]$$

bestimmt. Um diesen Ausdruck zu vereinfachen, nehmen wir an, daß  $w(s,x)$  als ein Produkt,  $w(s)x(s)$ , geschrieben werden kann.

$$(4) \quad y = g \left[ \int_0^S w(s)x(s) ds \right]$$

Manche Umweltvariablen werden zwar kontinuierlich aufgezeichnet (Temperaturschreiber, Hygrogramm), ihre Darstellung in Form von Meßwerten ist aber nur für diskrete Zeitpunkte oder Zeitabschnitte möglich. Für Zeitabschnitte werden gewöhnlich Durchschnitte aus Messungen verwendet, die in gleichbleibenden Zeitabständen gemacht wurden. Um diesen Gegebenheiten Rechnung zu tragen, muß obiges Integral in eine diskrete Funktion umgewandelt werden

---

<sup>1</sup> Die folgende Darstellung stammt in ihren Grundzügen von Doll.

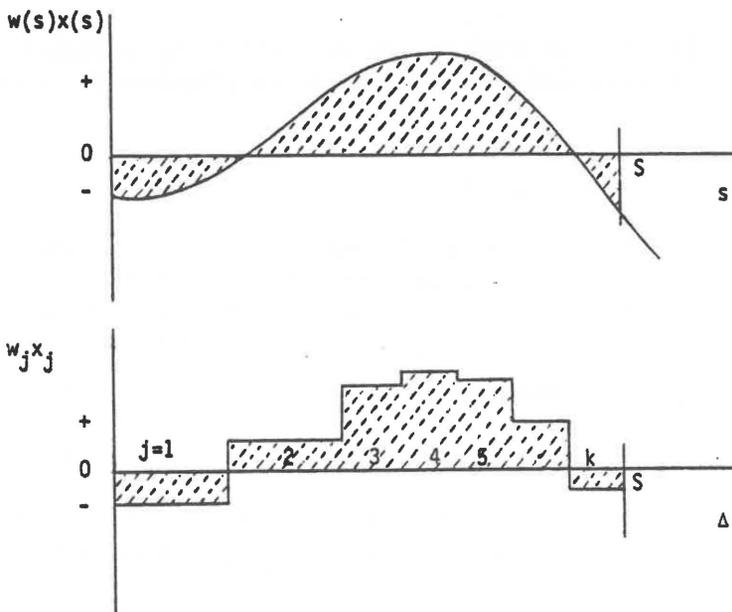
und man erhält

$$(5) \quad y = h\left(\sum_{j=1}^k w_j x_j \Delta_j\right) = h\left(\sum_j a_j x_j\right)$$

$\Delta_j$  ist die Länge des Zeitabschnittes  $j$ ,  $x_j$  eine Variable, deren Ausprägung ein Meßwert für die Umwelt im Zeitabschnitt  $j$  ist, und  $w_j$  ein (unbekannter) Skalar, der die durchschnittliche Wirkung der Variablen im Zeitabschnitt  $j$  angibt.  $w_j \Delta_j$  kann zu einer Konstanten  $a_j$  zusammengefaßt werden.

Den Schritt von der Gleichung (4) zur Gleichung (5) illustriert Abb.2.

Abb.2: Die Beeinflussung des Ertrages durch eine bestimmte Umweltkonstellation im jeweiligen Zeitpunkt  $s$  bzw. Zeitabschnitt  $\Delta_j$  der Vegetationszeit



Im aufgezeigten Beispiel hatte die Umwelt anfangs negative, in der Mitte der Vegetationszeit positive, später bis zur Ernte (zum Zeitpunkt S) wieder negative Auswirkungen auf den Ertrag. Derselbe Zusammenhang wird im zweiten Teil der Abbildung für den Fall wiedergegeben, daß Meßwerte für die Umwelt nur für die Zeitabschnitte  $\Delta_i$  zur Verfügung stehen. Der endgültige Ertrag ist eine Funktion der Summe der Teilwirkungen der Umwelt, dargestellt durch die schraffierten Flächen.

### 3.2.2 Spezifikation

Gleichung (5) kann auch folgendermaßen angeschrieben werden:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_k)$$

Der Ertrag ist eine Funktion der Ausprägung der Umwelt in aufeinanderfolgenden Zeitabschnitten.

Aber nicht nur die Umwelt, sondern auch die erblichen Anlagen der Pflanzen sind für den Ertrag maßgebend. Zur Darstellung der Umwelt und der Erbanlagen der Pflanze können theoretisch unendlich viele Variable dienen. Da nur eine Auswahl von Variablen in ein Modell aufgenommen werden kann, von denen wieder manche mit Meßfehlern behaftet sind, während doch auch die übrigen Variablen auf den Ertrag wirken, werden letztere zusammen mit Meßfehlern durch eine Zufallsvariable  $u$  repräsentiert (Johnston, S.10):

$$(6) \quad y = f(x_1, x_2, \dots, x_m, u)$$

$u$  steht für die Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem durch  $x_1$  bis  $x_m$  bedingten Ertrag. Während  $x_1$  bis  $x_m$  beobachtbar und vorgegeben sind, ist  $u$  unbekannt.  $u$  wird umso kleiner sein, je mehr Einfluß die Variablen  $x_1$  bis  $x_m$  auf  $y$  ausüben.

Nehmen wir an, obige Funktion ließe sich wie folgt zerlegen:

$$(7) \quad y = f(x_1, x_2, \dots, x_m, u) = f(x_1) + f(x_2) + \dots + f(x_m) + u$$

Dann spricht man von einem additiven Modell. Ein additives lineares Modell hat man vor sich, wenn im obigen Ausdruck

$$(8) \quad f(x_j) = a_j + b_j x_j \quad \text{für } j = 1, \dots, m$$

ist. Man erhält so das Modell

$$(9) \quad y = \sum_{j=2}^m a_j + \sum_{j=2}^m b_j x_j + u \quad \text{oder}$$

$$y = \sum_{j=1}^m b_j x_j + u \quad \text{wobei}$$

$$\sum_{j=2}^m a_j = b_1 \quad \text{und} \quad x_1 = 1 \quad \text{sind.}$$

Gleichung (9) stellt den Ertrag als eine Hyperebene im  $(m + 2)$ -dimensionalen Raum dar, dessen Achsen  $y$ , die  $x_j$  und  $u$  sind.

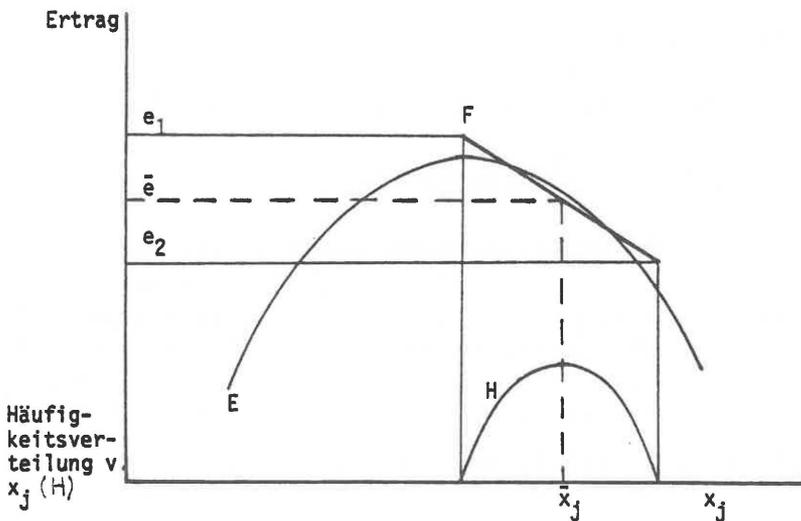
Die bedingte Funktion

$$(10) \quad y = f(x_j | x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_m, u) = a_j + b_j x_j + u$$

stellt den Ertrag in Abhängigkeit von einer Einflußvariablen dar, wenn alle anderen Einflußgrößen konstant gehalten werden.

In der Formulierung (9) des Ertragsmodells wird die bedingte Funktion (10) durch die Gerade (8) angenähert, wie Abb.3 zeigt.

Abb.3: Eine Ertragsfunktion (E) und ihre lineare Annäherung (F) in Abhängigkeit von einer Einflußvariablen ( $x_j$ )



Die Ertragsfunktion  $E$  gibt die Höhe des Ertrages in Abhängigkeit von einer Einflußvariablen ( $x_j$ ), z.B. der Niederschlagshöhe im Juni, wieder. Mit steigenden Niederschlägen nimmt auch der Ertrag bis zu einem gewissen Punkt zu, fällt dann aber infolge zu hoher Niederschläge wieder ab. Sind nun die Niederschläge so verteilt, wie es die Häufigkeitsverteilung des Wirkungsfaktors ( $H$ ) in Abb.3 zeigt, dann wirken höhere Niederschläge negativ auf den Ertrag. Die Steigung  $b$  der Geraden  $F$  gibt die Stärke dieser Wirkung auf den Ertrag an. Im vorliegenden Fall kann der tatsächliche Niederschlag den bei durchschnittlichem Niederschlag  $\bar{x}_j$  erwarteten Ertrag  $\bar{e}$  innerhalb des Bereiches  $e_1$  bis  $e_2$  verschieben.

Bekannte Anwendungsbeispiele solcher Ertragsfunktionen sind die Ergebnisse von Stickstoffsteigerungsversuchen, Saatstärkeversuchen, Reihenweiteversuchen, oder von Versuchen zur Bestimmung der Wirkung verschiedener Konzentrationen bei der chemischen Behandlung von Pflanzenbeständen. Wir unterstellen, daß bedingte Ertragsfunktionen nur ein Maximum aufweisen. Weicht die Einflußgröße von ihrem Optimum ab, so entsteht ein Minderertrag. Läge die Häufigkeitsverteilung einer Einflußvariablen in der Abbildung weiter links auf der  $x$ -Achse, würde die Zunahme des Variablenwertes den Ertrag steigern.

Andererseits sind Fälle denkbar, in denen die Einflußvariable so verteilt ist, daß eine lineare Annäherung an die gezeichnete Ertragsfunktion parallel zur  $x$ -Achse verläuft. Damit wäre angedeutet, daß diese Variable den Ertrag kaum beeinflusst, obwohl tatsächlich ein Einfluß besteht. Dafür bietet sich die quadratische Annäherung

$$(11) f(x_j) = a_j + b_j x_j + c_j x_j^2$$

an. Man kommt so zu einem quadratischen Modellansatz,

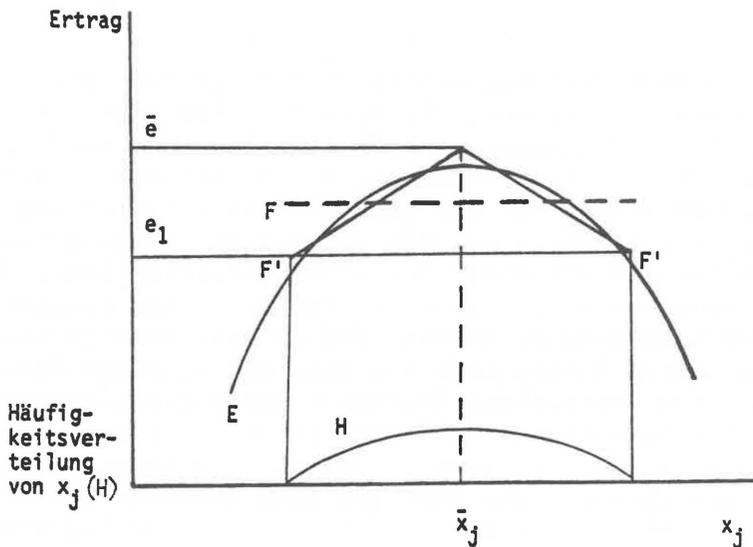
$$(12) y = \sum_{j=1}^m b_j x_j + \sum_{j=1}^m \sum_{1 \leq l < j} c_{jl} x_j x_l + u$$

der linear in den Koeffizienten  $l$  und  $j$  ist, und in dem Wechselwirkungen zwischen  $x_j$  und  $x_l$  zugelassen sind. Das Modell hat aber zusätzlich  $m(m+1)/2$  unbekannte Koeffizienten  $c_{jl}$ , deren Schätzung ein umfangreiches Datenmaterial aus speziell angelegten Feldversuchen erfordern würde. Wir bleiben daher bei Modell (9) und modifizieren nur die Form der linearen Annäherung.

Verläuft die lineare Annäherung parallel zur  $x$ -Achse, so liegt die Vermutung nahe, daß hier die durchschnittliche Ausprägung

der Einflußvariablen optimal ist. Abweichungen vom Durchschnitt der Einflußvariablen bringen einen Minderertrag, der zur Größe der Abweichung proportional ist. Abb.4 veranschaulicht diese Situation.

Abb.4: Eine Ertragsfunktion (E), ihre lineare Annäherung (F) und ihre Annäherung proportional zur Abweichung der Einflußvariablen vom Optimum (F')



In der ursprünglichen Formulierung des bedingten Ertragsmodells (8) wäre  $b_1$  Null und  $E$  würde durch  $F$  angenähert. Bei der jetzt gewählten Annäherung  $F'$  ist der Minderertrag proportional zu  $(x_j - \bar{x}_j)$ , unabhängig davon, in welche Richtung die Einflußvariable vom Optimum ( $\bar{x}_j$ ) abweicht. Dieser Ansatz wird durch eine einfache Datentransformation im Modell (8) untergebracht: Man ersetzt  $x_j$  durch  $|x_j - \bar{x}_j|$ , den Absolutwert der Abweichung einer Variablen von ihrem Mittelwert.  $b_1$  ist entweder Null oder negativ und gibt die Steigung des Daches in Abb.4 an. | = zentrieren

Die Summe der bedingten Ertragsmodelle (8) ergibt das lineare Modell (9). Nächste Aufgabe ist es, die mit  $x_j$  bezeichneten Variablen zu bestimmen und die Unbekannten im Modell,  $b_j$  und  $u_j$ , zu berechnen.

### 3.3 Das statistische Modell

#### *3.3.1 Spezifikation der kontrollierbaren Variablen*

Im Kapitel 3.1 (Theoretische Grundlagen) wurden die Abhängigkeiten des Ertrags von verschiedenen Faktoren verbal kurz aufgezählt. Im Kapitel 3.2 wurden diese Beziehungen mathematisch formuliert. Das Problem liegt nun darin, für die wichtigsten Faktoren repräsentative Variable zu finden, die in die mathematische Formel (9) eingesetzt werden können.

Wir unterscheiden zwischen solchen Einflußgrößen, deren Ausprägung kontrollierbar ist, wie etwa die Erbanlagen der Pflanze, der Standort, die Düngungs- und Pflegemaßnahmen, und Einflußvariablen, die unkontrollierbar sind, nämlich die Witterung und die Zufallsvariablen. Von den kontrollierbaren Einflußgrößen nehmen wir vereinfachend an, daß sie vor dem Anbau einer Feldfrucht bereits fixiert sind. Diese Vereinfachung kommt der Realität nahe, denn von einem Landwirt, der als "homo oeconomicus" handelt, darf angenommen werden, daß er sich bereits bei der Erstellung seines Anbauplanes für eine Sorte, einen Schlag, eine Düngermenge und -aufteilung innerhalb der Vegetationsperiode, bestimmte Pflegemaßnahmen usw. entscheidet. Mit Hilfe des Ertragsmodells (9) kann so einmal jener Ertrag berechnet werden, der durch die tatsächliche oder geplante Ausprägung der kontrollierbaren Variablen bedingt ist. Die im Lauf der Vegetationszeit realisierte Witterung ändert diesen Ertrag, möglicherweise auch mittelbar, indem z.B. nicht die geplante Düngermenge ausgebracht wird, sondern mehr oder weniger.

Welche Variablen sollen nun für die kontrollierbaren ertragsbestimmenden Faktoren eingesetzt werden?

Für den Faktor Nährstoffangebot bietet sich z.B. der Düngerverbrauch je ha an, der je nach Schlag, Fruchtart, Jahr usw. variiert. Andere Variable für denselben Faktor sind denkbar: Bodenuntersuchungsergebnisse, Stickstoffdüngermenge im Boden und ausgebracht, Ausgaben für Dünger im vergangenen Jahr, Bodenwassergehalt usw. Es ist klar, daß bestimmte Variable einen Faktor besser beschreiben als andere. Besonders kritisch wird die Lage, wenn es keine Meßwerte für einen Faktor gibt. Man hilft

sich in einem solchen Fall damit, zur Repräsentation dieser Einflüsse eine oder mehrere Variable zu konstruieren. Am häufigsten und bekanntesten ist die Verwendung von Trend- und Dummyvariablen.

Der Trend fungiert als Schätzparameter für eine Summe von Entwicklungen, die über die Zeit hin ihre Richtung beibehalten. Zur Erklärung der Hektarerträge eignet sich eine Trendvariable. Sie steht hauptsächlich für Fortschritte auf dem Gebiet der Pflanzenzüchtung, des Pflanzenschutzes, der mechanischen Produktionsmittel, für den Einfluß des Bildungsstandes und für jene Wirkungen der Verschiebung von Fruchtfolgen und Anbaugebieten, die die Ertragsentwicklung beeinflussen. Der Trend ist also im wesentlichen eine Variable für die Kategorien der biologisch-technischen, mechanisch-technischen und organisatorisch-technischen Fortschritte (*Mohn*, S.22).

Die Wirkung der Bodennährstoffe auf die Ertragsbildung ist komplex und teilweise von der Witterung mitbestimmt, die über die Entwicklung des Bodenlebens und die Freisetzung der Nährstoffe entscheidet. Von den pflanzenverfügbaren Nährstoffen hat der Stickstoff als Motor des Wachstums die größte Bedeutung. Außerdem ist er unter den Nährstoffen im Boden in quantitativer Hinsicht meistens limitierend und ermöglicht daher nach dem Gesetz des Minimums (*Klapp*, S.8) die größte marginale Ertragssteigerung von allen Hauptnährstoffen. Gaben von Phosphor, Kalium und anderen Haupt- und Spurenelementen wirken nur dort unmittelbar ertragssteigernd, wo diese Stoffe in unzureichender Menge im Boden vorhanden sind. Das kann aber für die Mehrzahl der landwirtschaftlich genutzten Flächen praktisch ausgeschlossen werden. Die Nährstoffversorgung der Kulturarten wird mit einem Index beschrieben, der die im Boden vorhandene und die dem Boden zugeführte Stickstoffmenge mißt. Er wird aus einer Konstanten und der im Vorjahr verkauften Reinstickstoffdüngermenge errechnet und auf den Wert von 1966 bezogen. Mit der Verwendung dieses Index (Stickstoffdüngerindex) wird unterstellt, daß die Schwankungen des Düngerabsatzes den Schwankungen der Ausbringungsmenge bei jeder einzelnen Fruchtart proportional sind.

Damit ist die Liste der kontrollierbaren Einflußvariablen für das Modell bereits erschöpft. Ihre geringe Anzahl ist mit Rücksicht auf Erfordernisse bei der Schätzung der Modellparameter tolerierbar. Bei Vorliegen eines entsprechend umfangreichen Datenmaterials ist eine Erweiterung dieser Liste erstrebenswert. Als zusätzliche Variable kommen z.B. die Anbaufläche

der Fruchtart, der Anteil der Getreidefläche an der Ackerfläche, der Produktpreis oder das Verhältnis zwischen Produktpreis und Düngerpreis, die Kapitalausstattung der landwirtschaftlichen Betriebe, und das landwirtschaftliche Einkommen in Frage (vgl. *Guise*).

### 3.3.2 Spezifikation des Witterungseinflusses

Unter den nicht kontrollierbaren Einflüssen spielt die Witterung die dominierende Rolle. Bereits die Witterung vor dem Anbau wirkt mittelbar über den Boden auf die Pflanze, und in verschiedenen Vegetationsabschnitten ist die Wirkung der Witterung unterschiedlich stark. Da die Witterung zu verschiedenen Zeitpunkten im Vegetationsverlauf positiv oder negativ auf den Ertrag wirkt, kann es zu extremen oder zu ausgeglichenen Erträgen kommen.

Die Ertragsbeeinflussung auch durch gleiche Witterung muß im Lauf der Jahre nicht konstant bleiben, weil ertragreichere Sorten empfindlicher auf die Witterung reagieren. In der Literatur wird die Frage nach dem Verhalten der Ertragsschwankungen unterschiedlich beantwortet. *Reinhardt* fand im Zeitraum 1952-1974 zunehmende Schwankungen bei Winterweizen in der Bundesrepublik Deutschland, während *Swanson* und *Smith* bei Körnermais auf einem amerikanischen Versuchsgut zwischen 1950 und 1970 gleich hohe Schwankungen feststellten.

Steigende Ertragsabweichungen bedeuten, daß die gleiche Abweichung eines Witterungsfaktors den Ertrag verschieden stark ändert, je nachdem, ob der Ertrag früherer Jahre oder jener von heute gemeint ist. Dies wird durch einen variablen Koeffizienten im Modell ausgedrückt. Wir schreiben Gleichung (10) in diesem Fall wie folgt:

$$(13) Y = f(X_j) = a_j + b_j(1+cT^*)X_j + U(1+cT^*)$$

Die Ertragsbeeinflussung durch die Variable  $X_j$  ist hier abhängig vom Trend und steigt jährlich um den Wert  $b_j c$ , solange die Trendvariable steigt und sofern  $c > 0$ . Wegen der geringen Zahl der zur Verfügung stehenden Daten wählen wir gleiches  $c$  für alle in Betracht kommenden unkontrollierbaren Variablen. Die Trendvariable  $T^*$  wählen wir so, daß  $cT^*$  in den Jahren 1971-1976 Null ist (vgl. Tab.1). Wir unterstellen damit, daß die Ertragsabweichungen nicht über das Niveau von 1971/76 hinausgehen werden.

Zur Charakterisierung der Witterung stützen wir uns wie *Hanus* auf folgende Meßwerte:

$i$	.....	Monat (Jänner = 1, Februar = 2, usw.)
$HT_i$	.....	höchste Lufttemperatur in °C
$TT_i$	.....	tiefste Lufttemperatur in °C
$MT_i$	.....	mittlere Lufttemperatur in °C
$SSD_i$	.....	Sonnenscheindauer in Stunden
$RLF_i$	.....	relative Luftfeuchtigkeit in %
$WGS_i$	.....	Windgeschwindigkeit in m/sec
$NS_i$	.....	Niederschlagshöhe in mm

Die gewählten Zeitabschnitte sind also Monate. Ausgenommen von dieser Regel sind die Monate Dezember bis Februar und bei den Wintergetreidearten auch die Monate September bis November. Die Meßwerte für diese Monate summieren wir zu den Variablenwerten für Winter bzw. Herbst. Zur Erklärung des Ertrages einer Fruchtart werden die Witterungsvariablen ab einem bestimmten Zeitabschnitt vor dem Anbau (Vorsaison) bis zum Erntemonat herangezogen.

Als letzte Variable wird in das Modell jene aufgenommen, die den Unterschied zwischen dem geernteten und dem durch die vorherbestimmten Variablen bedingten Ertrag erklärt. Diese Variable ist nicht meßbar. Da die Abweichungen zwischen dem geernteten und dem bedingten Ertrag jedoch positiv oder negativ sein können, ist der Erwartungswert für diese Variable Null. Das Modell wird nämlich so spezifiziert, daß die in das Modell aufgenommenen relevanten Variablen den Ertrag möglichst genau erklären und die Restabweichung daher minimal ist. Diese Einsicht ist für die empirische Bestimmung der Störvariablen maßgebend.

Nach Festsetzung der zu verwendenden Variablen in Gleichung (10) sieht das Erklärungsmodell für den Hektarertrag einer Fruchtart so aus:

$$(14) Y = a_1 + a_2 T + a_3 T^2 + a_4 NI + a_5 D + (1+cT^*) \left[ \sum_i (b_i^1 HT_i + b_i^2 TT_i + b_i^3 MT_i + b_i^4 SSD_i + b_i^5 RLF_i + b_i^6 WGS_i + b_i^7 NS_i) + U \right]$$

$Y$	=	Hektarertrag
$T$	=	Trendvariable, wie auch $T^2$ , $T^*$
$NI$	=	Stickstoffdüngerindex
$D$	=	Dummyvariable für die Einführung der Besonderen Ernteermittlung
$U$	=	Zufallsvariable
$i$	=	Vorsaison und die Monate bis zum Erntemonat $k$

Kleinbuchstaben stehen für die (konstanten) Koeffizienten der Gleichung.

Diese Ertragsfunktion hat folgende Eigenschaften:

1. Bei durchschnittlicher Witterung und ohne Rücksicht auf die Nährstoffversorgung des Bodens wäre in dem der Referenzperiode vorangegangenen Jahr ein Ertrag von  $a_1$  erzielt worden. (Ein positiver Ertrag bei einer Nährstoffversorgung von Null folgt aus der Wahl einer linearen Annäherung an die wirkliche Ertragsfunktion. Siehe Abb.3.)
2. Der Hektarertrag steigt von Jahr zu Jahr um einen zunehmenden Wert  $(a_2 + a_3T)$ , wenn in den einzelnen Jahren gleiche Witterung herrscht und gleich viel Dünger eingebracht wird und  $a_3 > 0$  ist.
3. Der Hektarertrag ändert sich um einen bestimmten Wert für jede Einheitsabweichung einer Einflußvariablen. Dieser Wert ist konstant für kontrollierbare Variable und zunehmend im Lauf der Referenzzeit für Witterungsvariable.
4. Für Abweichungen von diesen Annahmen wird eine Zufallsvariable  $U$  verantwortlich gemacht, die auch den Einfluß von sonstigen Faktoren und Meßfehlern wahrnimmt. Diese Variable ist nicht vorherbestimmt. Ihre Wahrscheinlichkeitsverteilung kann jedoch empirisch festgestellt werden, wenn man Normalverteilung voraussetzt.

Die Koeffizienten  $(a_1, \dots, b_k^7, c)$  in Gleichung (14) sind ebenfalls unbekannt. Um diese Unbekannten berechnen zu können, ist es notwendig, eine möglichst große Anzahl von Beobachtungen an Hektarerträgen und korrespondierenden Einflußvariablen zur Verfügung zu haben. Jede dieser Beobachtungen liefert eine Gleichung (14), in der die Größe der Variablenwerte, ausgenommen  $U$ , jeweils bekannt ist. Mit Hilfe gewisser Annahmen können aus diesem Gleichungssystem die unbekannt Koeffizienten, die in jeder Gleichung dieselben sind, berechnet werden.

## 4 METHODIK

4.1 Multiple Regression

Gleichung (14) läßt sich auf das sogenannte allgemeine lineare Modell zurückführen und wie dieses lösen. Wäre  $c$  Null, so wäre (14) bereits in der Form des allgemeinen linearen Modells. Um  $c$  schätzen zu können, ist eine Zerlegung von (14) notwendig, wobei wieder lineare Modelle entstehen. Wir beschäftigen uns in diesem Abschnitt mit den Annahmen dieser Modelle einerseits und ihrer Lösung unter praktischen Bedingungen andererseits. Betrachten wir das allgemeine lineare Modell

$$(15) Y = XB + U$$

wobei

$$Y = \begin{matrix} (n \times 1) \\ \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \end{matrix} \quad B = \begin{matrix} (m \times 1) \\ \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_m \end{bmatrix} \end{matrix} \quad U = \begin{matrix} (n \times 1) \\ \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} \end{matrix}$$

$$X = \begin{matrix} (n \times m) \\ \begin{bmatrix} X_1 & X_2 & X_3 & X_4 & \dots & X_m \end{bmatrix} \end{matrix} \quad \text{und}$$

$$X_1 = \begin{matrix} (n \times 1) \\ \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad X_2 = \begin{matrix} (n \times 1) \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ \vdots \\ n-1 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad = T \quad \text{usw.}$$

Darin sind die  $m$  Elemente des Vektors  $B$  und die  $n$  Elemente von  $U$  unbekannt. Erstere sind Konstante, letztere Ausprägungen von Zufallsvariablen, deren Interdependenzen soweit als bekannt vorausgesetzt werden müssen, daß nur mehr ein Parameter ihrer Verteilung zu schätzen verbleibt.

Jene Formel, mit der ein Schätzwert aus den Beobachtungen in der Stichprobe berechnet wird, ist eine Schätzfunktion. Schätzfunktionen, die mit steigendem Stichprobenumfang immer bessere Schätzungen liefern, heißen konsistent. Schätzfunktionen, deren Erwartungswerte mit den wirklichen Werten der Parameter iden-

tisch sind, heißen unverfälscht oder unverzerrt. Effizient ist nun diejenige Schätzfunktion, die von allen unverfälschten Schätzfunktionen die geringste Varianz der Schätzwerte hat. Ist diese Schätzfunktion auch eine lineare Funktion der Beobachtungen in der Stichprobe, so heißt sie BLUE (best linear unbiased estimator).

Die Suche nach einer Schätzfunktion, die möglichst viele dieser wünschenswerten Eigenschaften gewährleistet, führt zur Regressionsrechnung (Kleinste-Quadrate-Schätzer, ordinary least squares, OLS). Danach ist

$$(16) \hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y$$

BLUE, wenn die Regressionsgleichung

$$Y = XB + U$$

folgenden Annahmen entspricht:

- a) keine der unabhängigen Variablen ist eine exakte Linearkombination der übrigen unabhängigen Variablen des Modells (keine "offene" Form der Multikollinearität);
- b) das Gleichungssystem ist überdeterminiert, d.h., die Zahl  $n$  der Zeilen der  $X$ -Matrix ist größer als  $m$ , die Zahl der Spalten (Informationen über die Störvariablen der Grundgesamtheit sind vorhanden);
- c) die Werte der unabhängigen Variablen  $X_j$  sind fest mit endlicher Varianz (keine verzögerten abhängigen Variablen in  $X$ );
- d) nur die Ausprägungen von  $u_t$ ,  $\hat{u}_t$ , sind abhängig von der gewählten Stichprobe;
- e) jede Zufallsvariable  $u_t$  ist normalverteilt;
- f) die Erwartungswerte dieser Zufallsvariablen sind gleich Null (die gewählte Funktionsform stimmt für die Grundgesamtheit);
- g) die Varianzen dieser Zufallsvariablen sind gleich große Konstanten (Homoskedastizität);
- h) die Zufallsvariablen  $u_t$  der Grundgesamtheit sowie die Ausprägungen  $\hat{u}_t$  der Zufallsvariablen in der Stichprobe sind untereinander nicht korreliert (keine Reihenkorrelation und keine Autokorrelation);

i) die Ausprägungen der  $u_t$  sind stochastisch unabhängig von allen  $X_j$ , die  $X_j$  sind unabhängig von  $Y$ .

In der Praxis wird es kaum je gelingen, ein Modell so vollkommen zu formulieren, daß alle oben angeführten Annahmen eingehalten werden können. Deshalb wird ein Modell alle Idealanforderungen nur annähernd erfüllen können. Treten jedoch in einem Modell aufgrund von Spezifikationsfehlern gravierende Verletzungen einer oder mehrerer Annahmen auf, so stehen dem Ökonometriker zwei Wege offen, um unverfälschte und konsistente Schätzwerte zu erhalten:

- Spezifikation eines Modells, das den gestellten Anforderungen möglichst gerecht wird, oder
- Änderung der Annahmen und Ableitung einer Schätzfunktion, die bei geänderten Annahmen wünschenswerte Eigenschaften besitzt.

Der zweite Weg betrifft die Annahmen e) bis h). Sie sind in Gleichung (17) impliziert:

$$(17) U \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

In der allgemeinen Formulierung

$$(18) U \sim N(0, V)$$

werden sie ersetzt durch die Annahme einer symmetrischen positiv definiten Matrix  $V$ . Die BLU-Schätzfunktion unter diesen Umständen ist der verallgemeinerte Kleinste-Quadrate-Schätzer (generalized least squares, GLS, Aitken-Schätzer)

$$(19) \hat{B} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Y$$

Er ist besonders in jenen Fällen angebracht, in denen die Annahme einer konstanten Varianz von  $u_t$  als unzutreffend erkannt wird.

Die richtige Modellspezifikation ist durch die Begrenztheit unserer Informationen über die Wirklichkeit unmöglich. Unsere Informationen beschränken sich auf  $n$  Beobachtungen an  $m$  Variablen sowie auf a priori-Informationen aus wissenschaftlichen Untersuchungen und anerkannten persönlichen Erfahrungen (Allgemeinwissen). Gestützt auf letztere versuchen wir, das Modell so zu spezifizieren, daß die Annahmen a) b) und i) möglichst

genau eingehalten werden. Diese verlangen, daß

- die unabhängigen Variablen möglichst unkorreliert sind,
- die Anzahl der Beobachtungen ( $n$ ) größer ist als die Anzahl der zu schätzenden Parameter ( $m+1$ ), und
- $U$  unabhängig ist von  $X$  und  $Y$ .

Somit soll ein statistisches Modell möglichst frei von Multikollinearität sein, über viele Freiheitsgrade ( $df = n-m-1$ ) verfügen und seine Störvariable  $U$  stochastischen Charakter besitzen.

#### 4.2 Behandlung der Multikollinearität

Im günstigsten Fall sind die unabhängigen Variablen zueinander orthogonal, d.h., ihre Korrelationsmatrix ist eine Einheitsmatrix. Wenn das zutrifft, so bleiben die mit OLS geschätzten Koeffizienten unverändert, wenn man eine orthogonale Variable zu den erklärenden hinzufügt oder wegläßt. Diese Datenkonstellation entspricht den Annahmen der Regressionsgleichung ideal.

Im ungünstigsten Fall besteht zwischen einigen unabhängigen Variablen eine exakte lineare Beziehung. Da für die Bildung der Schätzwerte  $\hat{B}$  die Existenz der inversen Matrix  $(X'X)^{-1}$  notwendig ist, die hier wegen der Größe der Determinante  $(X'X)$  mit Null nicht gegeben ist, sind damit auch die Schätzwerte  $\hat{B}$  nicht definiert. Die durch diese Situation hervorgerufene Unmöglichkeit, eine Schätzung mit OLS durchzuführen, wird als "offene" Form der Multikollinearität bezeichnet.

In der Praxis trifft man kaum die "offene" Form der Multikollinearität an, sondern nur die "versteckte" Form. Die unabhängigen Variablen sind zwar linear abhängig, jedoch läßt sich ihre Beziehung nicht exakt als lineare Funktion ausdrücken. Die Ursache für diese Art der Multikollinearität<sup>2</sup> liegt darin, daß es in der Praxis meistens mehrere Variable gibt, die für denselben Wirkungsfaktor eingesetzt werden können und die daher korreliert sind. Je stärker diese Korrelation ist, umso schwerer ist es, ihren Einfluß auf die abhängige Variable auseinanderzuhalten. In der Regression erhält man als Schätzungen für die wahren Koeffizienten (= Parameter) Normalverteilungen mit hoher Varianz und somit ungenaue Punktschätzwerte, auf

---

2 In weiterer Folge verstehen wir unter dem Ausdruck Multikollinearität immer nur ihre "versteckte" Form. Die Bezeichnungen "offene" und "versteckte" Form der Multikollinearität findet man bei *Hochstädter* und *Uebe* (S.151 ff.).

die man sich wenig verlassen kann. Somit besteht die Notwendigkeit, Multikollinearität in der X-Matrix zu vermeiden oder nach Schätzfunktionen zu suchen, die trotz Multikollinearität bessere Schätzungen der Modellparameter ergeben.

Wenn wir zuverlässige Anhaltspunkte haben, wie eine von zwei korrelierten Variablen auf die abhängige Variable wirkt, sei es aus Ergebnissen von Versuchsreihen oder aus vorangegangenen empirischen Arbeiten, können diese a priori-Informationen durch den Einbau von linearen Beschränkungen in OLS das Problem der Multikollinearität ohne Variablenverlust lösen. Die Methode, die Koeffizienten eines Modells bedingt zu schätzen, wird bei *Johnston* (S.156 ff.) beschrieben.

Ein weiterer Lösungsansatz strebt eine Variablenreduktion an. Wenn man von zwei korrelierten Variablen nur eine im statistischen Modell verwendet, wird der Einfluß dieser Variablen (bei positiver Korrelation) überschätzt, jener der anderen unterschätzt (da für Null erklärt). Der Koeffizient der gewählten Variablen wird überhöht (verfälscht), weil er auch den Einfluß der vernachlässigten Variablen teilweise mitrepräsentiert. Indem ein Faktor, der durch mehrere Variable repräsentiert werden könnte, nur durch eine einzige repräsentiert wird, erreicht man sowohl eine verminderte Multikollinearität als auch eine Variablenreduktion. Allerdings kann der betreffende Koeffizient nicht mehr der Variablen an sich, sondern nur mehr jenem eher unbestimmten Faktor zugeschrieben werden, für den die Variable steht. Für Prognosezwecke eignet sich dieses Verfahren gut, wenn die linearen Abhängigkeiten zwischen den Variablen in den zu prognostizierenden Perioden weiterbestehen.

Ein anderer Weg besteht darin, die einmal spezifizierete X-Matrix in  $m$  (wenn  $\text{Rang}(X) = m$ ) Hauptkomponenten zu zerlegen. Hauptkomponenten sind bestimmte lineare Kombinationen der Variablen in  $X$ , die miteinander völlig unkorreliert sind. Das benötigte orthogonale Koordinatensystem wird dabei so aufgebaut, daß ein Maximum der Gesamtvarianz in der Richtung der ersten Hauptachse liegt, ein Maximum der Restvarianz in Richtung der zweiten Hauptachse usw. Diese Methode wird speziell in der Faktorenanalyse (*Überla*) angewendet. Dort dient sie als Mittel zur Lösung des Faktorenproblems, eines der vier Hauptprobleme der Faktorenanalyse. Hier liefert uns die Hauptkomponentenmethode neue Variable (Faktoren), deren Wirkung auf  $Y$  mit OLS effizient geschätzt werden kann. Nur jene, deren Einfluß nicht nahe Null ist, werden im statistischen Modell beibehalten. Berechnet man nach dieser Auswahl aus den Hauptkomponenten die Koeffizienten

der sie zusammensetzenden Variablen, dann sind diese Koeffizienten jedoch verfälscht.

Bei einem vierten Weg verzichtet man von vornherein auf die Eigenschaft der Unverfälschtheit einer Schätzfunktion. Durch Ridge-Regression gelingt es unter bestimmten Bedingungen, verfälschte, jedoch bessere Schätzungen der Modellparameter zu erzielen als es die unverzerrte Schätzfunktion OLS vermag (*Sclove*<sup>3</sup>). *Brown* und *Beattie* zeigen, daß der Ridge-Schätzer

$$(20) \hat{B}^+ = (X'X + dI)^{-1} X'Y \quad \text{wobei}$$

$$x_{ij} = (\hat{x}_{ij} - \bar{x}_j) (\Sigma(\hat{x}_{ij} - \bar{x}_j)^2)^{-1/2}$$

$$y_i = \hat{y}_i - \bar{y}$$

$$\hat{b}_i = \hat{b}_i^+ (\Sigma(\hat{x}_{ij} - \bar{x}_j)^2)^{1/2}$$

$$0 \leq d \leq 1$$

nur dann angewendet werden soll, wenn alle  $X_j$  positiv (negativ) korreliert sind und positive (negative)<sup>j</sup> Koeffizienten erwartet werden.  $dI$  in (20) kann auch durch eine andere diagonale Matrix ersetzt werden; *Myoken* vergleicht verschiedene Selektionskriterien für diese Matrix mit Hilfe von Monte Carlo-Simulationen. Denn das optimale  $d$  ist u.a. eine Funktion der Parameter  $B$ , also unbekannt.

Letzteres gilt auch für den verwandten stochastic shrinkage estimator (SSE) von *Narula*, dessen Ziel die optimale Vorhersagegleichung ist. Das Optimalitätskriterium ist der predictive mean square error (PMSE).

$$PMSE = E(\hat{Y} - Y)^2 = \Sigma(\hat{y}_i - y)^2/n$$

Die Vorhersagegleichung lautet

$$(21) \hat{y}_0^+ = \bar{y} + \hat{d}_0 X_0^0 \hat{B} \quad \text{wobei}$$

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y$$

---

3 Vergleiche auch: *Feldstein*, *Farrar* und *Glauber*, *Judge*.

$X^0$  = ein Zeilenvektor entsprechend X

$X = (X_j), \bar{x}_j = 0$

$\hat{d}_0 = \hat{a} / (\hat{a} + \hat{b})$

$\hat{a} = X^0 \hat{B} \hat{B}' X^{0'} + \hat{B}' \hat{\Sigma} \hat{B} / n$

$\hat{b} = \hat{\sigma}^2 (X^0 \hat{\Sigma}^{-1} X^{0'} + m/n) / (n-m-2)$

$\hat{\Sigma} = X'X = \text{Kovarianz Matrix}$

Sofern  $\hat{d}_0 \neq 1$ , ist  $\hat{y}_0^+$  ein verfälschter Schätzwert für  $y_0$ , andernfalls ist die Schätzung mit der gewöhnlichen Regressionsrechnung identisch. Da der Schätzwert für  $d$  möglicherweise schlecht ist, kann eine Überlegenheit des SSE über OLS nicht garantiert werden, obwohl sie in einem Beispiel *MacLaren's* gegeben war.

Die aufgezeigten Möglichkeiten, wie man sich gegenüber der Multikollinearität verhalten kann, sind rechnerisch ziemlich aufwendig. Die einzige Ausnahme ist der zweite besprochene Weg, eine von zwei korrelierten Variablen überhaupt fallenzulassen und durch die andere zu repräsentieren. Um entscheiden zu können, wann diese Vorgangsweise gerechtfertigt ist, wird gewöhnlich ein statistischer Test durchgeführt.

Der einfachste Test dieser Art ist, mit Hilfe der t-Statistik zu prüfen, ob der Koeffizient der fraglichen Variablen ungleich Null ist. Wenn das nicht mit genügender Sicherheit bestätigt werden kann, wird die Variable aus dem Modell entfernt und die Koeffizienten des Modells werden wieder geschätzt. *Feldstein* untersuchte mittels Simulationen die Auswirkungen einer solchen Vorgangsweise auf die Schätzgenauigkeit des Koeffizienten der verbleibenden Variablen. Der Koeffizient wurde durchschnittlich besser geschätzt, wenn beide Variablen im Modell vertreten waren. Nur wenn der wahre t-Wert eines Koeffizienten kleiner als 1 war, erwies sich die Entfernung der betreffenden Variablen als vorteilhaft für die Schätzgenauigkeit des verbleibenden Koeffizienten (gemessen am mean square error, MSE = Varianz + quadrierte Verfälschung).

Nach einem Vorschlag von *Theil* (1961) soll man die justierten Bestimmtheitsmaße  $\bar{F}^2$  der beiden Modelle (mit und ohne fragliche Variable) vergleichen und sich für jenes mit dem höheren  $\bar{F}^2$  entscheiden. Dies entspricht dem Test, ob  $t < 1$  (*Feldstein*).

Formeläquivalent zum t-Test ist die Prüfung mittels F-Test, ob eine Gruppe von (k) Variablen die Erklärung der abhängigen

Variablen verbessert (vgl. *Johnston*, S.146, *Main*, *Reynolds* und *White*, S.200).

$$f = \frac{\Delta r^2/k}{(1-r^2)/(n-m)} \sim F_{k, n-m}, \text{ wobei } m > k$$

Bei ausschließlicher Anwendung dieses Tests, der in manchen Computerprogrammen vorgesehen ist (backward elimination, stepwise regression), werden die theoretischen Grundlagen des Modells überhaupt nicht berücksichtigt. Die gefundene Auswahl von Variablen, die zur Erklärung herangezogen werden, hängt nämlich auch von der Reihenfolge ab, in der die Variablen geprüft wurden.

Die dem Modell zugrunde liegende Theorie legt oft fest, welche Vorzeichen bestimmte Modellparameter haben müssen. Die Häufigkeit falsch geschätzter Koeffizienten steigt mit der Multikollinearität und dem Verhältnis  $m/n$  in der X-Matrix. Wenn die Unrichtigkeit eines geschätzten Koeffizienten durch a priori-Informationen erwiesen ist, erübrigt sich ein statistischer Test bezüglich der Relevanz einer Variablen. Dann ist es das Ziel, die Multikollinearität in der X-Matrix zu vermindern: Durch Entfernung einer mit den anderen stark korrelierten Variablen, durch den Ersatz einer  $X_i$ -Variablen durch eine neue Variable, durch den Ersatz mehrerer  $X_i$ -Variablen durch eine bestimmte Kombination derselben, u.ä.; kurz, durch eine Änderung der X-Matrix.

Die Änderung der X-Matrix bedeutet, daß es mehrere statistische Modelle gibt, die aus dem mathematischen Ansatz des Modells hervorgehen. Welches Modell ist das "beste"? Während bisher diese Frage anhand der Plausibilität und Genauigkeit der gefundenen Koeffizienten und dem Bestimmtheitsmaß der Regressionsgleichung beantwortet wurde, ändern wir die Frage in: Welche Kombination der verschiedenen (plausiblen) Modelle ist die "beste"?

#### 4.3 Kombination von Modellen

Wir betrachten die folgenden alternativen Modelle zur Erklärung von Y:

$$(22) Y = X^j B^j + U^j \quad j = 1, 2, \dots, p$$

wobei Y = ein  $(n \times 1)$ -Vektor einer abhängigen Variablen

$X^j$  = eine  $(n \times m_j)$ -Matrix von vorherbestimmten Variablen

$B^j$  = ein  $(m_j \times 1)$ -Vektor von Konstanten

$U^j$  = ein  $(n \times 1)$ -Vektor von Zufallsvariablen mit  $N(0, \sigma_j^2 I_n)$

Die Schätzung der Koeffizienten  $B^j$  unter den üblichen OLS-Annahmen ergibt

$$\hat{B}^j = (X^{j'} X^j)^{-1} X^{j'} Y$$

und

$$\hat{U}^j = Y - X^j \hat{B}^j$$

für  $j = 1, 2, \dots, p$

Der unverfälschte Schätzwert für die Varianz von  $U^j$ ,  $\sigma_j^2$ , ist

$$(23) s_j^2 = \hat{U}^{j'} \hat{U}^j (n - m_j)^{-1}$$

Wir könnten nun das Modell mit der geringsten geschätzten Varianz der nicht beobachtbaren Variablen  $U^j$  auswählen. In diesem Modell ist die Varianz von  $Y$  durch die beobachtbaren Variablen  $X^j$  am besten erklärt:

$$\text{var}(Y|X^j) = \text{var}(U^j) = \sigma_j^2$$

Dies ist nicht notwendigerweise die optimale Vorgangsweise, da mit ihr alle Informationen vernachlässigt werden, die in den restlichen Modellen enthalten sind. Wir vermeiden diesen Informationsverlust dadurch, daß wir die einzelnen Modelle möglichst günstig kombinieren. Eine optimale Kombination der Modelle liegt dann vor, wenn die unerklärte Varianz von  $Y$  ein Minimum erreicht.

Mathematisch ausgedrückt, suchen wir Wichtungsfaktoren  $w_j$  in der Gleichung

$$(24) \hat{Y} = \sum w_j X^j \hat{B}^j$$

unter der Bedingung, daß

$$\text{var}(Y|\sum w_j X^j \hat{B}^j, j = 1, 2, \dots, p) = \text{var}(\sum w_j \hat{U}^j) = \hat{\sigma}^2 = \min$$

Wir müssen also folgende Funktion (*Mendenhall* und *Scheaffer*, S.185) minimieren:

$$(25) \text{var}(\sum w_j U^j) = \sum w_j^2 \text{var}(U^j) + 2 \sum_{j < l} \sum w_j w_l \text{cov}(U^j, U^l) = \sum_j \sum_l w_j w_l \sigma_{jl}$$

wobei  $\sigma_{jj} = \text{var}(U^j) = \sigma_j^2$

und  $\sigma_{jl} = \text{cov}(U^j, U^l)$

Da  $\sigma_{j1}$  unbekannt sind, ersetzen wir sie durch ihre unverfälschten Schätzwerte  $s_{j1}$ . Aus Gleichung (23) haben wir

$$s_{jj}^2 = (n-m_j)^{-1} \hat{U}^j{}' \hat{U}^j = s_{jj}$$

Wir definieren  $U_j = (n-m_j)^{-1/2} \hat{U}^j$ , sodaß

$$(26) \quad s_{jj} = U_j' U_j$$

$$s_{j1} = U_j' U_1$$

Definieren wir weiters  $U = \begin{bmatrix} U_1 & U_2 & \dots & U_p \end{bmatrix}$  und

$$W = \begin{bmatrix} w_1 & w_2 & \dots & w_p \end{bmatrix}'$$

dann ist (27) eine unverfälschte Schätzfunktion für (25).

$$(27) \quad \widehat{\text{var}}(\Sigma w_j U^j) = W' U' U W = \sum_j \sum_l w_j w_l s_{jl}$$

Um (27) unter der Bedingung zu minimieren, daß  $\Sigma w_j = 1$ , bedienen wir uns eines Lagrange'schen Multiplikators  $\lambda$ . Die Bedingung folgt aus Gleichung (22) und (24). Die zu minimierende Funktion in den Variablen  $(w_1, w_2, \dots, w_p, \lambda)$  lautet

$$(28) \quad f = \Sigma \Sigma w_j w_l s_{jl} - 2\lambda(\Sigma w_j - 1)$$

$$= W' U' U W - 2\lambda W' L + 2\lambda$$

$$\text{wobei } L = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix}'$$

Notwendige Bedingung für ein Minimum ist, daß die partiellen Ableitungen nach den Variablen Null sind:

$$(29) \quad \frac{\partial f}{\partial W} = 2 U' U W - 2 \lambda L = 0$$

$$(30) \quad \frac{\partial f}{\partial \lambda} = 2 W' L - 2 = 0, \text{ d.h. } \Sigma w_j = 1$$

Aus (29) bekommen wir

$$U' U W = \lambda L$$

$$W = \lambda (U' U)^{-1} L$$

$\lambda$  ist eine Konstante, die wir so wählen, daß (30) erfüllt ist, d.h., wir nehmen

$$(31) \quad W^* = (U'U)^{-1}L$$

und erhalten

$$\hat{W} = W^*/\sum w_j^*$$

$\hat{W}$  ist ein Vielfaches des Eigenvektors der Matrix  $U'U$ , der dem kleinsten Eigenwert entspricht.

Eine Schätzfunktion für die Varianz in (25) ist

$$(32) \quad s^2 = \frac{n}{n-p+1} \hat{W}'U'U\hat{W}$$

$n/(n-p+1)$  ist eine Korrektur für die  $(p-1)$  Freiheitsgrade, die bei der Schätzung von  $W$  verloren gehen (es müssen nur  $(p-1)w_j$  geschätzt werden, da  $w_p = 1-w_1-w_2-\dots-w_{p-1}$ ).

Die hier abgeleitete Methode zur Wichtung mehrerer statistischer Modelle garantiert nicht, daß alle  $\hat{w}_j$  positiv sind. Dies müßte vorausgesetzt werden, denn die Koeffizienten  $\hat{w}_j B^j$  im kombinierten Gesamtmodell sollen interpretierbar bleiben. Zweitens gibt es nicht nur eine, sondern mehrere zulässige Kombinationen, wenn  $p > 2$  ist. So kann es durchaus vorkommen, daß eine Kombination von wenigen Modellen eine bessere Erklärung der Varianz von  $Y$  ergibt als eine von mehreren Modellen. Daher müssen alle möglichen Kombinationen von Modellen anhand der Formel (32) überprüft werden.

#### 4.4 Prognoseschätzung

Nach der Lösung des Problems, die vorhandenen statistischen Modelle optimal zu kombinieren, wenden wir uns der Prognoseschätzung zu. Es sind  $p$  neue ( $1 \times m_j$ ) Beobachtungsvektoren  $X_o^j$  gegeben. Wir verfügen indes noch nicht über die zugehörige Beobachtung  $y_o$ . Es muß geprüft werden, ob die aus der Regression erhaltenen und anschließend optimal gewichteten Modelle zur Prognose von  $y_o$  verwendet werden können.

Die Schätzung von  $y_o$  mit Hilfe der geschätzten  $B^j$  und  $w_j$  leitet sich von der Formel (24) ab:

$$(33) \quad \hat{y}_o = \sum_j \hat{w}_j X_o^j B^j$$

Die Frage, ob diese Schätzung von  $y_0$  eine unverzerrte Prognose ist, läßt sich mit dem Erwartungswert für den Prognosefehler unmittelbar beantworten. Der Prognosefehler ist die Differenz zwischen dem geschätzten und dem wahren  $y_0$ .

$$\begin{aligned}
 (34) \quad \hat{y}_0 - y_0 &= \sum_j w_j (\hat{y}_0^j - y_0) \\
 &= \sum_j w_j (X^{oj} \hat{B}^j - X^{oj} B^j - u_0^j) \\
 &= \sum_j w_j (X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' (X^{j} B^j + U^j)} - X^{oj} B^j - u_0^j) \\
 &= \sum_j w_j (X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' U^j} - u_0^j)
 \end{aligned}$$

Er ist nach Gleichung (34) eine homogene lineare Kombination der Störungen mit nichtstochastischen Gewichten. Da allen Störungen als Mittelwert Null eigen ist, ergibt sich für den Erwartungswert des Prognosefehlers ebenfalls Null:

$$\begin{aligned}
 (35) \quad E(\hat{y}_0 - y_0) &= E(\sum_j w_j (X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' U^j} - u_0^j)) \\
 &= \sum_j w_j X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' E(U^j)} - \sum_j w_j E(u_0^j) = 0
 \end{aligned}$$

Somit ist  $\hat{y}_0$  eine unverfälschte Punktprognose.

Die Varianz des Prognosefehlers erhalten wir aus (34) mit

$$\begin{aligned}
 (36) \quad \sigma_0^2 &= \text{var}(\hat{y}_0 - y_0) \\
 &= \text{var}(\sum_j w_j (X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' U^j} - u_0^j)) \\
 &= \text{var}(\sum_j w_j X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' U^j} - \sum_j w_j u_0^j) \\
 &= \text{var}(\sum_j w_j X^{oj} (X^{j' X^j})^{-1} X^{j' U^j}) + \text{var}(\sum_j w_j u_0^j) + 0
 \end{aligned}$$

Die Kovarianzen zwischen beiden Werten sind Null, da  $X^{oj}$  und die Elemente von  $U^j$  unabhängig von  $u_0^j$  sind. Aus (24) haben wir

$$(37) \quad \text{var}(\sum_j w_j u_0^j) = \sigma^2$$

und für den ersten Wert (vgl. Johnston, S.125)

$$\begin{aligned}
 (38) \quad \text{var}(\Sigma w_j X^{0j} (X^j{}' X^j)^{-1} X^j{}' U^j) \\
 &= E(\Sigma \Sigma w_j X^{0j} (X^j{}' X^j)^{-1} X^j{}' U^j U^{j1'} X^1 (X^1{}' X^1)^{-1} X^{01'} w_1) \\
 &= \Sigma \Sigma w_j X^{0j} (X^j{}' X^j)^{-1} X^j{}' E(U^j U^{j1'}) X^1 (X^1{}' X^1)^{-1} X^{01'} w_1 \\
 &= \Sigma \Sigma w_j w_1 \sigma_{j1} X^{0j} (X^j{}' X^j)^{-1} X^j{}' X^1 (X^1{}' X^1)^{-1} X^{01'} \\
 \text{da} \quad E(U^j U^{j1'}) &= \sigma_{j1} I_n
 \end{aligned}$$

Da  $\sigma_{j1}$  unbekannt sind, ersetzen wir sie durch ihre unverfälschten Schätzwerte aus (26)

$$s_{j1} = U_j' U_{j1}, \quad U_j = (n - m_j)^{-\frac{1}{2}} \hat{U}^j$$

Zur Vereinfachung schreiben wir

$$\text{Def.: } Z^j = X^j (X^j{}' X^j)^{-1} X^{0j'}$$

$$V_j = (u_{ij} z_i^j)$$

$$V = \begin{bmatrix} V_1 & V_2 & \dots & V_p \end{bmatrix}$$

und erhalten als Schätzfunktion für (38)

$$(39) \quad \hat{\text{var}}(\Sigma w_j Z^j{}' U^j) = \Sigma \Sigma w_j w_1 U_j' U_{j1} Z^j{}' Z^1 = W' V' V W$$

Die Schätzung von (37) war in (32) angegeben und berücksichtigte bereits, daß auch  $W$  geschätzt werden mußte. Dasselbe muß in (39) berücksichtigt werden.

Eine unverfälschte Schätzfunktion für (36), die Varianz des Prognosefehlers  $s_o^2$ , ist somit

$$\begin{aligned}
 (40) \quad s_o^2 &= \frac{n}{n-p+1} \Sigma \Sigma w_j w_1 U_j' U_{j1} (Z^j{}' Z^1 + 1) \\
 &= \frac{n}{n-p+1} (\hat{W}' V' V \hat{W} + \hat{W}' U' U \hat{W})
 \end{aligned}$$

Die Varianz des Prognosefehlers besteht aus zwei Teilen: einen Teil der Varianz verursacht die zufällige Komponente der Prognose, den anderen die zufällige Komponente der Realisation. Der erste entsteht durch den Fehler bei der Spezifizierung von  $B$ , der zweite

durch die Unmöglichkeit, die Störungen  $u_o^j$  in einer befriedigenderen Art als durch ihre Erwartungswerte vorausschätzen zu können (*Theil*, S.6-9).

Aufgrund der Kenntnis, daß der Erwartungswert des Prognosefehlers Null ist und seine Varianz nach (40) geschätzt werden kann, kann neben der Punktschätzung  $\hat{y}$  auch ein Konfidenzintervall angegeben werden, in das  $y_o$  mit  $100(1-\epsilon)\%$  Wahrscheinlichkeit fällt (*Johnston*, S.155):

$$(41) \quad \hat{y}^o \pm t_{\epsilon/2} s_o$$

$t_{\epsilon/2}$  = t-Wert für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\epsilon/2$ , nachzuschlagen bei - vermutlich - etwa  $(n - \sum w.m. - p + 1)$  Freiheitsgraden. Als Prognosewerte, Punkt oder Intervall<sup>j</sup>, verwendet man also die Werte der Gleichungen (33) und (41), in die  $p$  neue Zeilenvektoren  $X^{Oj}$  eingesetzt wurden. Sie sind weniger präzise, wenn die Ausprägungen in  $X^{Oj}$  stark vom Mittel der Beobachtungen in  $X^j$ , der Matrix, die zur Parameterschätzung verwendet wurde, abweichen.

Eine Reihe von ungenauen Prognoseschätzungen weist auf Wertekombinationen der unabhängigen Variablen hin, die in der  $X^j$ -Matrix nicht genügend repräsentiert waren. Zum Beispiel entfernt sich die Ausprägung einer Trendvariablen in aufeinanderfolgenden Prognoseschätzungen immer mehr von ihrem Mittelwert (in der Referenzzeit). Einem wachsenden Prognosefehler kann durch gelegentliche Wartung des Modells entgegengetreten werden. Zu welchem Zeitpunkt die Koeffizienten eines Prognosemodells mit neuen Beobachtungen (den früheren  $X^{Oj}$  und  $y_o$ ) neu geschätzt werden sollen, hängt von der Genauigkeit der Prognoseschätzungen ab und den Kosten, mit denen eine höhere Genauigkeit erkaufte werden muß. Im folgenden Kapitel beschäftigen wir uns mit Kennzahlen zur Beurteilung der Genauigkeit von Prognosereihen.

#### 4.5 Beurteilung von Prognosereihen

Wie gut bzw. wie schlecht ein Modell die abhängige Variable  $Y$  schätzt, kann vorerst nur durch die ex-post-Prognosen,  $\hat{Y} = \sum w.X^j \hat{B}^j$ , überprüft werden, weil alle bekannten Beobachtungen normalerweise zur Schätzung der Modellparameter herangezogen werden. Eine erste Information über die ex-post-Prognosegüte eines Modells ist das justierte Bestimmtheitsmaß  $\bar{r}^2$  (*Johnston*, S.129, 130).

$$(42) \quad \bar{r}^2 = 1 - \frac{(\sum_t (y_t - \hat{y}_t)^2 / (n-m))}{(\sum_t (y_t - \bar{y})^2 / (n-1))}$$

$$\text{wobei } \bar{y} = \sum_{t=1}^n y_t / n$$

Das Bestimmtheitsmaß in (42) abstrahiert von der Anzahl der geschätzten Parameter ebenso wie von der Anzahl der Beobachtungen, die zur Schätzung der Parameter zur Verfügung standen. Mit seiner Hilfe kann der Erklärungswert verglichen werden. Allerdings ist ein höheres justiertes Bestimmtheitsmaß keine Garantie für genauere Prognosen.

Die Höhe der Prognosefehler kann durch die Standardabweichung der stochastischen Variablen eines Modells charakterisiert werden. Etwa 2/3 aller ex-post-Prognosefehler sind kleiner als diese Standardabweichung. Setzt man die Standardabweichung ins Verhältnis zum Mittelwert der abhängigen Variablen, dann erhält man den Variationskoeffizienten, der in Prozent angegeben wird. Er eignet sich zum Vergleich von Prognosefehlern, die in verschiedenen Dimensionen gemessen werden, besonders, wenn der Prognosefehler zum Wert der abhängigen Variablen annähernd proportional ist.

$$(43) \quad s = \left( \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n-m) \right)^{1/2}$$

$$v = 100 \, s / \bar{y}$$

Die quadrierten ex-post-Prognosefehler werden in der multiplen Regression sowie bei der beschriebenen Kombination verschiedener Modelle minimiert. Dabei werden Vorinformationen und Bedingungen berücksichtigt, die gewährleisten sollen, daß auch die ex-ante-Prognosen möglichst genau zutreffen. Die tatsächliche Genauigkeit von ex-ante-Prognosen gibt Auskunft, inwieweit die Wirklichkeit, die das Prognosemodell beschreibt (nämlich die Wirklichkeit in der Referenzzeit), noch vorherrscht. Ein Entscheidungskriterium für die Wertung eines Prognosemodells muß sich auf ex-ante-Prognosen stützen.

Im folgenden stellen wir Beurteilungsmöglichkeiten vor, die ex-ante-Prognosen mit berücksichtigen. Die einfachste Kennzahl ist wohl der durchschnittliche Prognosefehler (DPF),

$$(44) \quad \text{DPF} = \frac{k}{t} \sum_{t=1}^k |y_t - \hat{y}_t| / k$$

der bei k-Prognoseschätzungen auftrat. Hohe und geringe Schätzfehler erhalten hier ein gleich großes Gewicht, was dem üblichen quadratischen Verlust-Kriterium widerspricht. Wegen seiner leichten Verständlichkeit wird er aber gern verwendet.

Das Prognose-Realisationsdiagramm (*Theil*, S.19 ff.) gibt ein Bild von der Güte einer nach (45) transformierten Prognose-

reihe. Man verwendet die geschätzten und die wahren Änderungen der abhängigen Variablen gegenüber ihrer letzten Ausprägung und nicht die absoluten Werte  $\hat{y}_t$ ,  $y_t$ :

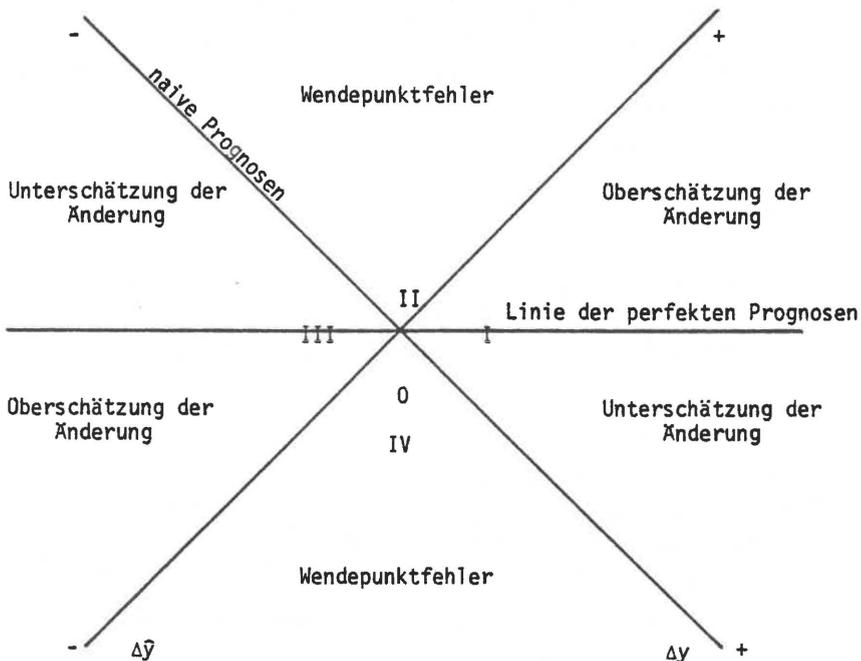
$$(45) \text{ Def.: } \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

$$\Delta \hat{y}_t = \hat{y}_t - y_{t-1}$$

Anhand dieser Änderungen wird beurteilt, wie genau die Prognose-schätzungen eines Modells eintreffen und wie weit sie sich von naiven Prognosen unterscheiden. Naive Prognosen sind solche, die den Ertrag des Vorjahres als Prognose verwenden, also keine Veränderung extrapolieren.

Das Prognose-Realisationsdiagramm erhält man durch Auftragen der wahren Änderungen,  $\Delta y_t$ , auf der x-Achse, und der geschätzten,  $\Delta \hat{y}_t$ , auf der y-Achse im Koordinatensystem und durch anschließende Rotation des Koordinatensystems um  $45^\circ$ , das ist, bis die Linie der perfekten Prognosen horizontal ist. Abb.5 zeigt das Schema eines derartigen Diagramms und die Bedeutung der einzelnen Sektoren im Koordinatennetz.

Abb.5: Prognose-Realisationsdiagramm



Perfekte Prognosen liegen im Diagramm auf der horizontalen Linie. Prognosen, die das Vorzeichen einer Änderung richtig erfassen, liegen im ersten und dritten Quadranten des Koordinatennetzes. Die Änderung selbst kann über- oder unterschätzt worden sein. Danach zerfallen die Quadranten I und III in zwei Hälften. Bei den Punkten im zweiten und vierten Quadranten der Abbildung haben  $\Delta y$  und  $\Delta \hat{y}$  ein entgegengesetztes Vorzeichen, d.h., es wurde eine Änderung in falscher Richtung vorausgeschätzt.

Mit Hilfe der Abb.5 läßt sich zeigen, was mit der Erstellung eines Prognosemodells bezweckt wird. Die Punkte auf der x-Achse stehen für Schätzungen des naiven Modells. Man möchte diese Punkte in Richtung perfekte Prognosen verschieben. Bei dem Versuch kann man die tatsächlichen Änderungen unter- bzw. überschätzen oder gar die Richtung verfehlen (Wendepunktfehler). Da man aber gewöhnlich von den naiven Prognosen ausgeht, um perfekten Prognosen näherzukommen, erhält man bei den meisten Vorschätzmethoden eine Konzentration der Punkte im Bereich der Unterschätzung. Die Änderungen werden häufiger unter- als überschätzt.

Das Prognose-Realisationsdiagramm gibt auch Auskunft über die Entwicklung der Prognoseeigenschaften eines Modells und über den Spielraum, der für die Erstellung besserer Modelle verbleibt. Eine Quantifizierung dieser optischen Information ist mit Hilfe des Ungleichheitskoeffizienten  $u_2$  von *Theil* (S.26 ff.) möglich.  $u_2$  ist die Wurzel aus der Summe der quadrierten Prognosefehler, dividiert durch die Summe der quadrierten tatsächlichen Änderungen.

$$(46) \quad u_2 = (\sum_t (\Delta \hat{y}_t - \Delta y_t)^2 / \sum_t \Delta y_t^2)^{1/2} \\ = (\sum_t (\hat{y}_t - y_t)^2 / \sum_t \Delta y_t^2)^{1/2}$$

Dadurch können die Prognosereihen mit der naiven Prognosereihe verglichen werden.  $u_2 = 0$ , wenn die Prognosen genau eintreffen, d.i., wenn die Punkte im Prognose-Realisationsdiagramm auf der Linie der perfekten Prognosen liegen. Je unrichtiger die Schätzungen werden, desto größer wird  $u_2$ . Für ein naives Modell ist der Ungleichheitskoeffizient gleich 1.  $u_2$  hat keine obere Grenze, und naive Prognosen sind besser als die Schätzungen eines Modells, dessen  $u_2 > 1$  ist (vgl. *Leuthold*).

## 5 DURCHFÜHRUNG

5.1 Daten für die unabhängigen Variablen

Alle unabhängigen Variablen, die nicht den Einfluß der Witterung charakterisieren, bezeichnen wir als "Basisvariable". Die Basisvariablen bestimmen den "Basisertrag", der im Lauf der Vegetationszeit durch Witterungseinflüsse und die Ausprägung der Zufallsvariablen abgeändert wird. Zu den Basisvariablen gehören der Trend (T), der quadrierte Trend (T2) und der Stickstoffdüngerindex (NI). In der üblichen Terminologie wird auch die Niveaunkonstante als Variable bezeichnet. Sie enthält den Wert 1 für jede Beobachtung. Der quadrierte Trend enthält Null für die Beobachtungen von 1971-1976, sodaß in diesen Jahren (und in den folgenden) nur mehr der einfache Trend den Einfluß technischer Fortschritte repräsentiert.

Als Repräsentant der Nährstoffversorgung wurde der Stickstoffdüngerindex verwendet. Er beruht auf der im Vorjahr verkauften Reinstickstoffdüngermenge und einer konstanten im Boden vorhandenen Stickstoffmenge und wurde auf deren Summe im Jahr 1966 bezogen. Damit unterstellt das statistische Modell, daß Ertragsänderungen proportional zur Änderung des Stickstoffdüngerindex erfolgten. Die erwähnten Basisvariablen scheinen in der Tabelle 1 auf.

TABELLE 1: Die in der Regression verwendeten Basisvariablen

Jahr	T	T2	T*	NI	D	DKT
1950	0	441	-21	65,1	1	1
1951	1	400	-20	65,9	1	1
1952	2	361	-19	68,9	1	1
1953	3	324	-18	69,3	1	1
1954	4	289	-17	69,2	1	1
1955	5	256	-16	70,7	1	1
1956	6	225	-15	71,6	1	1
1957	7	196	-14	72,4	1	1
1958	8	169	-13	77,3	1	1
1959	9	144	-12	75,8	1	1
1960	10	121	-11	78,2	1	1
1961	11	100	-10	81,1	1	1
1962	12	81	- 9	80,6	1	1
1963	13	64	- 8	85,8	1	1
1964	14	49	- 7	90,1	1	1

(Fortsetzung Seite 53)

(Fortsetzung)

Jahr	T	T2	T*	NI	D	DKT
1965	15	36	- 6	93,7	1	1
1966	16	25	- 5	100,0	0	1
1967	17	16	- 4	106,4	0	0
1968	18	9	- 3	113,8	0	0
1969	19	4	- 2	109,7	0	0
1970	20	1	- 1	121,6	0	0
1971	21	0	0	133,1	0	0
1972	22	0	0	125,2	0	0
1973	23	0	0	141,9	0	0
1974	24	0	0	124,6	0	0
1975	25	0	0	118,5	0	0
1976	26	0	0	117,3	0	0

T, T2, T\* = Trendvariable, NI = Stickstoffdüngerindex,  
D, DKT = Dummies

Die Witterungsdaten entstammen den "Monatsübersichten der Witterung in Österreich" der Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik. Sie enthalten von 71 Wetterstationen Angaben über je 28 Witterungsmerkmale. Wir berücksichtigten die Meßwerte der höchsten, tiefsten und mittleren Lufttemperatur in jedem Monat ( $^{\circ}\text{C}$ ), die Sonnenscheindauer (Stunden), relative Luftfeuchtigkeit (%), Windgeschwindigkeit (m/sec) und die Niederschlagshöhe (mm). Siehe Tabellen A 1-A 8, Seite 156-163. Daten über die jeweilige Vorsaison einer Fruchtart werden als Summe der Witterungsvariablen der entsprechenden Monate berechnet.

Unter den Wetterstationen wäre die Auswahl so zu treffen, daß die gewählten Stationen in enger räumlicher Verbindung zu den Versuchsfeldern stehen. Die Versuchsfelder - nämlich die Stichprobenfelder des Statistischen Zentralamtes - sind über das ganze österreichische Anbauggebiet verstreut, sodaß die Wetterstationen, in denen die Witterung gemessen wird, ähnlich verteilt sein müßten. Einer Stichprobe von Probefeldern würde damit eine Stichprobe von Punkten gegenüberstehen, in denen die Witterung gemessen wird. Die Größe dieser Stichprobe hängt von der Variabilität der Witterungsvariablen der Standorte ab. Die Variabilität der Witterung über verschiedenen Standorten ist gering, während jene des Klimas hoch ist. Die Witterung ist eine großräumige Erscheinung. Das zeigt auch Abb.6, in der die Mittel-

temperaturen im Mai an verschiedenen Orten verglichen werden. Die Schwankungen verlaufen in den einzelnen Orten, verschoben um die Klimaunterschiede, fast parallel. Ähnlich sind die Verhältnisse bei anderen Meßwerten, von denen die Windgeschwindigkeits- und die Niederschlagsabweichungen regional am stärksten schwanken (Tab.2 und Tab.3). Die Stichprobe an Wetterstationen kann klein sein, da der Witterungsverlauf über große Räume hin ähnlich ist. Für die Auswahl weniger Wetterstationen spricht auch der Umstand, daß weniger Daten eingeholt und verarbeitet werden müssen. Dieser Gesichtspunkt ist besonders dann wichtig, wenn die Daten möglichst schnell verfügbar sein müssen, etwa zur Berechnung von frühzeitigen Prognosen.

TABELLE 2: Korrelationen von Witterungsvariablen der Wetterstation Wien mit jenen von Kremsmünster und Graz, Werte für Mai 1950-1974

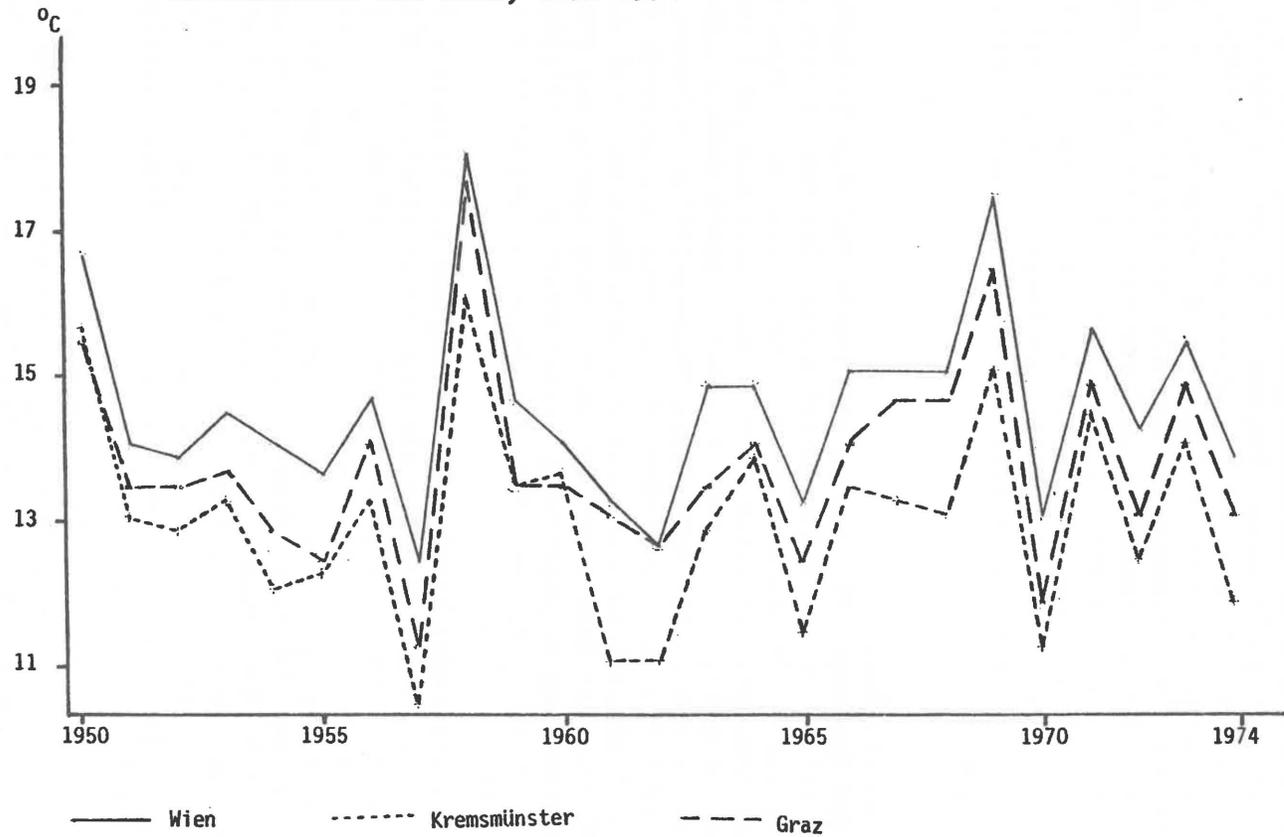
Witterungsvariable <sup>+) </sup>	Korrelationskoeff.zwischen Wien und	
	Kremsmünster	Graz
HT	0,71	0,74
TT	0,76	0,69
MT	0,95	0,96
SSD	0,83	0,78
RLF	0,75	0,59
WGS	0,24	0,34
NS	0,48	0,38

TABELLE 3: Mittelwerte der Witterungsvariablen der Wetterstationen Wien, Kremsmünster und Graz, Werte für Mai 1950-1974

Witterungsvariable <sup>+) </sup>	Wien	Kremsmünster	Graz
HT	27,2	24,0	27,3
TT } (°C)	3,7	2,8	3,0
MT } (°C)	14,6	13,0	13,8
SSD (Stdn.)	226,4	205,6	215,9
RLF (%)	65,7	71,0	70,7
WGS (m/sec)	3,1	2,7	1,8
NS (mm)	60,7	105,7	84,6

+ ) Abkürzungen siehe Seite 33

Abb.6: Die Monatsmitteltemperaturen im Mai in den Wetterstationen Wien, Kremsmünster und Graz, 1950-1974



Für das österreichische Ackerbaugesamt kann Wien als zentraler Standort gelten. Seine Lage an der Grenze zwischen maritimem und kontinentalem Klimaeinfluß gewährleistet, daß es gleichermaßen Witterungseinflüssen des Feuchtgebietes (Alpenvorland, Wald- und Mühlviertel) und des Trockengebietes (Südöstliches und Nordöstliches Flach- und Hügelland) ausgesetzt ist. Deshalb halten wir die Witterung in Wien als repräsentativ für die durchschnittliche Witterung im österreichischen Ackerbaugesamt. Für die Wahl dieser Wetterstation spricht auch, daß die Meßwerte des Observatoriums Hohe Warte schnell ausgewertet und dem Agrarwirtschaftlichen Institut (telefonisch) übermittelt werden können, sodaß die jeweils neuesten Vorausschätzungen schnell vorliegen.

### 5.2 Ertragsdaten

Als Beobachtungen für die zu erklärende Variable Hektarertrag einer Feldfrucht im Bundesgebiet dienen die vom Österreichischen Statistischen Zentralamt in den "Ergebnissen der landwirtschaftlichen Statistik im Jahre 1950...1976" publizierten Werte. Sie wurden ursprünglich in Form von Berichterstattermeldungen und später im Rahmen der Besonderen Ernteermittlung erhoben. Die Berichterstatte unterschätzten die Erträge von Getreide durchschnittlich um 8-10 % und die von Kartoffeln um 10-15 %. Nach Einführung der Besonderen Ernteermittlung konnte der Durchschnittsertrag in Österreich bisher meist mit Variationskoeffizienten von  $\pm 1,5$  bis 2 % (bei Getreide) angegeben werden (*Zechner*).

Die Hektarerträge bis zur Umstellung auf die Besondere Ernteermittlung waren niedriger als die später erhobenen. Die Höhe dieses Unterschieds könnte als prozentueller Anteil oder als absoluter Wert angenommen werden. Auch für die Höhe dieser Unterschätzung gilt es, einen Schätzwert zu finden. Wir verwendeten zur Erklärung dieses Unterschieds eine Dummyvariable (D), die in Gleichung (14) eingebracht wurde. Die Variable erhält den Wert 1 in Jahren ohne, und den Wert 0 in den Jahren mit Besonderer Ernteermittlung. Der Koeffizient dieser Variablen gibt an, um welchen Wert sich die berichteten Erträge von den ermittelten unterscheiden.

Die Tatsache, daß bei vielen Feldfrüchten erst sehr spät oder noch gar nicht mit der Besonderen Ernteermittlung begonnen wurde, bedeutet, daß die Hektarertragsdaten von 1950-1976 teilweise recht ungenau sein können. Dies ist besonders dann

als erwiesen anzusehen, wenn sich bei der Analyse mit diesen Daten kein Witterungseinfluß feststellen läßt. In einem solchen Fall mußten die ausgewiesenen Daten für ungenau erklärt und durch bessere ersetzt werden.

Die Bundesanstalt für Pflanzenbau und Samenprüfung führt seit den fünfziger Jahren Sortenversuche in verschiedenen Versuchstationen in Österreich durch. In den "Versuchsergebnissen der Bundesanstalt ..." werden u.a. die Durchschnittserträge aller in einem Versuch geprüften Sorten veröffentlicht. Wir errechneten den Durchschnitt aller Versuchsmittel eines Jahres und bekamen so den jährlichen Durchschnittsertrag der Sortenversuche. Wenn die Versuche nur in drei (auf das Anbaugebiet verteilten) Versuchstationen durchgeführt wurden, wurde auf den "Sortenversuchsertrag" verzichtet.

Die Sortenversuchserträge unterscheiden sich von den österreichischen Durchschnittserträgen im Ertragsniveau, in der jährlich erzielten Ertragssteigerung, in der von Jahr zu Jahr gleichbleibenden Nährstoffversorgung und in den Ertragsschwankungen, die bei den Sortenversuchen stärker sind als bei den österreichischen Durchschnittserträgen.

Wir gehen davon aus, daß die Genauigkeit der österreichischen Ertragsdaten ausreicht, um den Einfluß der Basisvariablen schätzen zu können. Bei Ackerfrüchten, bei denen die Besondere Ernteermittlung erst seit kurzem durchgeführt wird, können die Daten aber so ungenau sein, daß der Einfluß der Witterung besser mit Hilfe der Sortenversuchserträge festgestellt wird. In diesem Fall wenden wir eine stufenweise Schätzung der Modellparameter an. In der ersten Stufe werden die Koeffizienten der Basisvariablen geschätzt, in der zweiten Stufe jene der Witterungsvariablen. Voraussetzung ist, daß die vorherbestimmten Variablen in der einen Stufe mit denen in der anderen nicht oder nur wenig korreliert sind. Andernfalls würde der Einfluß der Variablen in der ersten Stufe überschätzt.

### 5.3 Basisertrag, Ertragsabweichungen und korrigierte Erträge

Das Modell (14) kann in zwei Teilmodelle zerlegt werden. Das erste ermittelt das Ertragsniveau eines Jahres (Basisertrag) und behandelt die Ertragsbeeinflussung durch die Witterung als eine Zufallsvariable. Die Ausprägung dieser Zufallsvariablen ist in einem Jahr positiv, in einem anderen negativ; sie ist die Abweichung des tatsächlich erzielten Ertrages  $Y$  vom erwarteten Ertragsniveau. Diese Abweichung, die im Lauf der Zeit ver-

mutlich größer wird, wird im zweiten Teilmodell auf den Witterungseinfluß zurückgeführt. Wir haben also

$$(47) \quad Y = a_1 + a_2 T + a_3 T^2 + a_4 NI + a_5 D + ABW$$

$$(48) \quad ABW = (1 + cT^*)ABW^*$$

$$(49) \quad ABW^* = a_0 + \sum_{i=1}^k (b_i^1 HT_i + \dots + b_i^7 WGS) + U$$

Def.:  $Y_B = Y - \hat{ABW} = \text{Basisertrag}$

$T^* = \text{eine Trendvariable (vgl. Tab. 1)}$

$ABW^* = \text{Abweichungen gemessen mit dem Maßstab zum Zeitpunkt } t^* = 0$

Zur Schätzung der Koeffizienten in (47) müssen gewisse Annahmen bezüglich der Zufallsvariablen ABW gemacht werden. Sind die Ertragsabweichungen autokorreliert? *Luttrell* und *Gilbert* analysierten die langjährigen Durchschnittserträge wichtiger Ackerfrüchte in den USA und fanden wenig Anhaltspunkte dafür, daß die Erträge durch Witterungseinflüsse zyklisch auftraten oder mehrmals hintereinander über- oder unterdurchschnittlich waren. Wo solche Reihen vorkamen, reflektierten sie weniger einen nicht zufälligen Einfluß des Wetters als eine ungleiche Änderung des Einsatzes ertragssteigernder Produktionsmittel. Korrelationen zwischen  $abw_t$  und  $abw_s$  sind also unwahrscheinlich.

Sind die Ertragsabweichungen homoskedastisch? Möglicherweise nicht. In (48) unterstellten wir eine Abhängigkeit der Abweichungen vom Trend, deren Größe  $c$  allerdings unbekannt ist. Da die Koeffizienten in (47) ohne Annahme von  $c$  nicht geschätzt werden können, machten wir die einfachste Annahme:  $c = 0$ , und schätzten sie mit multipler Regression. Danach errechnet sich

$$\hat{ABW} = Y - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 T - \hat{a}_3 T^2 - \hat{a}_4 NI - \hat{a}_5 D$$

Eine Überprüfung anhand der österreichischen Ertragsdaten bzw. ABW, ob  $c$  wirklich gleich Null ist, leidet darunter, daß steigende Ertragsschwankungen auch auf die genaueren Messungen der Erträge im Rahmen der Besonderen Erntetermineitlung zurückgehen könnten. Dagegen sind die Ertragsabweichungen der Sortenversuche zuverlässig. Sie wurden wie folgt ermittelt:

Durch Schätzung der Koeffizienten von

$$(50) \quad Y_s = a_{s1} + a_{s2}T + a_{s3}T^2 + ABW_s$$

mit multipler Regression wurde

$$\widehat{ABW}_s = Y_s - \hat{a}_{s1} - \hat{a}_{s2}T - \hat{a}_{s3}T^2 \quad \text{errechnet.}$$

Ob  $\widehat{ABW}_s$  von Beobachtung zu Beobachtung etwa gleich groß geblieben ist, d.h., wie groß  $c$  in (48) ist, wurde nach einer von *Glejser*<sup>4</sup> vorgeschlagenen Methode ermittelt. Dabei wird die absolute Größe der Ertragsabweichung in Abhängigkeit von einer bekannten Variablen, in unserem Fall der Trendvariablen  $T^*$  (vgl. Tab. 1) gesetzt. Die Koeffizienten werden mit multipler Regression geschätzt:

$$(51) \quad \begin{aligned} |\widehat{ABW}_s| &= c_{s1} + c_{s2}T^* + U^* \\ &= c_{s1}(1 + cT^*) + U^* \end{aligned}$$

$\hat{c}_{s1}$  ist der Erwartungswert der absoluten Ertragsabweichungen in den Jahren 1971-1976; wir erwarten gleich große absolute Ertragsabweichungen auch in späteren Jahren. Wenn  $\hat{c}_{s2}$  ungleich Null ist, dann ändert sich die Höhe der Ertragsabweichungen im Lauf der Zeit.

Als Schätzung für  $c$  in (48) dient  $\hat{c}_{s2}/\hat{c}_{s1}$  aus (51). Mit Hilfe von  $\hat{c}$  kann nun ein geschätztes  $ABW_{s2}^*$  aus (51). Mit Hilfe

$$(52) \quad \widehat{ABW}^* = \widehat{ABW} / (1 + \hat{c}T^*)$$

berechnet werden. Wir bezeichnen  $\widehat{ABW}^*$  auch als inflatierte Abweichungen, weil Abweichungen in früheren Jahren ( $\widehat{ABW}$ ), in  $\widehat{ABW}^*$  überhöht, nämlich auf dem Niveau von 1971-1976, aufscheinen. Ähnlich erhält man auch

$$\widehat{ABW}_s^* = \widehat{ABW}_s / (1 + \hat{c}T^*)$$

die inflatierten Abweichungen der Sortenversuchserträge. Es sei noch angemerkt, daß sich  $\widehat{ABW}$  und  $\widehat{ABW}^*$  bzw.  $\widehat{ABW}_s$  und  $\widehat{ABW}_s^*$  nur unterscheiden, wenn  $\hat{c}$  ungleich Null ist.

$\widehat{ABW}$  und  $\widehat{ABW}^*$  beruhen auf den teils ungenauen österreichischen Ertragsdaten, und es erscheint problematisch, ob mit diesen ungenauen Daten der Witterungseinfluß gut genug geschätzt werden

<sup>4</sup> zitiert in *Johnston* (S.220)

kann. Wir ersetzen daher die ungenauen, nicht durch Daten aus der Besonderen Ernteermittlung festgestellten  $\widehat{ABW}_s^*$  durch  $f\widehat{ABW}_s$ , wenn sich diese Zweifel bei der Schätzung der Koeffizienten von (49) bestätigen.  $f$  ist ein Korrekturfaktor, mit dem die Abweichungen der Sortenversuchserträge auf das Niveau der Abweichungen der österreichischen Erträge gebracht werden:

$$(53) \text{ Def.: } f = \frac{\sum_t |\widehat{abw}_t|}{\sum |\widehat{abw}_{st}|}$$

wobei  $t$  über die letzten Jahre der Referenzzeit (mit Besonderer Ernteermittlung) läuft.

Aus den so gewonnenen Schätzungen der Ertragsabweichungen wurden folgende Zeitreihen zum Teil konstruiert und in Tabellen zusammengefaßt:

Ausgewiesener österreichischer Ertrag	$Y$
Korrigierter österreichischer Ertrag	$Y_B + f\widehat{ABW}_s$
Korrigierter inflatierter österreichischer Ertrag	$Y_B + f\widehat{ABW}_s^*$
Basisertrag	$Y_B$
Sortenversuchsertrag	$Y_S$
Ertragsabweichungen der Sortenversuche	$\widehat{ABW}_s$
Ertragsabweichungen, absolut erwartet	$\widehat{c}_{s1} + \widehat{c}_{s2}T^*$
Abweichungen der österreichischen Erträge	$\widehat{ABW}$
Korrigierte Abweichungen der österreichischen Erträge	$f\widehat{ABW}_s$
Korrigierte inflatierte Abweichungen der österreichischen Erträge	$f\widehat{ABW}_s^*$

Korrigiert wurden nur Daten in Jahren, in denen keine Besondere Ernteermittlung stattgefunden hatte, und in denen Sortenversuchserträge zur Verfügung standen.

Um die Koeffizienten in (49) schätzen zu können, sind weitere Vereinfachungen notwendig. Die Zahl der zu schätzenden Parameter ist größer als die Zahl der Beobachtungen, und außerdem sind die unabhängigen Variablen zum Teil stark miteinander korreliert, insbesondere die verschiedenen Witterungsvariablen eines bestimmten Monats. Wir behelfen uns, indem wir pro Monat nur eine Witterungsvariable ins Modell aufnehmen, und zwar möglichst dieselbe

für alle Monate. Damit erhalten wir für Gleichung (49) Teilmodelle

$$\begin{aligned}
 (54) \quad ABW^* &= b_0^{1*} + \sum_i b_i^{1*} HT_i + U^{1*} \\
 ABW^* &= b_0^{2*} + \sum_i b_i^{2*} MT_i + U^{2*} \\
 &\vdots \\
 ABW^* &= b_0^{7*} + \sum_i b_i^{7*} WGS_i + U^{7*}
 \end{aligned}$$

wobei  $i$  über jene Monate läuft, deren Witterung den Ertrag beeinflusst.

Die Koeffizienten dieser Teilmodelle können mit multipler Regression geschätzt werden. Nur wenn die Korrelationen der jeweils unabhängigen Variablen untereinander groß genug sind, um ein Auseinanderhalten ihres Einflusses zu erschweren, muß eine Variable durch eine andere ersetzt oder ihr Einfluß Null gesetzt werden.<sup>5</sup>

Die gefundenen Teilmodelle werden schließlich nach der in Abschnitt 4 abgeleiteten Methode gewichtet. Mit Hilfe der geschätzten Wichtungsfaktoren für (54) erhält man die geschätzten Koeffizienten von (49),

$$(55) \quad \hat{b}_i^j = \hat{w}_j \hat{b}_i^{j*} \quad \text{für } j = 1, \dots, p$$

wobei  $p$  die Anzahl der Teilmodelle in (54) darstellt.

Damit sind alle Koeffizienten des Gesamtmodells (14) geschätzt.

---

5 Eine Prüfung mittels t-Test, ob ein Koeffizient von Null verschieden ist, geschieht nur zu dem Zweck, festzustellen, wie groß der Fehler ist, wenn man einen geschätzten Koeffizienten Null setzt. Die Punktschätzung des Koeffizienten, und nicht Null, ist "best linear unbiased", und nur die Anwesenheit von Multikollinearität und Vorinformationen berechtigen dazu, einen so geschätzten Koeffizienten abzulehnen.

#### 5.4 Zusammenfassung: Der Weg zum Prognosemodell

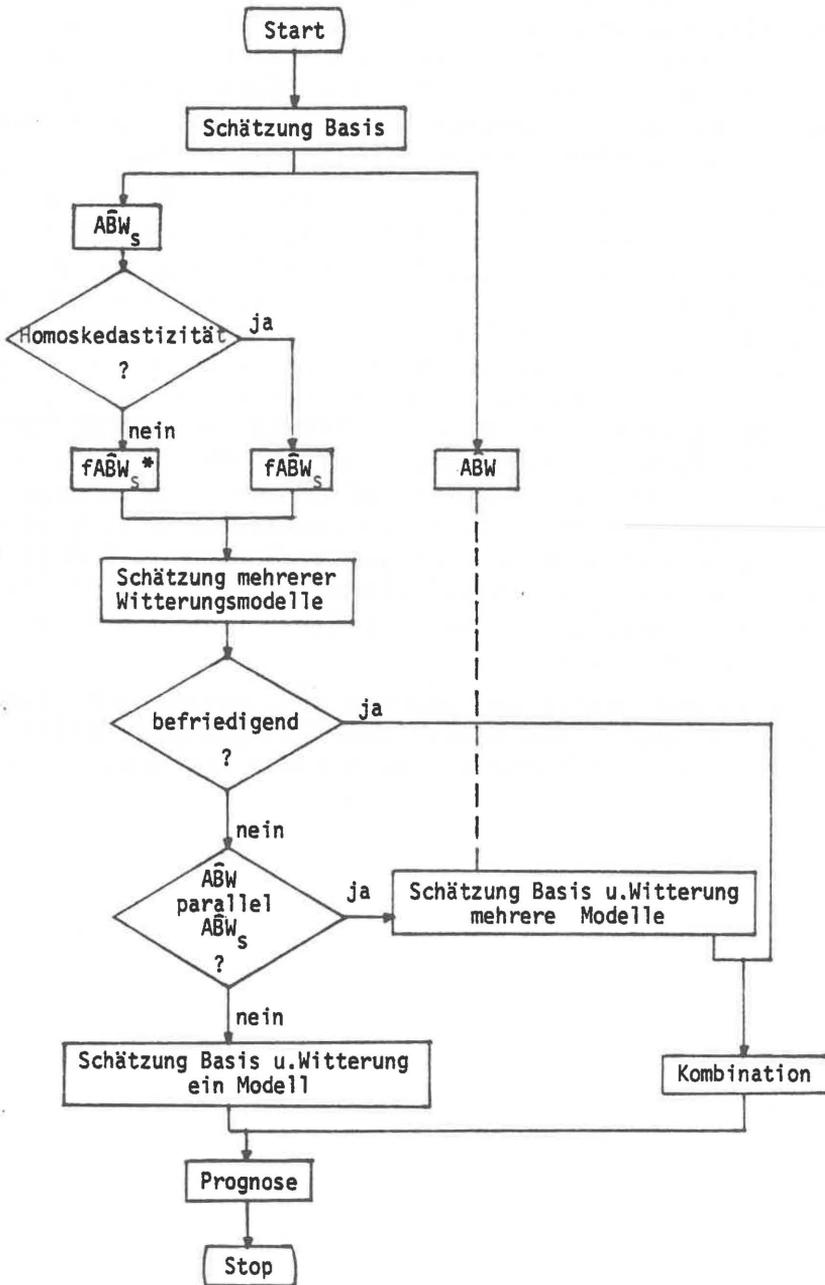
Abb.7 zeigt in Form eines Flußdiagramms das Ablaufschema, nach dem die Gesamtmodelle für Winterweizen, Winterroggen, Sommergerste, Spätkartoffeln und Körnermais entwickelt wurden. Nach der Schätzung des Einflusses der Basisvariablen auf den ausgewiesenen österreichischen Ertrag  $Y$  und den Sortenversuchsertrag  $Y_s$  einer Ackerfrucht mit der multiplen Regression konnten die Abweichungen der österreichischen Erträge  $\hat{ABW}$  und die Ertragsabweichungen der Sortenversuche  $\hat{ABW}_s$  berechnet werden.

Der Test, ob  $\hat{ABW}_s$  homoskedastisch ist, wurde nach einer von Glejser vorgeschlagenen Methode durchgeführt - siehe Formel (51). Wenn  $c_{s2}$  ungleich Null war, dann änderte sich die Höhe der Ertragsabweichungen im Lauf der Zeit und die Frage nach dem Vorhandensein von Homoskedastizität wurde verneint. Die Ertragsabweichungen der Sortenversuche vor 1971 wurden in diesem Fall mit dem Faktor  $(1/(1 + \hat{c}T^*))$  inflatiert. Die inflatierten Abweichungen der Sortenversuchserträge wurden mit einem Korrekturfaktor (53) auf das österreichische Abweichungsniveau gebracht, ( $f\hat{ABW}_s^*$ ), und bildeten so die abhängige Variable im zweiten Teilmodell bei der Schätzung des Witterungseinflusses. Wenn aber  $c_{s2}$  gleich Null war, erübrigte sich eine Inflation der Variablen  $\hat{ABW}_s$  und die Abweichungen  $f\hat{ABW}_s^*$  wurden direkt zur Schätzung des Witterungseinflusses verwendet.

Der Witterungseinfluß wurde, um alle Daten ausnützen zu können, in Form von mehreren Witterungsmodellen geschätzt. Jedes Modell enthielt als unabhängige Variable nur eine Witterungsvariable pro Monat, und zwar eine jeweils bestimmte. So ergab sich für jede Witterungsvariable ein Modell - vgl. Gleichungen (54). Die Koeffizienten dieser Modelle wurden mit multipler Regression geschätzt. War der Koeffizient einer Witterungsvariablen mit nicht mehr als 50 %iger Wahrscheinlichkeit von Null verschieden, so wurde er Null gesetzt. Diese Variable wurde dann zu absoluten Abweichungen von ihrem Mittelwert transformiert. War ihr Koeffizient im so geänderten Modellansatz mit mehr als 50 %iger Wahrscheinlichkeit von Null verschieden und hatte er das erwartete negative Vorzeichen, dann wurde diese transformierte Variable beibehalten, ansonsten war die Variable ohne Einfluß und wurde aus dem Modellansatz entfernt.

Auf diese Art entstanden sieben Witterungsmodelle pro Ackerfrucht, wobei allerdings die Möglichkeit bestand, daß einzelne Witterungsmodelle nicht befriedigten. Waren sie zufriedenstel-

Abb.7: Flußdiagramm zur Entwicklung der Gesamtmodelle



lend, so wurden sie nach der im Kapitel 4.3 abgeleiteten Methode zu einem Gesamtmodell kombiniert. Die Modelle für Winterweizen und Winterroggen entstanden auf diese Art. Andernfalls verbesserte eine Kombination dieser Modelle die Einzelergebnisse in bezug auf den Standardfehler kaum. Deshalb verwendeten wir diese Witterungsmodelle nicht für die Prognose der witterungsbedingten Ertragsabweichungen vom Basisertrag der entsprechenden Ackerfrucht, sondern wählten einen anderen Weg.

Bei sehr ähnlichem Verlauf der Zeitreihen  $\widehat{ABW}$  und  $\widehat{ABW}_s$  wurde die Schätzung des Einflusses der Basisvariablen und der Witterungsvariablen zusammengelegt. Die Witterungsvariablen wurden in zwei Gruppen geteilt: ein Modell setzte sich aus den Basisvariablen und den Variablen  $HT_i$ ,  $TT_i$ ,  $MT_i$  und  $SSD_i$  zusammen (Wärmemodell), das andere aus den Basisvariablen und den Variablen  $RLF_i$ ,  $WGS_i$  und  $NS_i$  (Feuchtigkeitsmodell).  $i$  läuft wie üblich über jene Monate, deren Witterung den Ertrag beeinflusst. In beiden Modellen wurde pro Monat nur die jeweils am besten geeignete, eventuell auch transformierte, Witterungsvariable aufgenommen und der Einfluß der restlichen Null gesetzt. Die Wichtung beider Modelle nach der im Kapitel 4.3 abgeleiteten Methode lieferte jene Koeffizienten, mit denen die Erträge prognostiziert werden. Die Modelle Sommergerste und Spätkartoffeln entstanden auf diese Art.

Verliefen die Zeitreihen  $\widehat{ABW}$  und  $\widehat{ABW}_s$  unterschiedlich, so wurde nur ein Modell aus Basis- und Witterungsvariablen erstellt. Die Prognosen des Körnermaises beruhen auf diesem Modell.

## 6 ERGEBNISSE

### 6.1 Die Basismodelle der Fruchtarten

#### 6.1.1 Winterweizen

Die für Österreich ausgewiesenen Durchschnittserträge des Winterweizens können der Tabelle 4 entnommen werden; seit 1966 beruhen sie auf der Besonderen Ernteterminnung. Wie Abb.8 zeigt, verlaufen die ausgewiesenen Erträge zu jenen der Sortenversuche ziemlich parallel. Die Schwankungen der österreichischen Durchschnittserträge haben eine geringere Amplitude als jene der Sortenversuchserträge, insbesondere vor dem Jahr 1966.

Die Schätzung des Basisertrages erfolgte aufgrund der Regressionsgleichung für den ausgewiesenen Ertrag (47) und ergab

$$Y = 13,669 + 0,7616 T + 0,0125 T^2 + 0,044 NI + 2,69 D + ABW$$

$$(3,21) \quad (0,162) \quad (0,009)$$

$$\bar{r}^2 = 0,767 \quad s = 2,43 \quad v = 9,68$$

Die Koeffizienten für den Stickstoffdüngerindex und die Einführung der Besonderen Ernteterminnung wurden als a priori-Informationen aus der Arbeit von *Binder* und *Ortner* übernommen, da Multikollinearitätsprobleme eine simultane Schätzung unmöglich machten. Danach wurde der Ertrag vor Einführung der Besonderen Ernteterminnung um durchschnittlich 269 kg unterschätzt. Der Einfluß des unterschiedlichen Stickstoffdüngerabsatzes auf den Weizenertrag ist gering.

Im Gegensatz zur erwähnten Arbeit wurde der Trend hier quadratisch formuliert. Die Ergebnisse erhärten die Hypothese, daß in den fünfziger und sechziger Jahren steigende Ertragsänderungen zu verzeichnen waren: Von 1950 auf 1951 stieg der Basisertrag um 25 kg, in den Jahren 1971 bis 1976 lag die Steigerung bereits bei 76 kg jährlich. In der zitierten Arbeit war noch mit durchschnittlich 52 kg gerechnet worden. Für 1976 wären bei durchschnittlicher Witterung 38,6 dt/ha zu erwarten gewesen. Zwei Drittel der tatsächlichen Erträge lagen im Bereich  $\pm 9,7\%$  der Erwartung.

Die Regressionsgleichung für den Ertrag in den Sortenversuchen (50) lautet

$$Y_s = 18,426 + 1,3575 T + 0,0282 T^2 + ABW_s$$

$$(5,94) \quad (0,297) \quad (0,018)$$

$$\bar{r}^2 = 0,733 \quad s = 4,28 \quad v = 10,73$$

TABELLE 4: Die Hektarerträge des Winterweizens in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der		
	ausgew. <sup>+) </sup>	korr.	korr., inflat.	Basis- <sup>++) </sup>	Sorten- vers. <sup>+) </sup>	Sortenvers.	ausgew. Erträge	
							korr.	korr., inflat.
dt/ha								
1950	17,9	20,6	17,30	22,1	-	-	-1,46	-4,75
1951	18,3	22,8	23,55	22,3	31,7	0,65	0,42	1,22
1952	19,9	23,1	23,58	22,7	31,8	0,49	0,31	0,84
1953	23,2	23,9	25,06	23,1	32,9	1,28	0,82	2,01
1954	19,0	20,9	17,71	23,4	28,1	-3,90	-2,49	-5,67
1955	22,6	24,9	26,19	23,8	34,2	1,78	1,14	2,41
1956	22,9	25,9	27,48	24,2	35,5	2,59	1,66	3,28
1957	22,4	25,4	26,12	24,6	34,7	1,25	0,80	1,49
1958	21,0	23,0	21,31	25,3	30,5	-3,55	-2,27	-3,97
1959	22,1	22,0	19,63	25,7	29,0	-5,70	-3,65	-6,04
1960	25,4	27,1	27,64	26,2	36,8	1,39	0,89	1,40
1961	25,9	29,5	30,80	26,9	40,3	4,12	2,64	3,94
1962	26,2	29,2	29,92	27,4	39,8	2,80	1,79	2,55
1963	25,1	27,4	27,12	28,1	36,7	-1,18	-0,75	-1,02
1964	26,8	28,1	27,82	28,9	37,5	-1,31	-0,84	-1,09
1965	24,0	24,3	22,97	29,7	31,4	-8,40	-5,38	-6,70

(Fortsetzung)

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der		
	ausgew. +)	korr.	korr., inflat.	Basis- ++)	Sorten- vers. +)	Sortenvers.	ausgew. Erträge	
							korr.	korr., inflat.
dt/ha								
1966	28,5	28,5	28,09	30,6	37,3	-3,55	-2,07	-2,48
1967	33,3	33,3	33,57	31,5	46,3	4,35	1,80	2,07
1968	35,0	35,0	35,27	32,5	49,2	6,09	2,50	2,78
1969	33,5	33,5	33,53	33,0	47,0	2,67	0,49	0,52
1970	29,6	29,6	29,44	34,3	46,5	0,90	-4,67	-4,82
1971	36,0	36,0	36,00	35,5	51,1	4,17	0,48	0,48
1972	31,7	31,7	31,70	35,9	43,6	-4,69	-4,23	-4,23
1973	35,6	35,6	35,60	37,4	48,1	-1,55	-1,83	-1,83
1974	41,4	41,4	41,40	37,4	56,9	5,89	3,97	3,97
1975	35,4	35,4	35,40	37,9	43,1	-9,26	-2,53	-2,53
1976	43,3	43,3	43,30	38,6	56,4	2,68	4,67	4,67

+) Ausgangsdaten

++) Schätzung

Abb.8: Die Hektarerträge des Winterweizens in Österreich, 1951-1976

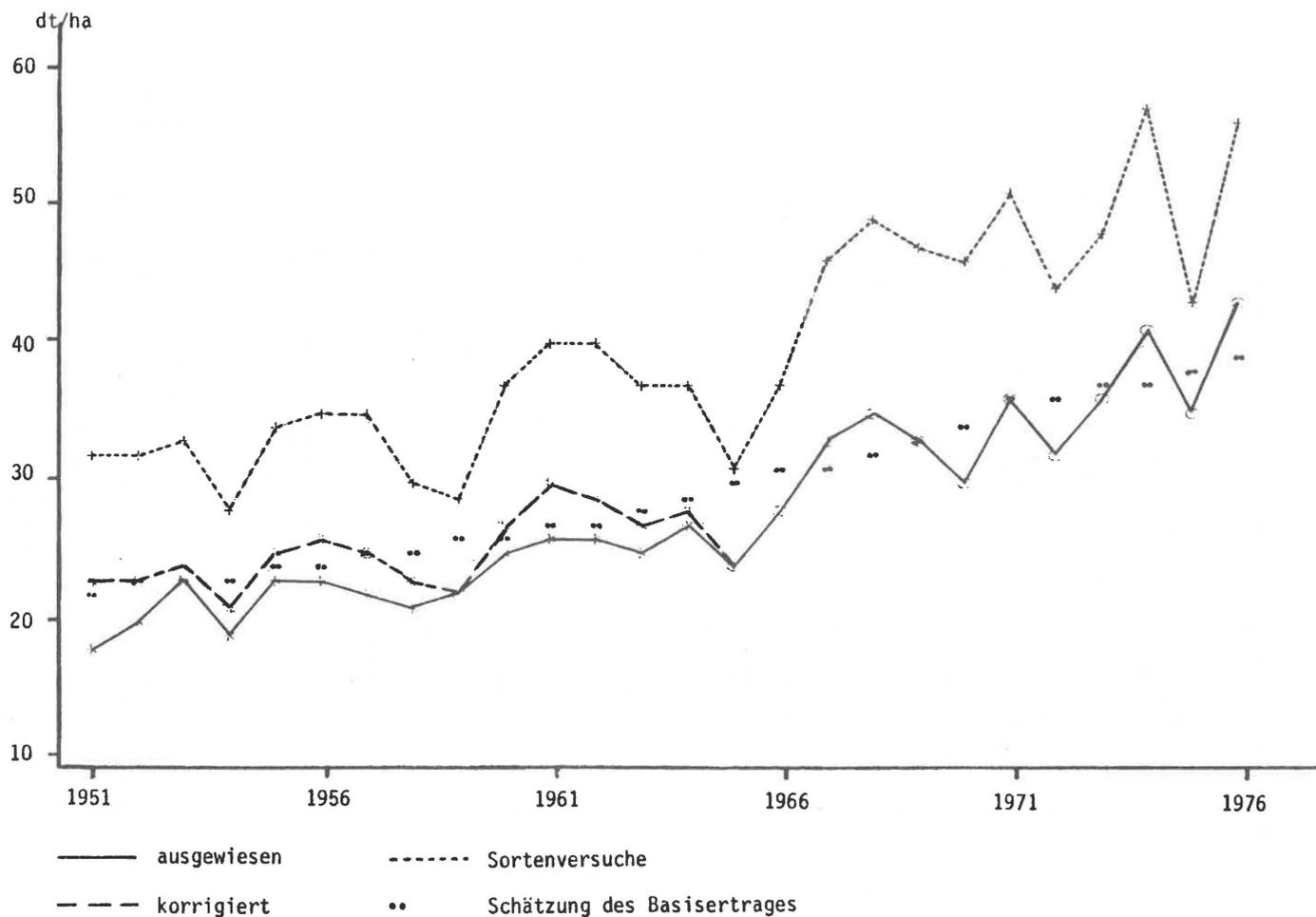
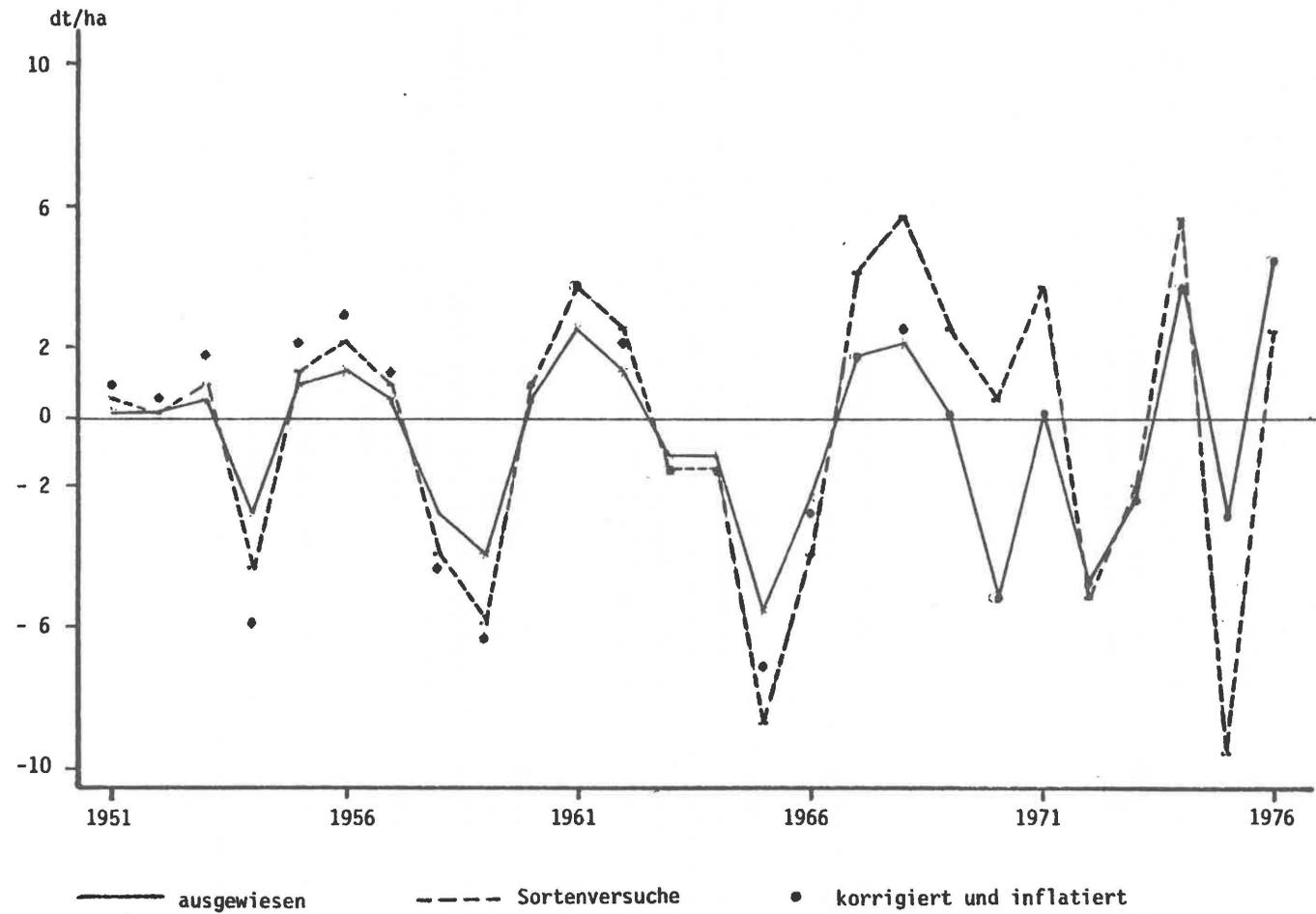


Abb.9: Die Abweichungen der Hektarerträge des Winterweizens in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976



Danach betrug die Ertragszunahme der in den Versuchsanstalten geprüften Sortenpalette zwischen 1971 und 1976 jährlich 136 kg, während sie zwischen 1951 und 1952 noch bei 26 kg gelegen war. Der erwartete Ertrag bei den Sortenversuchen war 1976 53,7 dt/ha, d.i. 39 % mehr als der österreichische Durchschnittsertrag.

Aus Abb.8 ist ersichtlich, daß die witterungsbedingten Ertragsabweichungen im Lauf der Zeit zunahmten; Abb.9 bringt dies noch deutlicher zum Ausdruck. Die absolute Höhe der Abweichungen der Sortenversuche ist wie folgt vom Trend abhängig (51):

$$|ABW_s| = 4,517 + 0,1489 T^* + U^*$$

$$(0,65) \quad (0,062)$$

$$\bar{r}^2 = 0,160 \quad s = 2,13$$

Von 1951 bis 1971 nahmen die witterungsbedingten Abweichungen der Erträge der Sortenversuche jährlich um 15 kg zu und halten im Durchschnitt der Jahre 1971-1976 bei 452 kg/ha.

Die Abweichungen der ausgewiesenen Erträge verhalten sich zu jenen der Sortenversuchserträge wie 0,64 zu 1. Dieser Korrekturfaktor errechnete sich aus einem Vergleich der durchschnittlichen absoluten Abweichungen von 1966, dem Beginn der Besonderen Erntetermine, bis 1976 nach (53).

### 6.1.2 Winterroggen

Die Erträge des Winterroggens sind der Tabelle 5 zu entnehmen; seit 1972 beruhen sie auf der Besonderen Erntetermine, die allerdings 1973 ausgefallen ist. Aus Abb.10 ist zu ersehen, daß die ausgewiesenen Erträge wesentlich geringere Schwankungen als die Sortenversuchserträge verzeichnen. Noch deutlicher wird dies in Abb.11, aus der auch hervorgeht, daß die für Österreich ausgewiesenen Erträge in den Jahren 1956-58 im Gegensatz zu den Entwicklungen der Sortenversuchserträge stehen.

Der Basisertrag des Winterroggens errechnet sich aus der Regressionsgleichung für den österreichischen Durchschnittsertrag (47) und ergab

$$Y = 7,491 + 0,6489 T + 0,00984 T^2 + 0,0702 NI + ABW$$

$$(2,93) \quad (0,211) \quad (0,0072) \quad (0,047)$$

$$\bar{r}^2 = 0,906 \quad s = 1,77 \quad v = 7,45$$

Abb.10: Die Hektarerträge des Winterroggens in Österreich, 1950-1976

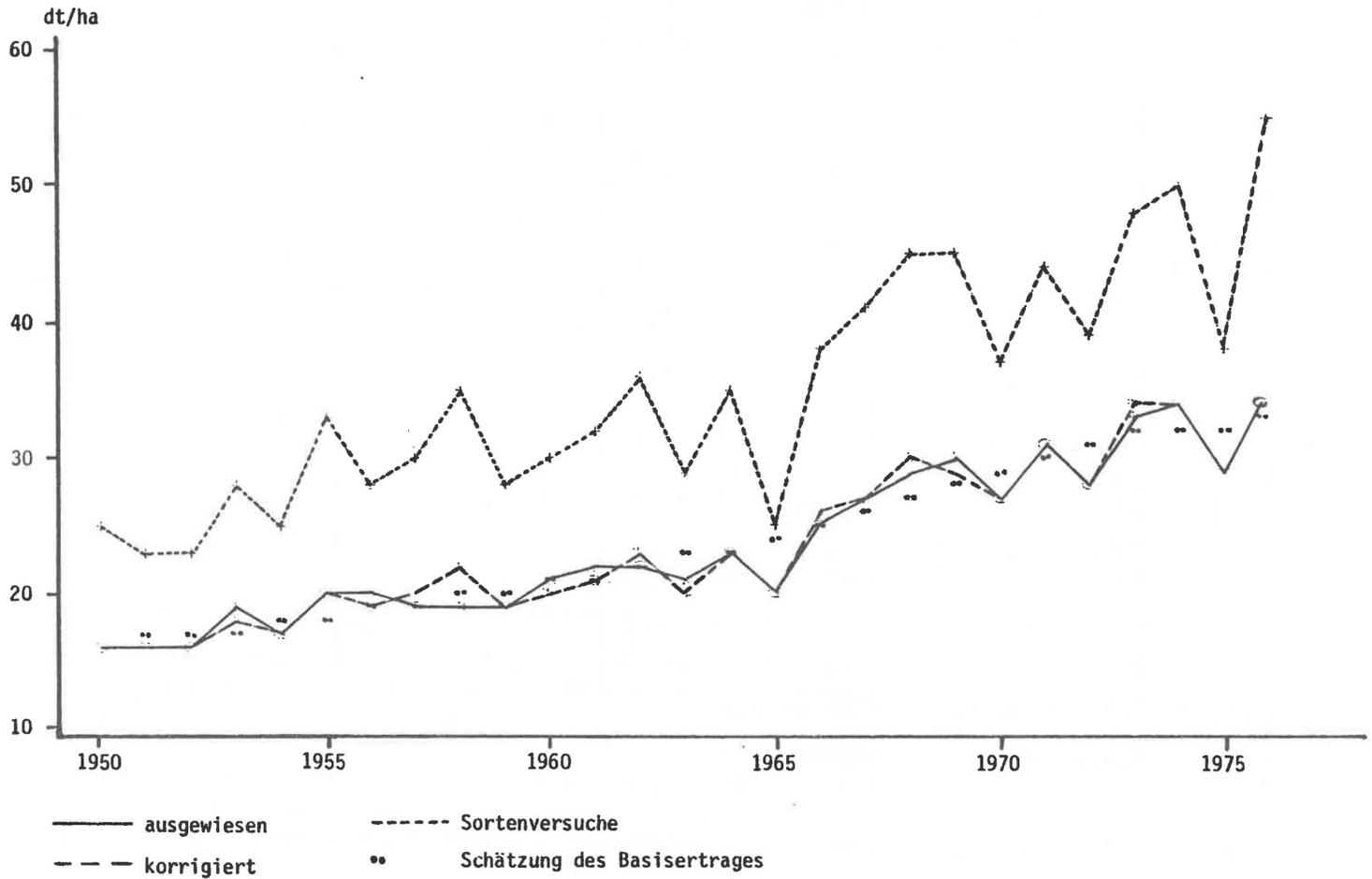


TABELLE 5: Die Hektarerträge des Winterroggens in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der				
	ausgew. +)	korr.	korr., inflat.	Basis-++)	Sorten- vers. +)	Sortenversuche		ausgewiesenen Erträge		
						tats.	erwar- tet	tats.	korr.	korr., inflat.
dt/ha										
1950	15,7	15,70	15,70	16,40	24,8	-	-	-0,70	-0,70	-0,70
1951	16,1	15,96	14,77	16,70	23,4	- 1,85	1,77	-0,60	-0,74	-1,93
1952	16,1	15,99	14,31	17,18	22,8	- 2,96	1,92	-1,08	-1,18	-2,87
1953	19,3	18,29	19,28	17,49	28,3	1,99	2,06	1,81	0,79	1,79
1954	17,0	17,07	16,27	17,79	25,1	- 1,81	2,20	-0,79	-0,72	-1,52
1955	19,6	20,24	22,22	18,22	32,6	5,07	2,35	1,38	2,03	4,00
1956	20,5	18,70	18,77	18,62	28,4	0,20	2,49	1,88	0,08	0,15
1957	19,1	19,64	20,10	19,04	30,4	1,50	2,63	0,06	0,60	1,05
1958	19,4	22,00	23,49	19,77	35,2	5,56	2,78	-0,37	2,22	3,71
1959	19,2	18,94	18,28	20,07	27,6	- 2,82	2,92	-0,87	-1,13	-1,79
1960	20,8	20,32	20,15	20,66	30,4	- 0,84	3,06	0,14	-0,34	-0,51
1961	22,4	21,19	21,14	21,31	31,8	- 0,29	3,21	1,09	-0,12	-0,17
1962	22,5	22,90	23,35	21,73	35,9	2,92	3,35	0,77	1,17	1,62
1963	20,8	20,46	19,76	22,58	28,6	- 5,31	3,49	-1,78	-2,12	-2,82
1964	23,4	23,40	23,40	23,39	34,9	0,02	3,64	0,01	0,01	0,01
1965	20,2	19,89	18,92	24,16	25,2	-10,68	3,78	-3,96	-4,27	-5,24
1966	25,4	25,53	25,60	25,14	37,9	0,98	3,92	0,26	0,39	0,46
1967	27,3	27,27	27,43	26,15	40,8	2,80	4,07	1,15	1,12	1,28

(Fortsetzung Seite 73)

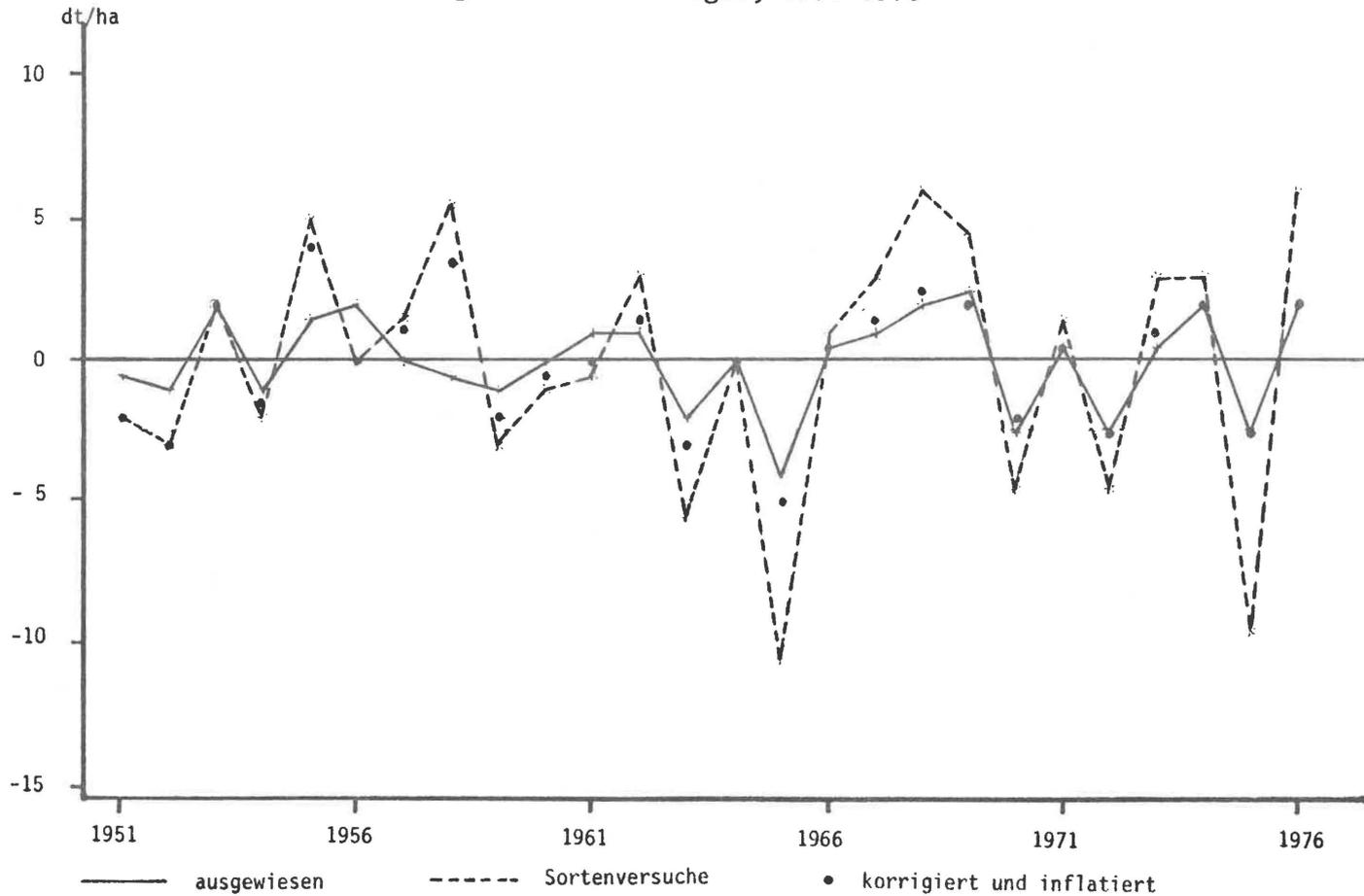
(Fortsetzung)

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der				
	ausgew. +)	korr.	korr., inflat.	Basis-++)	Sorten- vers. +)	Sortenversuche		ausgewiesenen Erträge		
						tats.	erwar- tet	tats.	korr.	korr., inflat.
dt/ha										
1968	29,2	29,56	29,80	27,25	44,9	5,78	4,21	1,95	2,31	2,55
1969	30,0	29,45	29,57	27,56	45,0	4,73	4,35	2,44	1,89	2,01
1970	26,6	27,31	27,26	29,02	37,2	-4,27	4,49	-2,42	-1,71	-1,76
1971	31,0	31,11	31,11	30,47	44,3	1,60	4,64	0,53	0,64	0,64
1972	28,0	28,00	28,00	30,56	39,2	-4,74	4,64	-2,56	-2,56	-2,56
1973	32,7	33,62	33,62	32,38	48,3	3,11	4,64	0,32	1,24	1,24
1974	33,9	33,90	33,90	31,81	49,6	3,16	4,64	2,09	2,09	2,09
1975	29,4	29,40	29,40	32,04	38,0	-9,69	4,64	-2,64	-2,64	-2,64
1976	34,5	34,50	34,50	32,60	54,8	5,86	4,64	1,90	1,90	1,90

+) Ausgangsdaten

++) Schätzung

Abb.11: Die Abweichungen der Hektarerträge des Winterroggens in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1951-1976



Die jährliche Ertragssteigerung in den Jahren 1971-1976 betrug 65 kg. Von 1950 auf 1951 war sie bei nur 25 kg gelegen. Der Einfluß des Düngerabsatzes war etwas höher als beim Winterweizen: Die Zunahme um einen Indexpunkt bringt einen Mehrertrag von 7 kg. Eine Anhebung des ausgewiesenen Ertrags durch Einführung der Besonderen Ernteermittlung war nicht festzustellen. Für 1976 wären bei durchschnittlicher Witterung 32,6 dt/ha zu erwarten gewesen. Von den tatsächlichen Erträgen blieben zwei Drittel innerhalb eines Bereichs von + 7,5 % der aufgrund der Regressionsgleichung erwarteten Erträge.

Die Ertragsentwicklung bei den Sortenversuchen wurde durch folgende Regressionsgleichung (50) erklärt:

$$Y_s = 16,482 + 1,2483 T + 0,0188 T_2 + ABW_s$$

$$(6,44) \quad (3,22) \quad (0,019)$$

$$\bar{r}^2 = 0,711 \quad s = 4,63 \quad v = 13,08$$

Danach betrug die Zunahme des Ertrags der in den Versuchsanstalten geprüften Sortenpalette von 1971-1976 jährlich 125 kg. Zwischen 1951 und 1952 war sie noch bei 52 kg gelegen. Der erwartete Ertrag bei den Sortenversuchen war 1976 48,9 dt/ha, das ist 50 % mehr als der österreichische Durchschnittsertrag.

Die absolute Höhe der Abweichungen vom erwarteten Ertrag der Sortenversuche ist wie folgt vom Trend abhängig (51):

$$|ABW_s| = 4,6380 + 0,1432 T^* + U^*$$

$$(0,778) \quad (0,074)$$

$$\bar{r}^2 = 0,099 \quad s = 2,54$$

Von 1951-1971 nahmen die witterungsbedingten Ertragsabweichungen der Sortenversuche jährlich um 14 kg zu und halten im Durchschnitt der Jahre 1971-1976 bei 464 kg/ha.

Die Abweichungen der österreichischen Erträge verhalten sich zu jenen der Sortenversuche wie 0,40 zu 1. Dieser Korrekturfaktor errechnete sich aus dem Vergleich der durchschnittlichen absoluten Abweichungen von 1969 bis 1976 nach (53).

### 6.1.3 Sommergerste

Die Erträge der Sommergerste sind in Tabelle 6 enthalten; seit 1972 wird die Besondere Ernteermittlung durchgeführt. (Sie fiel 1973 wegen der Maul- und Klauenseuche aus.) Die Erträge zeigen im allgemeinen denselben Verlauf wie jene der Sortenversuche, nur für 1960 wurde im Gegensatz zu den Sortenversuchen eine Ertragssteigerung berichtet. Dies geht aus Abb.12 hervor.

Die Regressionsgleichung (47) für die österreichischen Durchschnittserträge 1950-1976 lautet

$$Y = 17,541 + 0,7684 T + ABW$$

$$(0,88) \quad (0,058)$$

$$\bar{r}^2 = 0,869 \quad s = 2,36 \quad v = 8,57$$

Die jährlichen Ertragszunahmen betragen im ganzen Referenzzeitraum 77 kg/ha. Der Düngerabsatz hatte auf den Ertrag der Sommergerste keinen Einfluß. Dies kann vielleicht damit erklärt werden, daß bei der Sommergerste jeweils das durch Sorte und Standort diktierte biologische Optimum an Düngergaben verabreicht wird. Darüber hinausgehende oder darunterliegende Düngergaben würden zu einer Ertragseinbuße führen. Im Jahr 1976 wäre zufolge dieser Regressionsgleichung bei durchschnittlicher Witterung ein Ertrag von 37,5 dt/ha zu erwarten gewesen. Zwei Drittel der tatsächlichen Erträge fielen in einen Bereich von  $\pm 8,6$  % der Basiserträge.

Bei den Sortenversuchen wurde die Ertragsentwicklung nach (50) durch folgende Gleichung erklärt:

$$Y_s = 30,307 + 0,7821 T + ABW_s$$

$$(1,90) \quad (0,123)$$

$$\bar{r}^2 = 0,612 \quad s = 4,70 \quad v = 11,50$$

Abb.12 zeigt, daß auch hier, in Anlehnung an die für Österreich ausgewiesenen Erträge, gleichmäßige Ertragszunahmen unterstellt werden konnten. Sie betragen bei den Sortenversuchen 78 kg jährlich und bleiben damit weit hinter den Ertragszunahmen des Winterweizens oder Winterroggens. Weiters fällt auf, daß die gleichen Ertragssteigerungen, die durch Erneuerung der Sortenpalette in den Versuchsanstalten zu erzielen sind, auch im österreichischen Durchschnitt erreicht wurden. Für 1976 wurde ein Ertrag von 50,6 dt/ha bei den Sortenversuchen erwartet, also ein um 35 % höherer Ertrag als in der breiten Landeskultur.

Abb.12: Die Hektarerträge der Sommergerste in Österreich, 1950-1976

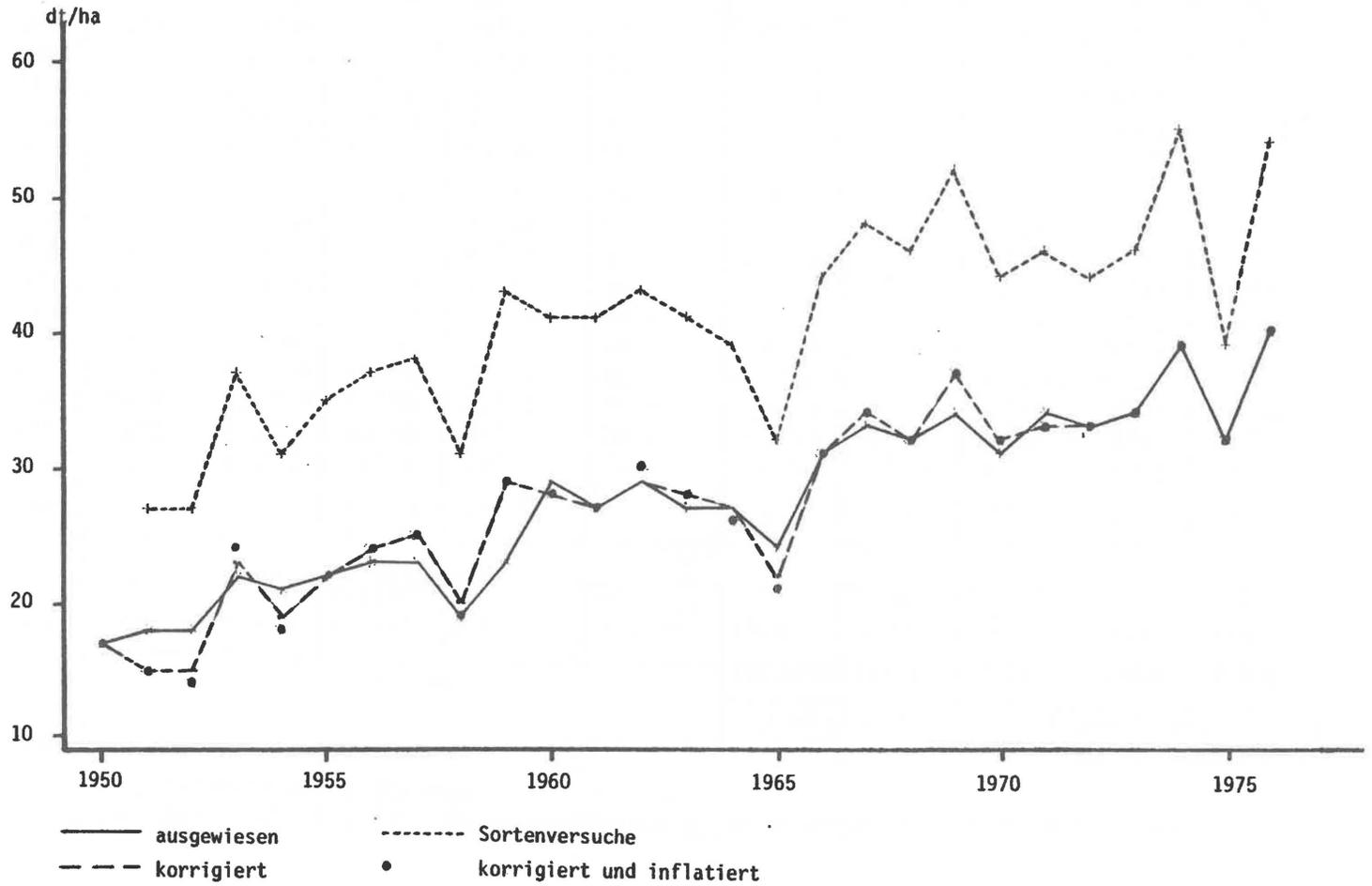


TABELLE 6: Die Hektarerträge der Sommergerste in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der				
	ausgew. <sup>+</sup> )	korr.	korr., inflat.	Basis- <sup>++)</sup>	Sorten- vers. <sup>+</sup> )	Sortenversuche		ausgewiesenen Erträge		
						tats.	erwar- tet	tats.	korr.	korr., inflat.
dt/ha										
1950	17,2	17,20	17,20	17,54	-	-	3,99	-0,34	-0,34	-0,34
1951	17,7	15,24	14,56	18,31	27,0	- 4,09	3,27	-0,61	-3,07	-3,75
1952	18,2	15,27	14,48	19,08	26,8	- 5,07	3,30	-0,88	-3,80	-4,60
1953	21,6	22,96	23,57	19,85	36,8	4,15	3,34	1,75	3,11	3,72
1954	20,8	18,56	18,19	20,61	30,7	- 2,74	3,38	0,19	-2,05	-2,43
1955	22,2	21,67	21,72	21,38	34,6	0,38	3,41	0,82	0,29	0,34
1956	23,0	23,88	24,15	22,15	37,3	2,30	3,45	0,85	1,73	2,00
1957	22,8	24,81	25,08	22,92	38,3	2,52	3,48	-0,12	1,89	2,17
1958	19,2	19,51	18,95	23,69	31,0	- 5,56	3,52	-4,49	-4,17	-4,73
1959	22,8	28,92	29,47	24,46	43,3	5,95	3,56	-1,66	4,47	5,01
1960	28,6	27,68	27,95	25,22	41,4	3,27	3,59	3,38	2,45	2,73
1961	27,5	27,34	27,47	25,99	40,7	1,79	3,63	1,51	1,34	1,48
1962	29,3	29,39	29,63	26,76	43,2	3,51	3,67	2,54	2,63	2,87
1963	27,2	28,30	28,36	27,53	41,5	1,03	3,70	-0,33	0,77	0,83
1964	26,8	26,53	26,41	28,30	38,9	- 2,36	3,74	-1,50	-1,77	-1,89
1965	23,8	21,54	21,10	29,07	32,0	-10,04	3,78	-5,27	-7,53	-7,96
1966	30,8	30,79	30,84	29,83	44,1	1,28	3,81	0,97	0,96	1,01
1967	33,5	34,28	34,42	30,60	48,5	4,90	3,85	2,90	3,67	3,81

(Fortsetzung Seite 79)

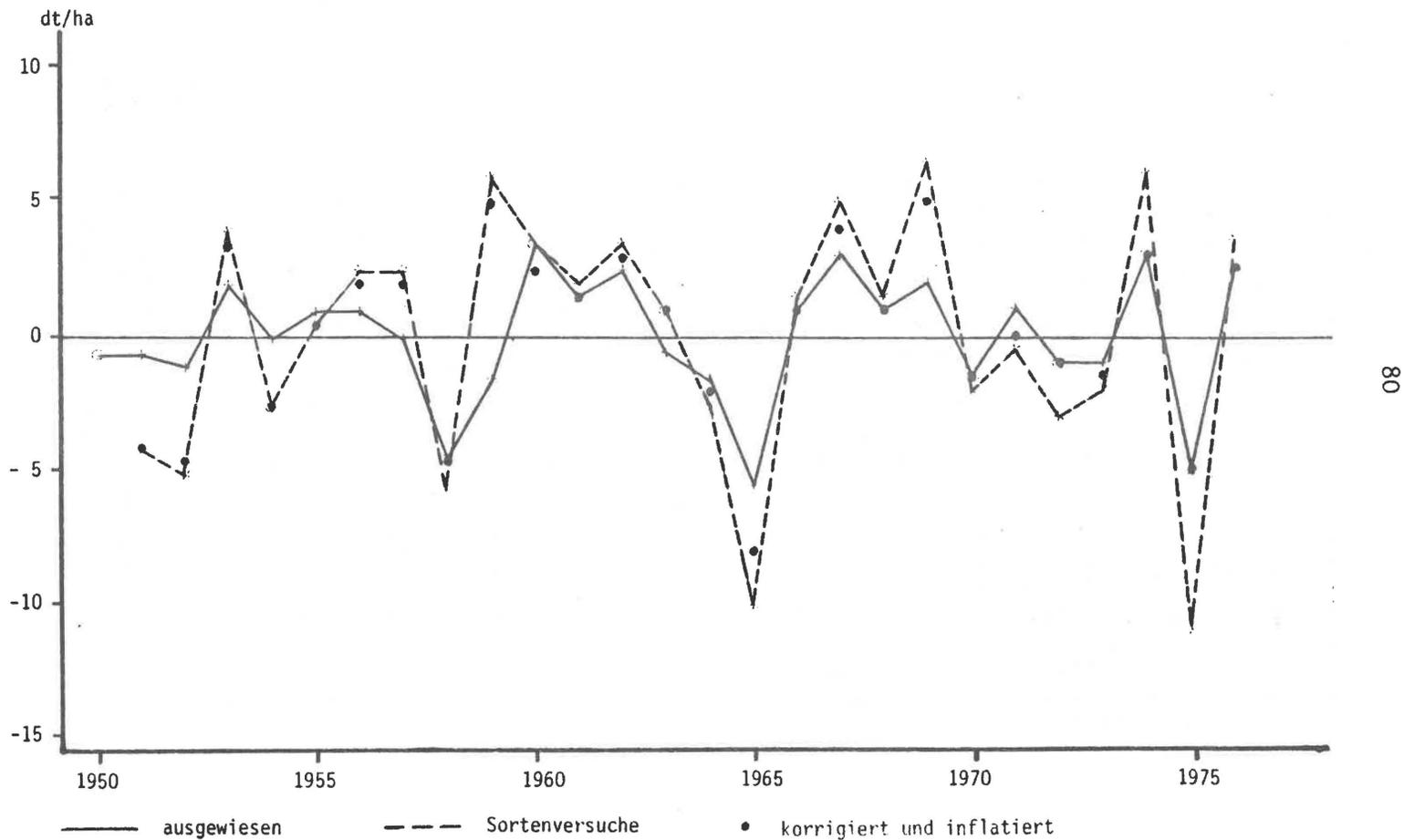
(Fortsetzung)

Jahr	Erträge					Abweichungen von der Basis der				
						Sortenversuche		ausgewiesenen Erträge		
	ausgew. +)	korr.	korr., inflat.	Basis- ++)	Sorten- vers. +)	tats.	erwar- tet	tats.	korr.	korr., inflat.
dt/ha										
1968	32,3	32,43	32,46	31,37	45,8	1,42	3,89	0,93	1,06	1,09
1969	34,3	36,96	37,05	32,14	51,6	6,43	3,92	2,16	4,82	4,91
1970	31,4	31,52	31,51	32,91	44,1	- 1,85	3,96	-1,51	-1,39	-1,40
1971	34,5	33,43	33,43	33,68	46,4	- 0,33	3,99	0,82	-0,25	-0,25
1972	33,2	33,20	33,20	34,45	44,5	- 3,01	3,99	-1,25	-1,25	-1,25
1973	34,1	33,64	33,64	35,21	46,2	- 2,10	3,99	-1,11	-1,57	-1,57
1974	38,9	38,90	38,90	35,98	54,9	5,82	3,99	2,92	2,92	2,92
1975	31,7	31,70	31,70	36,75	38,9	-10,96	3,99	-5,05	-5,05	-5,05
1976	39,9	39,90	39,90	37,52	54,0	3,36	3,99	2,38	2,38	2,38

+) Ausgangsdaten

++) Schätzung

Abb.13: Die Abweichungen der Hektarerträge der Sommergerste in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1950-1976



Die Abweichungen von den erwarteten Erträgen der Sortenversuche änderten sich in ihrer Größe nur geringfügig, wie Abb.13 zeigt. Sie hängen folgendermaßen vom Trend ab:

$$|ABW_s| = 3,9946 + 0,03644 T^* + U^*$$

$$(0,822) \quad (0,0783)$$

$$\bar{r}^2 = -0,032 \quad s = 2,68$$

Von 1951 bis 1971 nahmen die witterungsbedingten Ertragsabweichungen der Sortenversuche jährlich um 3,6 kg zu und halten im Durchschnitt der Jahre 1971-1976 bei 399 kg/ha.

Die Abweichungen der österreichischen Erträge verhielten sich zu jenen der Sortenversuche, gerechnet von 1969 bis 1976, wie 0,75 zu 1.

#### 6.1.4 Spätkartoffeln

Die Ertragsermittlung bei den Kartoffeln wurde im Jahr 1966 umgestellt. Vorher war nur zwischen Früh- und Spätkartoffeln unterschieden worden. Ab 1966 wurden aus der früheren Gruppe "Spätkartoffeln" die mittelfrühen Kartoffeln herausgelöst, sodaß für die Spätkartoffeln ab diesem Zeitpunkt höhere Erträge ausgewiesen wurden. 1967 wurde dann die Besondere Ernteermittlung für Spätkartoffeln eingeführt. Eine vergleichbare Zeitreihe für Spätkartoffeln gibt es also nicht. Die ausgewiesenen Erträge können allerdings durch ein Modell erklärt werden, das die Einflüsse der geänderten Nomenklatur und der Umstellung des Ermittlungsverfahrens berücksichtigt. Dazu wurden die 0,1-Variablen D bzw. DKT verwendet.

Der ausgewiesene Ertrag für Spätkartoffeln in Österreich wird nach (47) durch folgende Gleichung dargestellt:

$$Y = 173,851 + 3,0519 T + 0,1472 NI + ABW$$

$$(67,36) \quad (1,657) \quad (0,740)$$

$$- 11,909 D - 9,503 DKT$$

$$(25,77) \quad (25,69)$$

$$\bar{r}^2 = 0,723 \quad s = 22,29 \quad v = 10,40$$

Danach erhöhte sich der Ertrag zwischen 1950 und 1976 jährlich um 305 kg. Steigender Düngerabsatz kam den Spätkartoffeln zu-

gute: Nahm das Düngerangebot an die Pflanze um einen Indexpunkt zu, so erhöhte dies den Durchschnittsertrag um 15 kg. Durch Umstellung auf die Besondere Erntetermineitlung wurden durchschnittlich um 950 kg höhere Erträge je ha ausgewiesen. Ab 1966 waren die ausgewiesenen Erträge um 1.191 kg über jenem Niveau, das für Spätkartoffeln einschließlich mittelfrüher Kartoffeln ausgewiesen worden war.

Die in Tabelle 7 angegebenen Erträge für Spätkartoffeln stellen das Ergebnis der ersten Zeile obiger Gleichung dar. Es handelt sich um jene Erträge, die berichtet worden wären, wenn die Erträge ohne mittelfrühe Kartoffeln Zielgröße gewesen wären und dem in der Besonderen Erntetermineitlung festgestellten Ertragsniveau entsprochen hätten. Ähnlich wurde auch der Basisertrag nur aus der ersten Zeile der Gleichung berechnet. Für 1976 betrug der Basisertrag der Spätkartoffeln 270,5 dt/ha. Die Ertragsschwankungen der Kartoffeln waren mit einem Variationskoeffizienten von  $\pm 10,4\%$  besonders hoch.

Bei den Sortenversuchen gab es ebenfalls Verschiebungen in der Einteilung der Kartoffeln. Von 1952-1958 existierte die Klasse mittelspäte bis späte Kartoffeln ebenso wie von 1968-1976. Von 1959-1967 wurden auch mittelfrühe Kartoffeln in diese Klasse eingereiht, sodaß in diesen Jahren das angezeigte Ertragsniveau niedriger war. Außerdem sind die Versuchsstationen nicht in den Hauptanbaugebieten der Kartoffeln konzentriert. Daher wurden zusätzlich zum Durchschnitt aller Sortenversuche auch die Ergebnisse in Lambach, Grabenegg und Freistadt gemittelt (Tab.7), wo ab 1952 ohne Unterbrechung Sortenversuche durchgeführt werden.

In der Regressionsgleichung für die Erträge der Spätkartoffeln bei den Sortenversuchen wurde zur Erklärung der verschiedenen Definitionen von Spätkartoffeln die 0,1-Variable DS verwendet:

$$Y_s = 301,086 + 3,9543 T - 3,837 DS + ABW_s$$

(20,90)      (1,194)      (17,98)

$$\bar{r}^2 = 0,316 \quad s = 41,33 \quad v = 11,64$$

Die in den Versuchsstationen geprüfte Sortenpalette weist einen jährlich um 395 kg höheren Hektarertrag auf. Die Berücksichtigung mittelfrüher Sorten verminderte den ermittelten Durchschnittsertrag um 384 kg (allerdings ist dieser Schätzwert höchst ungenau). Für 1976 war bei den Sortenversuchen mit einem Ertrag von 407,6 dt/ha zu rechnen, das ist um 51 % mehr als der österreichische Durchschnittsertrag.

Abb.14: Die Hektarerträge der Spätkartoffeln in Österreich, 1950-1976

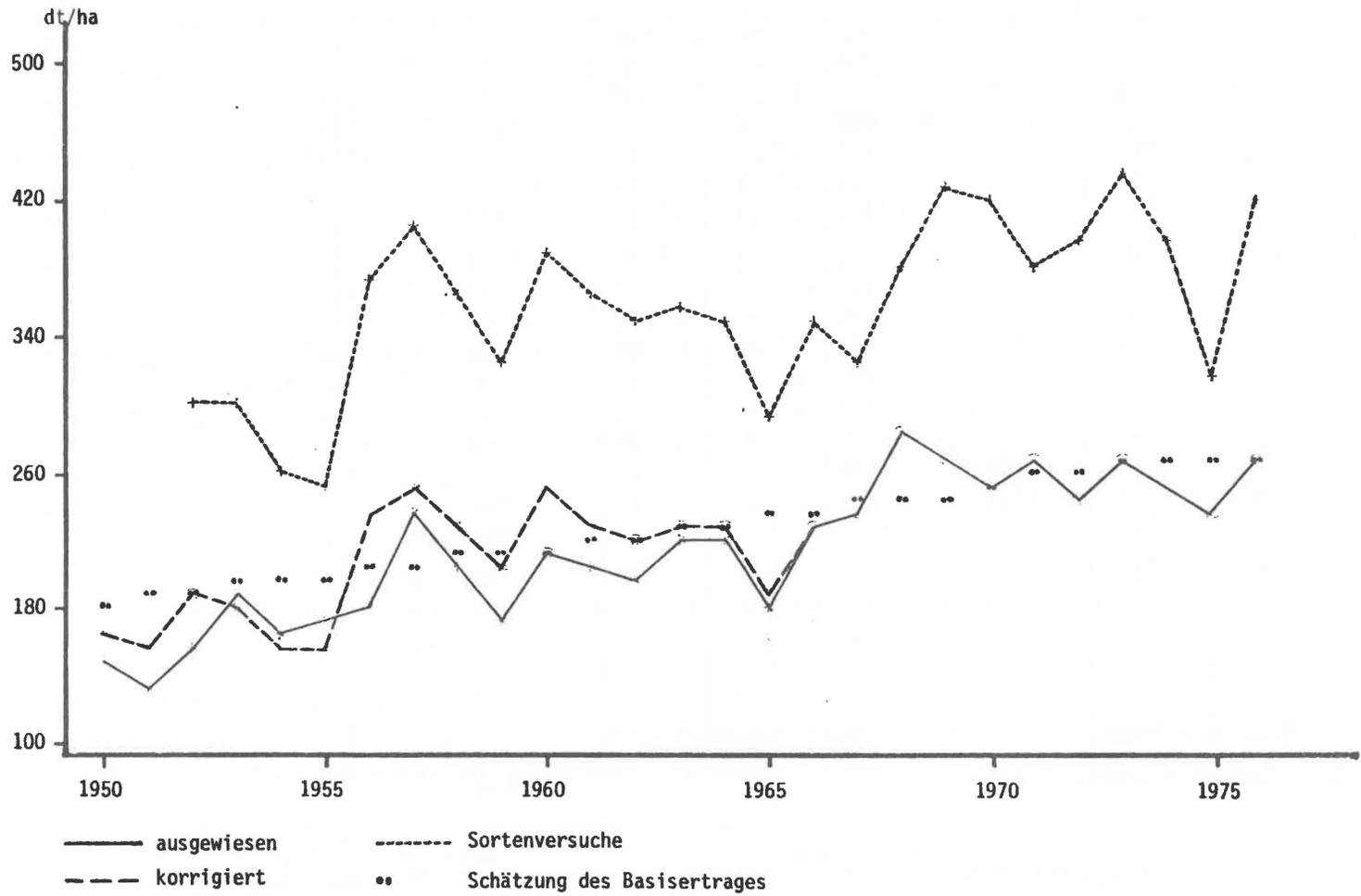


TABELLE 7: Die Hektarerträge der Kartoffeln in Österreich und davon abgeleitete  
Zeitreihen, 1950-1976

Jahr	Erträge							Abweichungen v.d.Basis der		
	ausgew. <sup>+</sup> )	Spät- kart.	korr.	Basis- <sup>++)</sup>	Sortenversuche			Sorten- vers.	ausgew.Erträge	
					Ø <sup>+</sup> )	Spät- kart.	Ø <sup>+++)</sup>		tats.	korr.
dt/ha										
1950	144,5	165,9	165,9	183,4	-	-	-	-	-17,5	-17,5
1951	131,9	153,3	153,3	186,6	-	-	-	-	-33,3	-33,3
1952	154,4	175,8	183,6	190,1	302,3	302,3	337,7	-11,9	-14,3	- 6,5
1953	189,4	210,8	181,8	193,2	297,3	297,3	304,4	-20,8	17,6	-11,4
1954	160,6	182,0	163,7	196,3	262,8	262,8	284,8	-59,2	-14,2	-32,5
1955	171,7	193,1	160,4	199,5	254,8	254,8	261,7	-71,0	- 6,4	-39,1
1956	182,9	204,3	227,0	202,7	373,9	373,9	405,8	44,2	1,6	24,3
1957	232,1	253,5	253,5	205,9	400,0	400,0	397,0	66,4	47,6	47,6
1958	205,0	226,4	226,4	209,6	359,6	359,6	362,1	22,1	16,8	16,8
1959	174,8	196,2	196,2	212,5	324,0	340,2	320,1	- 1,2	-16,3	-16,3
1960	215,0	236,4	236,4	215,9	384,1	400,3	361,3	55,0	20,5	20,5
1961	201,9	223,3	223,3	219,4	357,1	373,3	338,4	24,1	4,0	4,0
1962	194,2	215,6	215,6	222,3	346,5	362,7	355,8	9,6	- 6,7	- 6,7
1963	222,8	244,2	244,2	226,2	356,0	372,2	391,2	15,2	18,1	18,1
1964	223,4	244,8	244,8	229,8	346,5	362,7	353,4	1,8	15,0	15,0
1965	179,6	201,0	201,0	233,4	286,6	302,8	319,6	-62,0	-32,4	-32,4
1966	227,9	237,4	237,4	237,4	341,9	358,1	329,1	-10,6	0,0	0,0
1967	237,7	237,7	237,7	241,4	324,4	340,6	354,5	-32,0	- 3,7	- 3,7

(Fortsetzung)

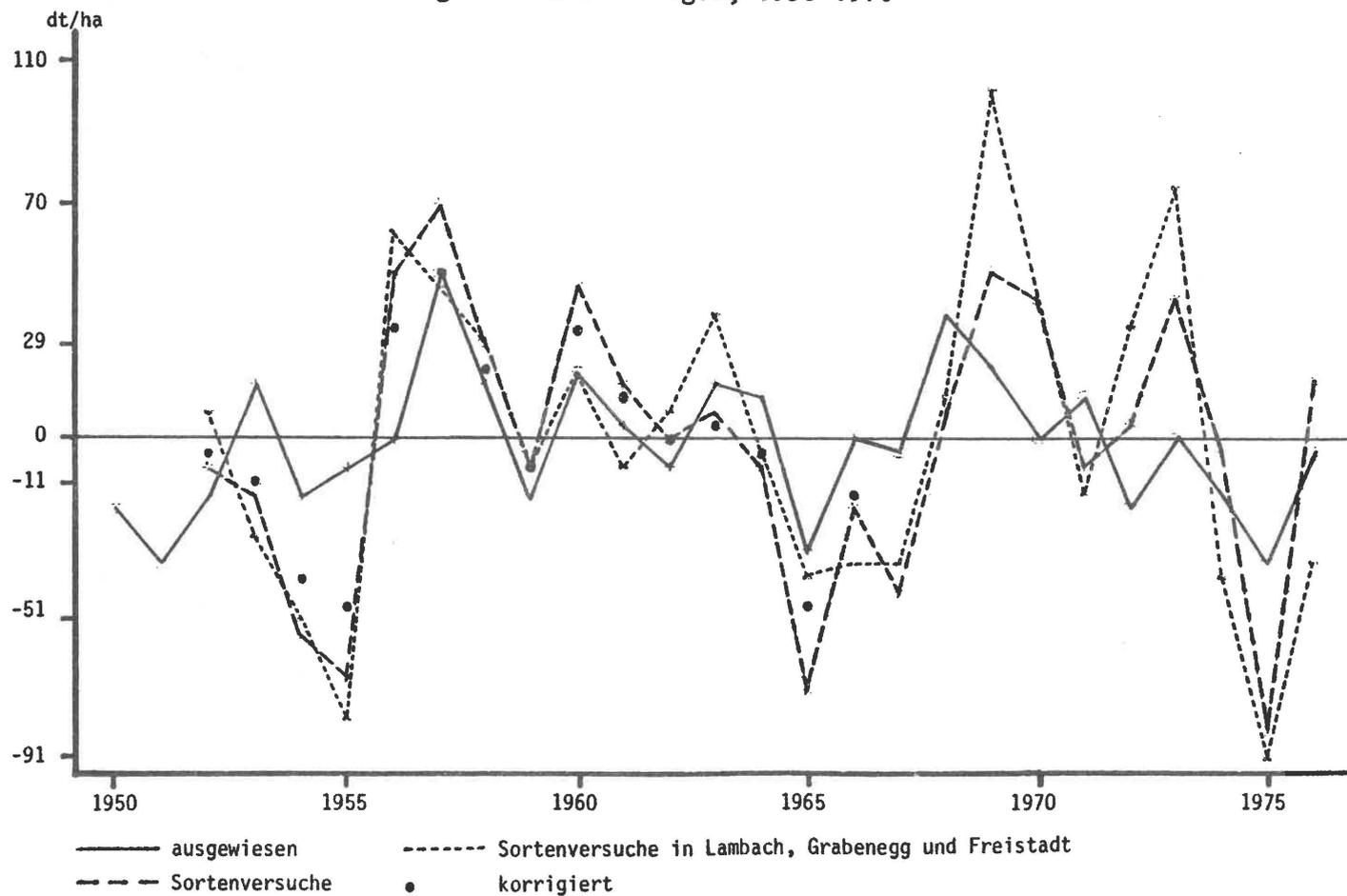
Jahr	Erträge							Abweichungen v.d.Basis der		
	ausgew. +)	Spät- kart.	korr.	Basis- <sup>++)</sup>	Sortenversuche			Sorten- vers.	ausgew.Erträge	
					Ø <sup>+) )</sup>	Spät- kart.	Ø <sup>+++)</sup>		tats.	korr.
	dt/ha									
1968	282,3	282,3	282,3	245,5	380,5	380,5	408,7	4,0	36,8	36,8
1969	270,9	270,9	270,9	248,0	424,0	424,0	502,6	43,6	22,9	22,9
1970	254,1	254,1	254,1	252,8	420,8	420,8	445,0	36,5	1,3	1,3
1971	271,8	271,8	271,8	257,5	376,8	376,8	391,0	-11,4	14,3	14,3
1972	240,4	240,4	240,4	259,4	393,3	393,3	445,3	1,2	-19,0	-19,0
1973	265,5	265,5	265,5	264,9	432,8	432,8	489,0	36,8	0,6	0,6
1974	248,6	248,6	248,6	265,4	393,4	393,4	381,0	- 6,5	-16,8	-16,8
1975	234,3	234,3	234,3	267,6	315,8	315,8	332,9	-87,9	-33,3	-33,3
1976	267,5	267,5	267,5	270,5	421,4	421,4	393,7	13,8	- 3,0	- 3,0

+) Ausgangsdaten

++) Schätzung

+++) Durchschnitt in den Versuchsstationen Lambach, Grabenegg und Freistadt

Abb.15: Die Abweichungen der Hektarerträge der Spätkartoffeln in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1950-1976



Wie Abb.14 zeigt, nahmen die witterungsbedingten Ertragsabweichungen kaum zu. Ihre absolute Höhe hängt bei den Sortenversuchen folgendermaßen vom Trend ab (50):

$$|ABW_s| = 27,468 - 0,4279 T^* + U^*$$

$$(7,98) \quad (0,803)$$

$$\bar{r}^2 = 0,031 \quad s = 25,72$$

Danach nahmen die witterungsbedingten Ertragsabweichungen jährlich um 43 kg ab und halten im Durchschnitt der Jahre 1971-1976 bei 2.747 kg. Wir nehmen an, daß eine Abnahme nur in dieser Stichprobe festzustellen war und die Höhe der Abweichungen in der Grundgesamtheit aller möglichen Sortenversuche konstant ist (3.086 kg/ha).

Die Abweichungen der Sortenversuche unterscheiden sich von jenen im österreichischen Durchschnitt ziemlich deutlich (Abb.15). Auch die Abweichungen in den drei Versuchsstationen verschaffen keine Klarheit darüber, ob die für Österreich berichteten Ertragsdaten zuverlässig sind. Es geht lediglich daraus hervor, daß die Erträge der Spätkartoffeln je nach ihrem Standort innerhalb desselben Jahres sehr verschieden sind.

Die Abweichungen der ausgewiesenen Erträge verhielten sich zu jenen der Sortenversuche in den Jahren 1967 bis 1976 wie 0,70 zu 1.

### 6.1.5 Körnermais

Die ausgewiesenen Durchschnittserträge für Körnermais sind in Tabelle 8 enthalten. Wie Abb.16 zeigt, wurden zwischen 1953 und 1964 kaum Ertragsschwankungen berichtet, obwohl nach den Ergebnissen der Sortenversuche teils beträchtliche Abweichungen von der allgemeinen Ertragsentwicklung festzustellen waren. Erst seit Beginn der Besonderen Erntetermineitlung im Jahr 1971 stimmen die Ertragsänderungen von Sortenversuchen und Durchschnittserträgen in Österreich überein.

Der österreichische Basisertrag wurde aufgrund folgender Regressionsgleichung (47) für die ausgewiesenen Erträge ermittelt:

$$Y = 7,411 + 1,2237 T + 0,1948 NI + ABW$$

$$(5,12) \quad (0,261) \quad (0,087)$$

$$\bar{r}^2 = 0,941 \quad s = 3,54 \quad v = 8,52$$

S. S. 52

48

TABELLE 8: Die Hektarerträge von Körnermais in Österreich und davon abgeleitete Zeitreihen, 1950-1976

Jahr	Erträge				Abweichungen von der Basis der		
	ausgew. +)	korr.	Basis-++)	Sorten- vers. +)	Sortenvers.	ausgew. Erträge	
						tats.	korr.
dt/ha							
1950	20,5	20,50	20,09	-	-	0,41	0,41
1951	23,8	23,80	21,46	-	-	2,34	2,34
1952	20,4	20,40	23,28	-	-	-2,88	-2,88
1953	25,9	29,60	24,58	63,0	8,80	1,32	5,02
1954	25,8	23,98	25,79	52,5	- 3,17	0,01	-1,81
1955	27,0	24,30	27,29	51,9	- 5,25	-0,29	-2,99
1956	28,1	21,38	28,69	45,8	- 12,82	-0,59	-7,31
1957	30,3	24,20	30,07	49,8	- 10,30	0,23	-5,87
1958	31,6	34,66	32,25	65,8	4,23	-0,65	2,41
1959	31,4	33,68	33,19	63,9	0,85	-1,79	0,49
1960	36,5	40,73	34,87	74,8	10,28	1,63	5,86
1961	38,6	46,47	36,66	83,2	17,20	1,94	9,81
1962	35,6	33,87	37,79	60,6	- 6,87	-2,19	-3,92
1963	39,0	39,09	40,03	67,3	- 1,65	-1,03	-0,94
1964	42,4	43,40	42,10	72,7	2,28	0,30	1,30
1965	37,3	35,31	44,02	56,6	- 15,30	-6,72	-8,72
1966	49,6	52,07	46,47	83,2	9,83	3,13	5,60
1967	52,5	51,76	48,94	79,8	4,96	3,56	2,82

(Fortsetzung)

Jahr	Erträge				Abweichungen von der Basis der		
	ausgew. +)	korr.	Basis- ++)	Sorten- vers. +)	Sortenvers.	ausgew. Erträge	
						tats.	korr.
dt/ha							
1968	54,1	52,04	51,60	77,1	0,78	2,50	0,44
1969	59,6	56,01	52,02	84,8	7,01	7,58	3,99
1970	49,3	56,50	55,57	80,9	1,63	-6,27	0,93
1971	57,7	57,70	59,04	76,8	- 3,94	-1,34	-1,34
1972	54,8	54,80	58,71	75,9	- 6,32	-3,91	-3,91
1973	65,7	65,70	63,19	89,2	5,51	2,51	2,51
1974	57,6	57,60	61,04	79,1	- 6,07	-3,44	-3,44
1975	68,2	68,20	61,09	94,1	7,46	7,11	7,11
1976	58,6	58,60	62,07	79,0	- 9,13	-3,47	-3,47

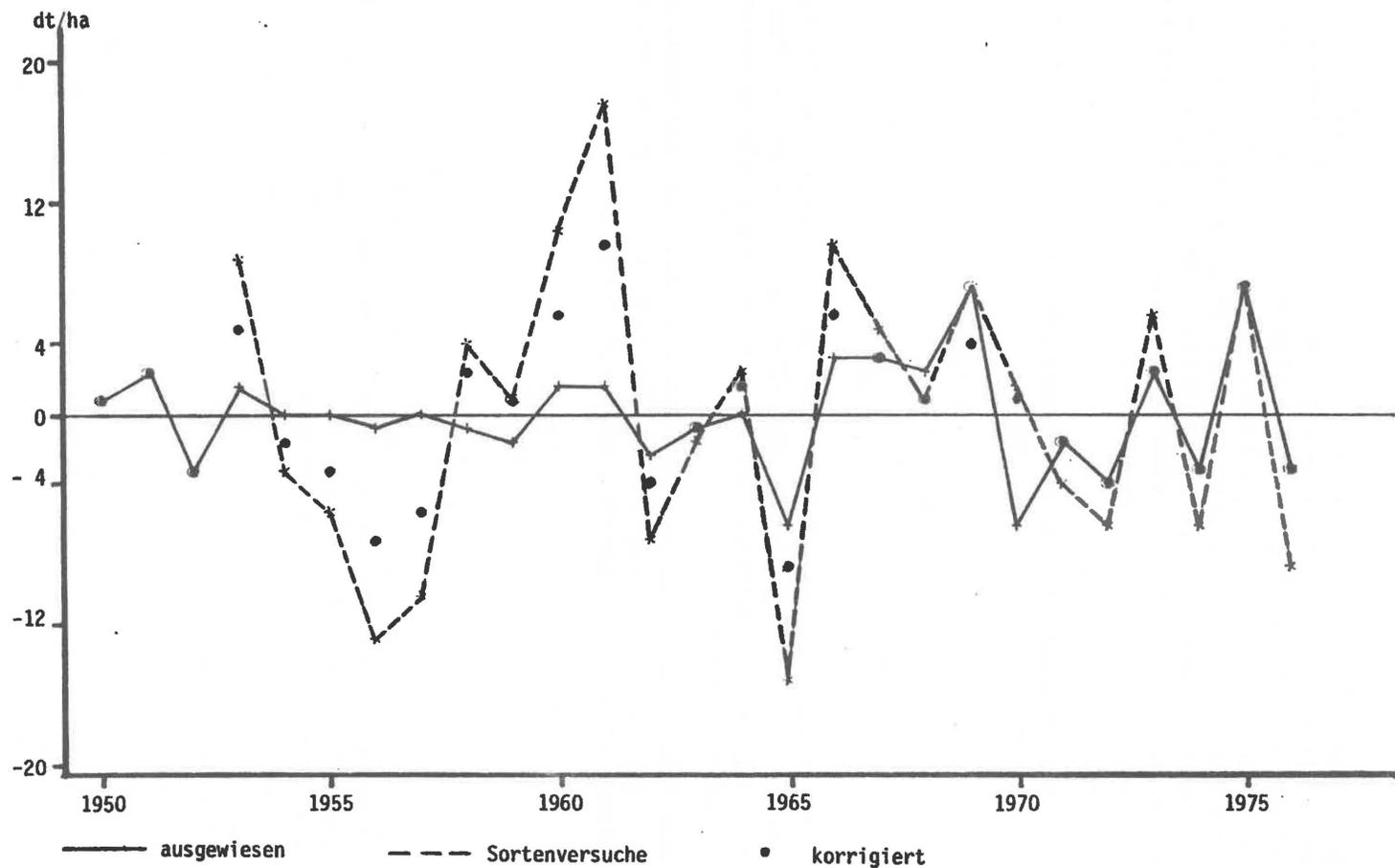
+) Ausgangsdaten

++) Schätzung

Abb.16: Die Hektarerträge von Körnermais in Österreich, 1950-1976



Abb.17: Die Abweichungen der Hektarerträge von Körnermais in Österreich von der Schätzung des Basisertrages, 1950-1976



Im Gegensatz zu Weizen und Roggen waren im Zeitraum 1950-1976 gleichmäßige Ertragszunahmen von jährlich 122 kg/ha zu verzeichnen. Überproportionale Steigerungen durch Einführung der Hybridsorten in den sechziger Jahren traten nicht auf. Ein veränderter Düngerabsatz trifft offenbar den Körnermais stärker als andere Feldfrüchte: Die Änderung des Düngerabsatzes um einen Prozentpunkt ändert den Körnermaisertrag um 19 kg/ha. Im Jahr 1976 wären bei durchschnittlicher Witterung 62,1 dt/ha erzielt worden. Die Schwankungen des Körnermaisertrages wurden durch die Berichtserstatter unterschätzt.

Für die Erträge in den Sortenversuchen wurde folgende Regressionsgleichung (50) gefunden:

$$Y_s = 49,772 + 1,4749 T + ABW_s$$

(3,95)            (0,246)

$$\bar{r}^2 = 0,603 \quad s = 8,34 \quad v = 11,72$$

Die Erträge der in den Versuchsstationen geprüften Sortenpalette nehmen jährlich um 147 kg zu. 1976 war mit einem Ertrag von 69,9 dt/ha zu rechnen, das ist um 13 % mehr als im österreichischen Durchschnitt.

Aus Abb.17 geht hervor, daß die Abweichungen der Sortenversuchserträge von ihrer Basis bis 1966 besonders hoch waren. Ihre absolute Höhe ist folgendermaßen vom Trend abhängig (51):

$$|ABW_s| = 5,925 - 0,1136 T^* + U^*$$

(1,39)            (0,148)

$$\bar{r}^2 = -0,018 \quad s = 4,42$$

Von 1953-1971 nahmen die witterungsbedingten Ertragsabweichungen bei den Sortenversuchen jährlich um 11 (+ 15) kg ab und halten im Durchschnitt der Jahre 1971-76 bei 593 kg/ha. Wir nahmen an, daß die Abnahme nur in dieser speziellen Stichprobe auftrat und für die Grundgesamtheit aller möglichen Sortenversuche eine Konstanz der absoluten Abweichungen im Referenzzeitraum gegeben war (673 kg/ha).

Die Abweichungen der ausgewiesenen Erträge verhalten sich zu jenen der Sortenversuche wie 0,57 zu 1. Dieser Korrekturfaktor errechnet sich aus dem Vergleich der absoluten Abweichungen seit Einführung der Besonderen Erntermittlung 1971 bis 1976 nach (53).

## 6.2 Die Witterungsmodelle der Fruchtarten

### 6.2.1 Winterweizen

Zur Schätzung des Einflusses der Witterung auf den österreichischen Winterweizen-Hektarertrag wurden die korrigierten inflatierten Abweichungen der Erträge vom jeweiligen Basisertrag,  $f\hat{A}B\hat{W}^*$  (siehe Tab.4 und Abb.9) als abhängige Variable verwendet. Die gefundenen Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Winterweizens werden in Tabelle 9 dargestellt. Wie genau die einzelnen Koeffizienten geschätzt wurden, geht aus den Standardabweichungen hervor, die in der Klammer unter den Koeffizienten stehen.

Das HT-Modell berücksichtigt den Witterungsverlauf in allen Monaten mit Ausnahme des März und des Juli. Die höchste Lufttemperatur in diesen zwei Monaten konnte trotz Korrelationen mit dem Winterweizen-Hektarertrag in der Höhe von 0,31 bzw. 0,20 wegen Multikollinearität nicht in das Modell aufgenommen werden. Da auch das geschätzte Vorzeichen der Koeffizienten der zu Absolutwerten transformierten höchsten Lufttemperatur im März und im Juli in einer Modellvariante nicht dem Erwartungswert entsprach, beinhaltet das HT-Modell keine Variablen für diese Vegetationsabschnitte. Der Winter konnte durch die Transformation der Variablen zu absoluten Abweichungen vom Durchschnitt im Modell berücksichtigt werden. Der Winterweizen bevorzugt also Winter mit durchschnittlicher Höchsttemperatur. Der Standardfehler des Modells beträgt 241 kg/ha und das justierte Bestimmtheitsmaß 0,49. Aufgrund dieser Werte ist dieses Modell das drittbeste von den Witterungsmodellen des Winterweizens.

Einen größeren Standardfehler und ein kleineres justiertes Bestimmtheitsmaß haben die zwei anderen Lufttemperaturmodelle, und zwar das Modell TT mit 312 kg/ha bzw. 0,15 und das Modell MT mit 316 kg/ha bzw. 0,13. Die Ursache für diese schlechten Ergebnisse liegen in der ungenügenden Erklärungskraft dieser beiden Witterungsvektoren. Alle Koeffizienten der in die einzelnen Modelle aufgenommenen Variablen sind schwach abgesichert. Sie besagen, daß der Winterweizen einen durchschnittlich warmen Herbst und einen milden Winter bevorzugt. Dagegen würden warmer Mai und Juni den Ertrag mindern, außer es handelte sich bei HT um eine Hitzeperiode in diesen Monaten.

TABELLE 9: Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Winterweizens  
(Referenzperiode: 1951-1976)  
(Ertragszunahmen in dt/ha bei Zunahme der Witterungsvariablen um eine Einheit)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
Konstante	2,6945 (1,0400)	0,9290 (1,1607)	1,3849 (1,2991)	-0,2030 (0,4664)	-0,2492 (0,4233)	-0,3351 (0,5926)	-0,2020 (0,5088)
Herbst	-0,18997 (0,12937)	-0,3871* (0,3371)	-0,7701* (0,5121)	0,0331 (0,0106)	-	-	0,0244 (0,0129)
Winter	-0,4028* (0,1307)	-	0,1114 (0,1217)	0,0170 (0,0127)	-	-	-
März	-	-0,1845 (0,1827)	-	0,0303 (0,0143)	-0,2373 (0,0858)	1,6043 (0,7250)	-0,0662 (0,0371)
April	0,9652 (0,2188)	1,3529 (0,5113)	0,9586 (0,4730)	0,0615 (0,0157)	-0,3577 (0,1103)	-2,2806 (1,2683)	0,0253 (0,0166)
Mai	0,5103 (0,2617)	-	-0,5898 (0,5498)	-	-	1,6985 (1,3770)	-0,0234 (0,0169)
Juni	0,4903 (0,3373)	-0,4775 (0,3868)	-0,5687 (0,6561)	-0,0146 (0,0168)	-	-	-0,0209 (0,0110)
Juli	-	0,8994 (0,5282)	0,7404 (0,6553)	0,0196 (0,0163)	-0,3144 (0,1139)	-	-0,0359 (0,0147)
August	0,3155 (0,2100)	-	-	-	-	1,9118 (1,5651)	-0,0147 (0,0187)
df	19	20	19	19	22	21	18
s	2,4051	3,1202	3,1557	2,3684	2,1553	2,9462	2,5691
r <sup>2</sup>	0,4941	0,1486	0,1291	0,5094	0,5938	0,2409	0,4228

\* Absolute Abweichungen der Witterungsvariablen vom Durchschnitt

Das Modell SSD übertrifft mit einem Standardfehler von 237 kg/ha und einem justierten Bestimmtheitsmaß von 0,51 die Qualität des HT-Modells. Nur für die Monate Mai und August konnten trotz Transformation der Sonnenscheindauer keine Variablen in das Modell aufgenommen werden. Die Ergebnisse gehen mit jenen für die mittlere Temperatur ziemlich konform. Sonniger Herbst wird vom Winterweizen bevorzugt.

Als eine für den Winterweizen-Hektarertrag sehr entscheidende Witterungsvariable wurde die relative Luftfeuchtigkeit befunden. Obwohl im RLF-Modell nur drei Monate der Vegetationszeit vertreten sind, überragt dieses Modell die sechs anderen an Genauigkeit ( $s = 216$  kg/ha und  $\bar{r}^2 = 0,59$ ). Die Koeffizienten der RLF-Variablen zeichnen sich durch minimale Standardabweichungen aus. Feuchter Frühling oder feuchtes Erntewetter mindern den Ertrag deutlich.

Wesentlich schlechter als mit den Witterungsvariablen HT, SSD und RLF waren die Ergebnisse mit der Windgeschwindigkeit. Neben der ungenauen Schätzung der Koeffizienten liegt auch der Standardfehler des Modells mit 295 kg/ha und das justierte Bestimmtheitsmaß mit 0,24 ungünstig. Windiger März (Frühlingsbeginn) und kühler windiger Mai werden bevorzugt, dagegen sollte der April warm und windstill sein.

Der Witterungsverlauf in der Vegetationszeit konnte im NS-Modell fast komplett repräsentiert werden. Bemerkenswert ist die allgemein ertragsmindernde Wirkung überdurchschnittlicher Niederschläge, besonders ausgeprägt im Juli (Ernte). Nur im Herbst würden mehr Niederschläge die Keimung oder den Aufwuchs fördern. Mit einem Standardfehler von 257 kg/ha und einem justierten Bestimmtheitsmaß von 0,42 hebt sich dieses Modell auch deutlich von den drei schlechtesten (TT, MT und WGS-Modell) ab.

### 6.2.2 Winterroggen

Als abhängige Variable für die Witterungsmodelle des Winterroggens dienten die korrigierten inflatierten Abweichungen der österreichischen Erträge,  $f\hat{A}B_{Wg}^*$  (siehe Tab.5 und Abb.11). Die geschätzte Beeinflussung des Hektarertrages durch Witterungsvariable kann aus Tabelle 10 entnommen werden. Die Witterungsmodelle des Winterroggens stimmen in ihrer Qualität mit den für den Winterweizen gefundenen Ergebnissen gut überein. Auch hier charakterisieren die Modelle mit den Witterungsvariablen HT, SSD, RLF und NS die witterungsbedingten Ertragsschwankungen besser als die Modelle mit den Variablen TT, MT und WGS.

TABELLE 10: Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Winterroggens  
 (Referenzperiode: 1951-1976)  
 (Ertragszunahmen in dt/ha bei Zunahme der Witterungsvariablen um eine Einheit)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
Konstante	0,0275 (0,3326)	1,1497 (0,7678)	0,0089 (0,4307)	1,2402 (0,7782)	1,6908 (0,7726)	0,7206 (0,7678)	1,2002 (0,9563)
Herbst	-	-0,2872 (0,1238)	-	0,0160 (0,0069)	-0,1446* (0,0780)	-	-
Winter	0,0857 (0,0439)	-0,1440* (0,0859)	0,0894 (0,0798)	-	-	0,5551 (0,3443)	-0,0227* (0,0218)
März	-	-0,0738 (0,1163)	-	0,0121 (0,0102)	-0,0611 (0,0652)	0,5466 (0,5587)	-
April	0,3108 (0,1566)	0,2131 (0,3366)	-	0,0218 (0,0106)	-0,1543 (0,0787)	-	-0,0174* (0,0219)
Mai	0,4882 (0,1894)	-	0,5205 (0,3331)	0,0324 (0,0108)	-0,3118 (0,0854)	-	-0,0339 (0,0099)
Juni	-0,2840 (0,2119)	-	-	-0,0193 (0,0123)	-0,1193 (0,0620)	-	-0,0125 (0,0079)
Juli	0,2642 (0,2019)	0,2328 (0,3689)	-	-0,0344* (0,0211)	-0,1912* (0,1612)	-1,9205* (1,615)	-0,0143 (0,0095)
df	20	20	23	19	19	22	20
s	1,6752	2,0458	2,1922	1,7421	1,5339	2,1245	1,7998
$\bar{r}^2$	0,4556	0,1882	0,0678	0,4113	0,5436	0,1245	0,3717

\* Absolute Abweichungen der Witterungsvariablen vom Durchschnitt

Die höchste Lufttemperatur im Herbst und im März wurde im HT-Modell nicht berücksichtigt, weil ihr Beibehalten den Standardfehler (168 kg/ha) und das justierte Bestimmtheitsmaß (0,46) des HT-Modells nur verschlechterten. Mit den Witterungsvariablen TT und MT entstanden Modelle mit sehr großen Standardfehlern (205 bzw. 219 kg/ha) und sehr kleinen justierten Bestimmtheitsmaßen (0,19 bzw. 0,07). Außerdem erfaßt das MT-Modell den Witterungsverlauf in der Vegetationsperiode nur in den Wintermonaten und im Mai.

Aus den Temperaturmodellen ist zu ersehen, daß für den Winterroggen ein kühler Herbst und März, jedoch ein milder Winter von Vorteil ist. April und Mai sollen warm sein, im Juni erweisen sich Hitzeperioden als ertragsmindernd. Zur Ernte im Juli ist warmes Wetter vorteilhaft.

Die Modelle mit den Variablen SSD und RLF beschreiben den Einfluß der Witterung in der Vegetationszeit, außer dem in den Wintermonaten, lückenlos. Die Koeffizienten sind durchgehend gut abgesichert. Auffallend ist die Vertretung der Juliwitterung durch zu Absolutwerten transformierte Witterungsvariable. Das RLF-Modell weist auch für den Herbst eine transformierte Variable auf. Der Standardfehler und das justierte Bestimmtheitsmaß des RLF-Modells übertreffen mit 153 kg/ha und 0,54 das Modell SSD, das mit 174 kg/ha bzw. 0,41 nahe an die Genauigkeit des HT-Modells herankommt. Überdurchschnittliche Sonnenscheindauer bis zum Mai begünstigt den Ertrag des Winterroggens, im Juni und Juli dagegen führt sie zu negativen Auswirkungen. Übermäßig feuchte Witterung ist für den Winterroggen in keinem Vegetationsabschnitt gut.

Ein sehr schlechtes Ergebnis erreichten wir wieder mit der Windgeschwindigkeit, während das NS-Modell zu den guten Modellen zählt. Es enthält zwar für die Herbstmonate und den März keine Variablen, doch gelang es, durch Transformation die Wirkung der Witterung in den Wintermonaten und im April zu erfassen. Der Standardfehler mit 180 kg/ha und das  $r^2$  mit 0,37 liegen weit besser als bei den Modellen TT, MT und WGS. Höhere Niederschläge zeigen ungünstige Wirkung auf den Winterroggenertrag. Durchschnittliche Niederschläge sowohl im Winter als auch im April sind für den Winterroggen optimal.

### 6.2.3 Sommergerste

Auch zur Schätzung des Einflusses der Witterung auf den Hektarertrag der Sommergerste wurden die korrigierten inflatierten Abweichungen der österreichischen Erträge,  $f\hat{ABW}_g^*$  (siehe Tab.6 und Abb.13) als abhängige Variable verwendet. In Tabelle 11 sind die gefundenen Koeffizienten der Witterungs-

TABELLE 11: Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle der Sommergerste  
 (Referenzperiode: 1951-1976)  
 (Ertragszunahmen in dt/ha bei Zunahme der Witterungsvariablen um eine Einheit)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
Konstante	0,0431 (0,5984)	0,2171 (0,5426)	0,1669 (0,6295)	0,1407 (0,5289)	0,1080 (0,5865)	0,9904 (1,0169)	0,9677 (1,1350)
Winter	0,0913 (0,0776)	-0,2080 (0,0707)	-0,1984 (0,1426)	-	-	-	-0,0278* (0,0352)
März	0,3473 (0,2124)	0,1519 (0,1696)	0,7225 (0,3338)	0,0154 (0,0156)	-0,2032 (0,1204)	1,0144 (0,8625)	-0,0554 (0,0331)
April	0,3606 (0,2821)	1,1474 (0,4507)	0,7015 (0,4576)	0,0469 (0,0176)	-0,2816 (0,1446)	-2,2312* (2,1839)	-0,0182 (0,0175)
Mai	-	-	-	0,0496 (0,0173)	-0,1398 (0,1635)	-1,2208 (1,5325)	-0,0392 (0,0152)
Juni	-0,2947 (0,3561)	-0,7337 (0,3400)	-1,1640 (0,7001)	0,0125 (0,0179)	-0,0961 (0,1120)	1,3043 (1,5097)	-0,0202 (0,0124)
Juli	0,2881 (0,3630)	1,1273 (0,4702)	0,6972 (0,6341)	-0,0400 (0,0182)	-	-	-
df	20	20	20	20	21	21	20
s	3,0228	2,7365	3,1911	2,6890	2,9860	3,3197	2,7981
$\bar{r}^2$	0,1936	0,3391	0,1013	0,3618	0,2131	0,0274	0,3090

\* Absolute Abweichungen der Witterungsvariablen vom Durchschnitt

modelle der Sommergerste dargestellt. Das Herbstwetter blieb bei allen Modellen der Sommergerste unberücksichtigt. Als vor-saisonaler Einfluß auf die Ertragshöhe eines Jahres wurde nur das Winterwetter berücksichtigt.

Im Gegensatz zu Winterweizen und Winterroggen gelang es für die Sommergerste nicht, sehr gute Witterungsmodelle zu erstellen. Die Modelle HT, MT, RLF und WGS verbessern den Standardfehler des Basismodells kaum. Die etwas besseren Modelle TT, SSD und NS erfassen den Witterungseinfluß auf den Hektarertrag der Sommergerste auch nur spärlich. Das SSD-Modell mit dem größten  $F^2$  (0,36) enthält einen Koeffizienten mit vermutlich falschem Vorzeichen - die Sonnenscheindauer im Juli wirkt negativ auf den Ertrag - und ist somit zweifelhaft.

Eine detaillierte Beschreibung dieser Ergebnisse ist überflüssig, weil von einer Kombination dieser Witterungsmodelle nicht die erforderliche Treffsicherheit der Schätzungen erwartet werden kann. Es geht jedoch aus der Tabelle hervor, daß bis zum April höhere Temperaturen von Vorteil sind. Im Mai sind unterschiedliche Temperaturen kaum ertragswirksam, und ein zu warmer Juni ist auf jeden Fall schädlich. Negative Wirkungen auf den Ertrag der Sommergerste gehen auch von erhöhten Niederschlägen und erhöhter Luftfeuchtigkeit aus.

#### 6.2.4 Spätkartoffeln

Als abhängige Variable wurden die Abweichungen der für Österreich ausgewiesenen Erträge, ABW (siehe Tab.7 und Abb.15), zur Schätzung der Witterungskoeffizienten verwendet. In Tabelle 12 werden die gefundenen Koeffizienten vorgelegt. Die Modelle berücksichtigen neben der Vorsaison (Winter und März) die gesamte Vegetationszeit der Spätkartoffeln einschließlich Oktober.

Die Modelle HT und TT zeichnen sich dadurch aus, daß alle im Modellansatz vertretenen Monate durch Witterungsvariable repräsentiert werden konnten. Das HT-Modell weist einen Standardfehler von 14,69 dt/ha und ein justiertes Bestimmtheitsmaß von 0,49 auf, sodaß es nur vom NS-Modell übertroffen wird.

Bemerkenswert ist, daß die einzelnen Temperaturvariablen oft durch Koeffizienten mit unterschiedlichem Vorzeichen gekennzeichnet sind. So ist etwa die mittlere Temperatur im Juli bei durchschnittlicher Ausprägung optimal; Hitzeperioden und Trockenheit im selben Monat wirken ertragssteigernd. Ähnlich wie im Juli ist erhöhte Sonnenscheindauer auch im August un-

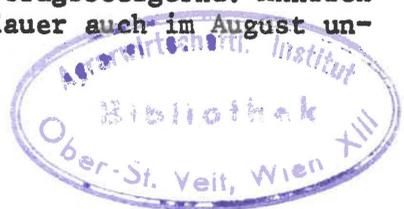


TABELLE 12: Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle der Spätkartoffeln  
 (Referenzperiode: 1950-1976)  
 (Ertragszunahmen in dt/ha bei Zunahme der Witterungsvariablen um eine Einheit)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
Konstante	0,3381 (2,8525)	28,0558 (11,5611)	10,8222 (6,1894)	6,2370 (5,8755)	10,1598 (5,6652)	6,9078 (5,8446)	4,9266 (4,2746)
Winter	-0,5950 (0,4412)	-0,8436 (0,5258)	-1,2963 (0,6549)	-0,1337 (0,0856)	-	-	-0,0860 (0,0933)
März	2,0574 (1,1672)	-1,8377 (1,2467)	-	-	-0,7222 (0,6922)	4,7314 (4,6276)	-
April	1,0231 (1,3923)	5,6991 (3,7838)	-	0,13409 (0,1075)	-	-	-0,1839 (0,0896)
Mai	3,0019 (1,6409)	-2,9671 (2,1737)	-	0,3736 (0,1052)	-2,5234 (0,9456)	-	-0,3463 (0,0769)
Juni	-1,5023 (1,7508)	-7,5168* (3,9488)	4,6926 (2,9815)	0,1787 (0,1113)	-0,8877* (0,7572)	-13,0472 (0,8219)	-0,1414 (0,0578)
Juli	6,6840 (1,8837)	4,4218 (3,1662)	-11,5844* (5,8848)	-0,1130 (0,1149)	-2,2848 (0,9587)	8,9103 (7,8169)	-0,0621 (0,0746)
August	2,2532 (1,3556)	-9,5471* (6,3902)	-	-0,1546 (0,1061)	1,6986 (0,9948)	18,1182 (8,8405)	0,1078 (0,1047)

(Fortsetzung)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
September	-1,7167 (1,5102)	-4,5007* (3,2256)	-4,5515 (2,6163)	-0,1930* (0,1549)	-	-	-0,1902* (0,1580)
Oktober	3,9817 (1,2398)	4,4128 (2,2349)	8,2867 (2,4289)	0,0990 (0,1054)	-2,9697* (1,6617)	-16,9829* (10,7321)	-0,0987 (0,0846)
df	17	17	21	18	20	21	18
s	14,688	18,297	16,632	16,739	16,883	18,323	13,556
$\bar{r}^2$	0,4870	0,2039	0,3422	0,3337	0,3222	0,2016	0,5630

\* Absolute Abweichungen der Witterungsvariablen vom Durchschnitt

TABELLE 13: Geschätzte Koeffizienten für die Witterungsmodelle des Körnermaises  
 (Referenzperiode: 1950-1976)  
 (Ertragszunahmen in dt/ha bei Zunahme der Witterungsvariablen um eine Einheit)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
Konstante	9,2425 (2,5446)	5,8647 (1,9554)	1,3664 (1,3618)	4,0847 (1,7210)	7,4216 (2,8076)	2,7190 (1,5865)	4,2986 (2,1133)
Winter	0,2889 (0,0994)	-0,1376* (0,1566)	0,2601 (0,1098)	0,0296 (0,0196)	-	-	-0,0463 (0,0312)
März	0,2056 (0,2783)	-	-0,5914* (0,5893)	-	-	0,7787 (0,9046)	-0,0700* (0,0906)
April	0,5260 (0,3965)	0,9300 (0,4927)	0,7447 (0,5054)	0,0604 (0,0252)	-0,3684* (0,3830)	-	-0,0591 (0,0322)
Mai	-	0,4036 (0,4480)	1,3027 (0,5097)	0,0345 (0,0238)	-0,8171* (0,4318)	-4,0321 (1,706)	-0,0437* (0,0390)
Juni	-	0,5974 (0,4260)	1,2319 (0,5766)	-	-	-2,3898 (1,7522)	0,02149 (0,0174)
Juli	-0,7640 (0,4141)	-	-0,6217 (0,6182)	-0,0333 (0,0255)	-1,1141* (0,4592)	-2,0537* (2,5923)	0,0387 (0,0222)
August	-1,9622* (0,6840)	-4,3539* (1,2052)	1,2423 (0,6211)	-	-	-5,6163* (3,0125)	-

(Fortsetzung)

Modell	HT	TT	MT	SSD	RLF	WGS	NS
Einheit	°C	°C	°C	Stunden	%	m/sec	mm
September	-1,3027* (0,6127)	0,2503 (0,3462)	1,2636 (0,4739)	-0,0657* (0,0341)	0,3854 (0,2721)	-4,4571 (1,4906)	-
Oktober	-1,2593* (0,4702)	0,8534 (0,3879)	1,2482 (0,5043)	-0,0660* (0,0427)	-0,2107 (0,2847)	3,8810 (1,4042)	-0,0701* (0,0390)
df	19	19	17	20	21	19	19
$s_e$	3,6847	3,3793	2,8230	3,8314	4,2617	3,4322	4,2587
$\bar{r}^2$	0,3251	0,4323	0,6038	0,2703	0,0972	0,4144	0,0984

\* Absolute Abweichungen der Witterungsvariablen vom Durchschnitt

erwünscht. Bei durchschnittlicher Tiefsttemperatur und Sonnenscheindauer im September, sonst aber kühlem Wetter in diesem Monat, fühlen sich die Spätkartoffeln am wohlsten.

Das beste Modell wurde mit der Variablen NS gefunden. Der Standardfehler dieses Modells beträgt 1.356 kg/ha und das justierte Bestimmtheitsmaß 0,56. Die bei den Getreidearten festgestellte negative Wirkung höherer Niederschläge gilt bei den Spätkartoffeln nicht für August. Auch erhöhte Luftfeuchtigkeit im August wirkt positiv.

Da nur zwei Modelle als sehr gut zu bezeichnen sind, wird auch bei den Spätkartoffeln, wie bei der Sommergerste, ein anderer Weg zum Prognosemodell beschritten, dessen Ergebnisse im folgenden Kapitel dargestellt werden.

### 6.2.5 Körnermais

Die korrigierten Abweichungen der österreichischen Erträge,  $fABW$  (siehe Tab.8 und Abb.17), bildeten die abhängigen Variablen in den Witterungsmodellen des Körnermaises. Die Ergebnisse der Schätzungen führten zu der Koeffizientenmatrix, die in Tabelle 13 zusammengestellt ist.

Ein Modell sticht durch die komplette Vertretung der Witterung in den vorsaisonalen Monaten bis zur Ernte des Körnermaises und durch seine hohe Schätzgenauigkeit heraus, und zwar das MT-Modell. Bei einem Standardfehler von 282 kg/ha erreicht es das höchste justierte Bestimmtheitsmaß (0,60) von allen im Kapitel 6.2 vorgelegten Witterungsmodellen. Dabei zeigen sich die hohen Wärmeansprüche des Körnermaises. Nur der Juli ist ihm gewöhnlich zu heiß und zu trocken, obwohl dies der niederschlagsreichste Monat ist. Auch mehr Niederschläge im Juni werden mit Ertragszunahmen belohnt.

Ein ähnliches Bild zeigt auch die Tiefsttemperatur, die ein Modell mit einem justierten Bestimmtheitsmaß von 0,43 ergab. Im August sind die Durchschnittswerte für den Körnermais optimal, allerdings wirken sich Abweichungen davon extrem ungünstig aus.

Bemerkenswert ist auch das WGS-Modell, das ebenfalls ein hohes justiertes Bestimmtheitsmaß von 0,41 brachte. Hohe durchschnittliche Windgeschwindigkeit in einem Monat verträgt der Körnermais offenbar nicht gut, außer es handelt sich um den Erntemonat.

### 6.3 Die Prognosemodelle und ihre Diskussion

#### 6.3.1 Winterweizen

Das Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterweizen in Österreich besteht aus dem Basismodell des Kapitels 6.1.1 und einer Kombination der Witterungsmodelle des Kapitels 6.2.1. Die Wichtung der Witterungsmodelle erfolgte aufgrund ihrer Varianzen und Kovarianzen nach Formel (31) und ergab folgende Wichtungsfaktoren für die Modelle:

MT . . . . .	0,2058
SSD . . . . .	0,0658
RLF . . . . .	0,6944
NS . . . . .	0,0340

Die Wichtungsfaktoren für die Modelle HT, TT und WGS wurden gleich Null gesetzt, weil sie bei der Schätzung ein negatives Vorzeichen hatten. Weiters wurden zur Schätzung der Wichtungsfaktoren nur jene Residuen berücksichtigt, die in den Jahren ab der Einführung der Besonderen Ernteterminung auftraten. Dadurch wurde den genauer ermittelten Erträgen (ab 1966) bei der Erstellung des Prognosemodells eine größere Bedeutung beigemessen.

In Tabelle 14 werden die Koeffizienten des Prognosemodells für den Hektarertrag von Winterweizen in Österreich zusammengefaßt. Das Modell erklärt die Variabilität der abhängigen Variablen zu 91 %. Zirka 67 % der nachträglich berechneten Erträge liegen nicht weiter als 165 kg vom korrigierten Ertrag entfernt; das entspricht einem Variationskoeffizienten von  $\pm 5,6$  %.

Die Ergebnisse für die Basisvariablen wurden bereits im Kapitel 6.1.1 erläutert. Mit Hilfe der Beta-Koeffizienten (*Goldberger*, S.197, 198) läßt sich feststellen, wieviel die unabhängigen Variablen zur Erklärung der gesamten erklärten Variabilität beitragen (*Binder* und *Ortner*).

Für das Basismodell beträgt der Beitrag des Trends 85 % und jener der Düngung 15 %. Insgesamt errechnet sich somit ab 1971 ein durchschnittlicher Hektarertragszuwachs in Österreich von 90 kg pro Jahr. Dieses Ergebnis liegt sowohl über den Schätzungen von *Binder*, *Ortner* und *Schewczik* (S.40), als auch über denen für die BRD von *Litzka* (S.87), *Bunnies* (S.95) und *Reiner* (S.674). In diesen Arbeiten wurden durchschnittliche jährliche Ertragszunahmen von 63 kg in Österreich bzw. von 77, 76 und 80 kg in der BRD festgestellt. Der Unterschied zur vorliegenden Ar-

beit besteht darin, daß die genannten Schätzungen einen Durchschnitt für viele Jahre darstellen, wobei das Anfangsjahr immer vor 1960 liegt. In den Jahren 1971 bis 1976 waren die Ertragszunahmen offensichtlich höher.

TABELLE 14: Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterweizen in Österreich

Basisvariable	Bedeutung in %	Koeff.				
Konst.	(B-Koeff.)	13,7607	} r. 1965			
D		2,6900				
T2		0,0125				
T	85	0,7616				
NI	15	0,0440				
Zeit	Bedeutung in %	MT	SSD	RLF	NS	
Herbst	8	-0,1585*	0,0022		0,0008	
Winter	4	0,0229	0,0011			
März	21		0,0020	-0,1648	-0,0023	
April	33	0,1973	0,0040	-0,2484	-0,0009	
Mai	4	-0,1214			-0,0008	
Juni	4	-0,1170	-0,0010		-0,0007	
Juli	26	0,1524	0,0013	-0,2183	-0,0012	
August	0				-0,0005	

\* Witterungsvariable absolut

$$z.B.: \text{HubA, MT} = -0.7701 \cdot 0.2058 = -0.1585$$

(s. 534) (s. 105)

$$r^2 = 0,910 \quad s = 1,65 \quad v = 5,64$$

Aufgrund des Prognosemodells zeichnet sich für den Winterweizen folgendes Bedarfsprofil hinsichtlich der Witterung ab: Der Winterweizen bevorzugt durchschnittliche Wärme und überdurchschnittliche Sonnenscheindauer sowie Niederschläge im Herbst. Abweichungen der mittleren Lufttemperatur im Herbst um  $+1^\circ\text{C}$  vom langjährigen Durchschnitt hatten eine Ertragseinbuße von 16 kg/ha zur Folge. Wenn von September bis November die Sonne um 1 Stunde länger schien oder um 1 mm mehr Niederschlag fiel, stieg der Ertrag um 0,2 bzw. 0,1 kg/ha. Milde sonnenreiche Winter dürften sich günstig auf den Boden auswirken, denn sie steigerten den Winterweizenertrag um 2 kg/ha pro Grad Zunahme der mittleren Lufttemperatur und um 0,1 kg/ha pro Stunde Sonnenscheindauer.

Im März zeigte sich ein ungünstiger Einfluß von höherer Luftfeuchtigkeit, höheren Niederschlägen und geringer Sonnenscheindauer. Sie verminderten je Einheit (% , mm, Std.) den Hektarertrag um 16 kg bzw. 0,2 kg bzw. 0,2 kg. Das bestätigt die Aussagen von *Brower*, wonach Ende des Winters wenig Niederschläge fallen sollen, und von *Knoch*, der bei trockenem Jahresbeginn hohe Erträge feststellte und einen feuchtwarmen Vorfrühling als ungünstig erkannte. *Reichard* und *Putz* konnten die positive Wirkung eines frühen Vegetationsbeginns nachweisen.

Positiv reagierte der Winterweizen in Österreich auch auf einen sonnenreichen, warmen und trockenen April, eine Witterung, die die von *Klapp* geforderte zeitige Frühjahrserwärmung herbeiführen kann. Die marginalen Ertragsänderungen durch die Aprilwitterung betragen je Einheit 20 kg/ha für die mittlere Lufttemperatur, 0,4 kg/ha für die Sonnenscheindauer, minus 25 kg/ha für die relative Luftfeuchtigkeit und minus 0,1 kg/ha für den Niederschlag. Diesen Variablen kommt im Prognosemodell die größte Bedeutung zu.

Im Gegensatz zum April liebt der Winterweizen im Mai kühles Wetter. Nach *Reichard* und *Putz* wird dadurch die Bestockung begünstigt und die Standfestigkeit der Halme verbessert. Der Ertrag erhöhte sich um 12 kg/ha je Grad niedrigerer mittlerer Lufttemperatur und um 0,1 kg/ha je Millimeter weniger Niederschlag. Mainiederschläge werden von den genannten Autoren für eine Verkrustung des Bodens verantwortlich gemacht, die der Weizen besonders schlecht verträgt.

Im Juni bevorzugt der Winterweizen eine kühle, sonnenarme und niederschlagsarme Witterung. Nahm die mittlere Lufttemperatur um 1°C zu, so verminderte sich der Ertrag des Winterweizens um 12 kg/ha. Dies deutet darauf hin, daß im Juni die optimalen Temperaturen für Winterweizen gewöhnlich überschritten werden. Bei kühlerem Juniwetter werden weniger Assimilate verbraucht (s. *Klapp*, S.27), die damit für die Kornfüllung zur Verfügung stehen. Weiters wirkten verminderter Sonnenschein (mit 0,1 kg/ha je Std.) und Niederschlag (mit 0,1 kg/ha je mm) ertragssteigernd, vermutlich, weil sie ein dunstiges und krankheitsförderndes Kleinklima abwenden.

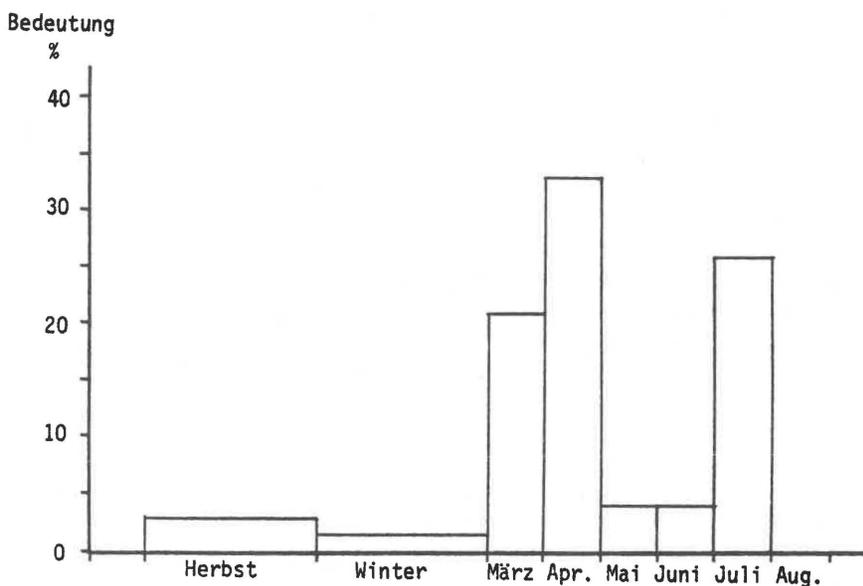
Im Juli sollte das Wetter heiß und trocken sein, damit die Körner ausreifen und ungehindert geerntet werden können. Eine um 1°C höhere mittlere Lufttemperatur im Juli verbesserte den österreichischen Durchschnitts-Hektarertrag des Winterweizens um 15 kg, eine um eine Stunde längere Sonnenscheindauer um 0,1 kg, eine um 1 % niedrigere Luftfeuchtigkeit um 22 kg und ein um 1 mm

geringerer Niederschlag um 0,1 kg. Niederschläge führen zur Lagerung des Getreides und begünstigen die Entwicklung von Pilzkrankheiten.

Die Witterung im August wirkt sich auf den Winterweizenertrag in Österreich kaum mehr aus. Bis dahin ist die Ernte des Winterweizens in den bedeutenden Anbaugebieten Österreichs bereits abgeschlossen. Vollständigkeitshalber sei aber erwähnt, daß 1 mm mehr Niederschlag den Ertrag um 0,05 kg/ha verminderte.

Die Bedeutung der Witterung für den Hektarertrag in den einzelnen Monaten der Vegetationszeit kann aus dem Beta-Koeffizienten abgeleitet werden. In Tabelle 14 sind die Erklärungswerte in % für die einzelnen Monate zusammengefaßt und in Abb.18 graphisch dargestellt. Demnach kann die Witterung im April den Hektarertrag des Winterweizens am stärksten verändern. Sehr entscheidend für den Ertrag waren auch die Monate Juli und März. Die Bedeutung der Monate Mai und Juni war wider Erwarten gering.

Abb.18: Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Winterweizens



### 6.3.2 Winterroggen

Das Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterroggen in Österreich besteht aus dem Basismodell (siehe Kapitel 6.1.2) und einer Kombination der Witterungsmodelle (siehe Kapitel 6.2.2). Die Wichtung der Witterungsmodelle erfolgte aufgrund ihrer Varianzen und Kovarianzen nach Formel (31) und ergab die folgenden Wichtungsfaktoren für die Modelle:

HT . . . . .	0,4019
RLF . . . . .	0,5158
NS . . . . .	0,0823

Nur die hier angeführten Witterungsmodelle hatten positive Wichtungsfaktoren, die aufgrund der Residuen der einzelnen Modelle der Jahre 1951 bis 1976 geschätzt wurden. Im Zeitraum der Jahre mit Besonderer Erntermittlung (seit 1972) lagen nur 5 Beobachtungen vor, die nicht ausreichten, diese genauer ermittelten Erträge bei der Erstellung des Modells stärker zu berücksichtigen.

Die Koeffizienten des Prognosemodells für den Hektarertrag von Winterroggen in Österreich weist Tabelle 15 aus. Das Modell erklärt die Variabilität der abhängigen Variablen zu 96 %. Zwei Drittel der nachträglich berechneten Erträge liegen nicht weiter als 147 kg vom korrigierten Ertrag entfernt. Der Variationskoeffizient beträgt  $\pm 6,1$  %.

Die Koeffizienten für die Basisvariablen wurden bereits im Kapitel 6.1.2 erläutert. Mit Hilfe der Beta-Koeffizienten für die Basisvariablen Trend und Stickstoffdüngerindex konnte die Bedeutung des Trends mit 75 % und die der Düngung mit 25 % quantifiziert werden. Die Hochrechnung des Koeffizienten für den Trend auf 100 % Bedeutung ergibt einen durchschnittlichen jährlichen Ertragszuwachs in Österreich von 87 kg ab dem Jahr 1971. Auch beim Winterroggen liegt dieses Ergebnis über den Schätzungen für die BRD, für die *Litzka* (S.90) 46 kg/ha, *Bunnies* (S.95) 48 kg/ha und *Reiner* (S.674) 60 kg/ha fanden. Für Österreich schätzten *Binder*, *Ortner* und *Schewczik* (S.40) die Ertragszunahme im Durchschnitt der Jahre 1959 bis 1973 auf 45 kg/ha. Sie hat bis Mitte der siebziger Jahre offenbar beträchtlich zugenommen.

Die Wirkung der Witterung auf den Hektarertrag des Winterroggens kommt durch die Koeffizienten der Witterungsvariablen im Prognosemodell zum Ausdruck. Für den Herbst erwies sich durchschnittliche Feuchtigkeit als optimal. *Heyland* und *Aufhammer* nennen kühle Temperaturen und gleichbleibend günstige Feuchtig-

keitsverhältnisse während der Jugendentwicklung als wesentliche Voraussetzung für gute Winterroggenenerträge. *Baumann* findet, daß nur ein mäßig feuchter Herbst die Ertragsentwicklung des Winterroggens begünstigt. Eine Abweichung der relativen Luftfeuchtigkeit des Herbstes gegenüber dem langjährigen Durchschnitt verminderte den Hektarertrag in Österreich um 7 kg.

TABELLE 15: Prognosemodell für den Hektarertrag von Winterroggen in Österreich

Basisvariable	Bedeutung in %	Koeff.			
Konst.		8,4734			
T2		0,0098			
T	75	0,6489			
NI	25	0,0702			
Zeit	Bedeutung in %	HT	RLF	NS	
Herbst	9		-0,0746*		
Winter	9	0,0344		-0,0019*	
März	4		-0,0315		
April	18	0,1249	-0,0796	-0,0014*	
Mai	29	0,1962	-0,1608	-0,0028	
Juni	18	-0,1141	-0,0615	-0,0010	
Juli	13	0,1062	-0,0986*	-0,0012	

\* Witterungsvariable absolut

$$r^2 = 0,963 \quad s = 1,47 \quad v = 6,13$$

Der Winterroggen bevorzugt einen milden Winter ohne Extreme beim Niederschlag. Mit steigender Höchsttemperatur nahm der Hektarertrag um 3 kg pro Grad zu, während er bei einer Abweichung der Niederschlagshöhe vom langjährigen Durchschnitt pro mm um 0,2 kg/ha zurückging. Die Gefahr der Auswinterung dürfte sowohl von der Temperatur als auch von der Höhe und Dauer der Schneedecke abhängen. Nach *Esser* reagiert der Roggen auf ein Zuviel an Winterfeuchtigkeit stärker negativ als auf ein Zuwenig.

Im März bzw. April bewirkte höhere Luftfeuchtigkeit eine Ertragsminderung um 3 bzw. 8 kg/ha. Die Abweichung der Niederschlagshöhe im April um  $\pm 1$  mm vom langjährigen Durchschnitt verschlechterte den Ertrag um 0,1 kg/ha. Hingegen wirkte der Anstieg der

Höchsttemperatur im April je Grad um 12 kg/ha ertragssteigernd. Letzteres deutet auf die günstige Wirkung eines frühen Vegetationsbeginns hin, der auch einen frühen Beginn des Schossens ermöglicht. *Reichard* und *Putz* fanden ebenfalls, daß der frühe Vegetationsbeginn, den sie durch die Variable "phänologischer Frühlingsbeginn" zum Ausdruck brachten, einen wesentlichen Anteil an den Rekordernten in Trockengebieten hatte; Stickstoff wird dadurch frühzeitig mobilisiert. Die Wurzeln stoßen in einem warmen und trockenen Frühjahr in größere Tiefen vor und ermöglichen dem Roggen, spätere Trockenzeiten ohne wesentliche Ertragseinbußen zu überstehen.

Bei steigender Temperatur im Mai nahm der Hektarertrag des Winterroggens je Grad um 20 kg/ha zu, während ihn die höhere relative Luftfeuchtigkeit je % und die größere Niederschlags Höhe je mm um 16 kg bzw. 0,3 kg verringerten. Dies entspricht den Angaben von *Browner*, wonach kühle Witterung und hohe Feuchtigkeit kurz vor und zur Zeit der Blüte den Roggenertrag negativ beeinflussen. Viel Regen kann bereits vor der Blüte eine Lagerung der Roggenbestände herbeiführen und so die Befruchtung der Pflanzen behindern.

Nach der Blüte bevorzugt der Roggen niedrigere Temperaturen (*Browner*). Die Ertragsminderung, hervorgerufen durch steigende Höchsttemperatur im Juni, lag bei 11 kg/ha je Grad. Auch hohe Luftfeuchtigkeit und hoher Niederschlag im Juni wirken sich wie in den Vormonaten ungünstig auf die Kornerträge aus (siehe auch *Reichard* und *Putz*). Die Zunahme der relativen Luftfeuchtigkeit um 1 % verminderte den Ertrag um 6 kg/ha und 1 mm mehr Niederschlag bedeutete eine Ertragseinbuße von 0,1 kg/ha. Im Juli sollte heißes und niederschlagsarmes Wetter herrschen. Eine um 1° höhere Höchsttemperatur im Juli verbesserte den österreichischen Durchschnittsertrag um 11 kg/ha. Abweichungen der relativen Luftfeuchtigkeit im Juli vom langjährigen Durchschnitt bewirkten je % Ertragseinbußen von 10 kg/ha. Höhere Niederschläge im Juli gefährden die hochgewachsenen Roggenbestände durch Lagerung. 1 mm mehr Niederschlag im Juli brachte eine Ertragsminderung von 0,1 kg/ha.

Die Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten der Vegetationszeit für den Hektarertrag wurde aus dem Beta-Koeffizienten abgeleitet. In Tabelle 15 sind die Erklärungswerte in % für die einzelnen Modelle zusammengefaßt und in Abb. 19 graphisch dargestellt. Den stärksten Einfluß auf den Winterroggen-Hektarertrag übte die Mai-Witterung aus. Entscheidend für den Ertrag war auch der Witterungsverlauf in den Monaten April, Juni

und Juli. Die Witterungsschwankungen von September bis einschließlich März waren hingegen kaum von Bedeutung.

Abb.19: Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Winterroggens



### 6.3.3 Sommergerste

Das Prognosemodell für den Hektarertrag von Sommergerste in Österreich setzt sich nicht wie bei anderen Fruchtarten aus dem Basismodell (siehe Kapitel 6.1.3) und einer Kombination der Witterungsmodelle (siehe Kapitel 6.2.3) zusammen. Die einzelnen Witterungsmodelle verminderten den Standardfehler des Basismodells nur geringfügig und eine Kombination der Witterungsmodelle brachte kaum einen Fortschritt gegenüber dem Modell mit SSD. Abb.7 (Kapitel 5.4) zeigt den in diesem Fall zu beschreitenden Weg der gemeinsamen Schätzung des Einflusses der Basisvariablen und der Witterungsvariablen. Ein Modell wurde aus den Basisvariablen und den Witterungsvariablen HT, TT, MT und SSD zusammengestellt, und ein zweites aus den Basisvariablen und den Witterungsvariablen RLF, WGS und NS. In beiden Modellen war der Koeffizient des Stickstoffdüngerindex statistisch nicht von Null verschieden. Das unterstützt die Hypothese, daß die Düngung im Durchschnitt dem physiologischen

Optimum entsprach. Abweichungen von diesem Optimum können aber den Ertrag negativ beeinflussen. Wir schätzten diese Abweichungen mit Hilfe folgenden Modells:

$$NI = 55,5141 + 2,9036 T + NIRES$$

$$(2,904) \quad (0,212)$$

$$\bar{r}^2 = 0,882 \quad s = 8,10 \quad v = 8,55$$

Die Residuen NIRES wurden absolut gesetzt und als Variable ANI in die beiden Modelle aufgenommen. Für das Modell, bei dem die Witterung durch Variable für die Wärme dargestellt wird (Wärmodell), ergab die Schätzung der Koeffizienten:

$$Y = 18,8828 + 0,7869 T - 0,1352 ANI$$

$$(1,559) \quad (0,068) \quad (0,106)$$

$$- 0,0602 TT_{12-2} - 0,2298 |HT_3| + 0,8571 TT_4$$

$$(0,06) \quad (0,303) \quad (0,327)$$

$$+ 0,0200 SSD_5 + 0,0173 SSD_6 + 0,3418 TT_7 + U$$

$$(0,016) \quad (0,014) \quad (0,406)$$

$$\bar{r}^2 = 0,881 \quad s = 2,18 \quad v = 7,79$$

Die Regressionsgleichung für das Modell, bei dem die Witterung durch Variable für die Feuchtigkeit dargestellt wird (Feuchtigkeitsmodell) lautet:

$$Y = 18,4548 + 0,7880 T - 0,0904 ANI - 0,1067 RLF_3$$

$$(0,898) \quad (0,051) \quad (0,084) \quad (0,074)$$

$$- 0,2264 RLF_4 - 0,1849 |RLF_5| - 0,0219 NS_6 - 0,0104 NS_7 + U$$

$$(0,088) \quad (0,165) \quad (0,008) \quad (0,010)$$

$$\bar{r}^2 = 0,922 \quad s = 1,76 \quad v = 6,31$$

Die Wichtung der beiden Modelle erfolgte aufgrund ihrer Varianzen und Kovarianzen nach Formel (31) und ergab folgende Wichtungsfaktoren für die Modelle:

Wärme	0,3425
Feuchtigkeit	0,6575

Den Jahren mit der Besonderen Ernteermittlung (ab 1972) wurde bei der Erstellung des Prognosemodells kein höheres Gewicht zugeteilt, weil seit 1972 erst 5 Beobachtungen zur Verfügung standen.

Die Koeffizienten des kombinierten Prognosemodells für den Hektarertrag der Sommergerste in Österreich gibt Tabelle 16 an. Das Modell erklärt die Variabilität der abhängigen Variablen zu 96 %. Zwei Drittel der nachträglich berechneten Erträge liegen nicht weiter als 161 kg vom ausgewiesenen Ertrag entfernt; das entspricht einem Variationskoeffizienten von  $\pm 5,8$  %.

Zunehmende Düngermenge hat keine unmittelbare ertragssteigernde Wirkung, sondern geht mit dem durch die Züchtung geschaffenen erhöhten Ertragspotential konform. Die allgemeine Ertragserhöhung, gegeben durch den Koeffizienten der Variablen T, umfaßt nicht nur die Wirkung der im Trend zusammengefaßten ertragssteigernden Entwicklungen, sondern auch jenen Anteil, der auf eine darauf abgestimmte Düngung zurückzuführen ist. Eine von diesem Optimum abweichende Düngermenge, repräsentiert durch die Variable ANI, hatte Ertragseinbußen zur Folge.

TABELLE 16: Prognosemodell für den Hektarertrag von Sommergerste in Österreich

Basisvariable	Bedeutung in %	Koeff.	
Konst.		18,6014	
T	92	0,7876	
ANI	8	-0,1057	
Zeit	Bedeutung in %	Wärme	Feuchtigkeit
Winter	5	-0,0206 TT	
März	14	-0,0787 HT*	-0,0702 RLF
April	30	0,2936 TT	-0,1489 RLF
Mai	14	0,0069 SSD	-0,1216 RLF*
Juni	25	0,0059 SSD	-0,0144 NS
Juli	12	0,1171 TT	-0,0068 NS

\* Witterungsvariable absolut

Bsp: Feuchte (März):

$$r^2 = 0,956 \quad s = 1,61 \quad v = 5,77$$

$$-0,1067 \cdot 0,6575 = -0,0702$$

Unter Voraussetzung einer angepaßten Düngung beträgt die jährliche Ertragssteigerung 79 kg/ha. Dagegen beläuft sich die Schätzung von *Binder*, *Ortner* und *Schewczik* (S.40) aus den Jahren 1959-1973 auf 66 kg/ha, während für die BRD von *Litzka* (S.92) 34 kg/ha, von *Bunnies* (S.95) 29 kg/ha und von *Reiner* 29 kg/ha geschätzt wurden. Der Unterschied zu diesen Arbeiten besteht darin, daß in der vorliegenden Studie die letzten Jahre bis 1976 mit offensichtlich höheren Ertragszunahmen berücksichtigt wurden und daß es sich um eine maximale Ertragssteigerung handelt. Weicht nämlich die Düngerausbringung um einen Stickstoffdüngerindexpunkt von der optimalen Menge ab, so wird die Ertragssteigerung um 11 kg/ha reduziert.

Mit Hilfe des Beta-Koeffizienten wurde quantifiziert, wieviel die unabhängigen Variablen zur Erklärung der gesamten erklärten Variabilität beitragen. Bei den Basisvariablen verteilt sich die Bedeutung zu 92 % auf T und zu 8 % auf ANI, was besagt, daß der österreichische Landwirt die Düngermenge sehr genau auf die verwendeten Sommergerstensorten abstimmt.

Aufgrund des Prognosemodells zeichnet sich für die Sommergerste hinsichtlich der Witterung folgendes Bedarfsprofil ab: Tiefe Temperaturen im Winter wirken sich günstig aus. Sinkt die tiefste Lufttemperatur im Winter um 1°C unter den langjährigen Durchschnitt, so steigt der zu erwartende Hektarertrag um 2 kg. Eine Wirkung der Winterniederschläge konnte jedoch, wie auch von *Reichard* und *Putz*, nicht nachgewiesen werden.

Ein mäßig warmer März mit geringer Luftfeuchtigkeit verlängert die Bestellungszeit und sichert einen frühen Anbau. Im vorliegenden Modell wirkte die Abweichung von der langjährigen durchschnittlichen Höchsttemperatur im März ungünstig; sie senkte den Ertrag der Sommergerste in Österreich um 8 kg/ha je Grad. 1 % höhere Luftfeuchtigkeit im März verminderte den Ertrag um 7 kg/ha.

Die Jugendentwicklung wird durch höhere Temperaturen (siehe *Reichard* und *Putz*) und geringe Luftfeuchtigkeit im April gefördert. Lag die Tiefsttemperatur um 1° höher als im Durchschnitt, so nahm der Ertrag um 29 kg/ha zu. Ebenso nahm er um 15 kg/ha zu, wenn die relative Luftfeuchtigkeit um 1 % niedriger war als normal.

Vor und während des Ährenschiebens wirken sowohl Trockenheit als auch übermäßige Feuchtigkeit nachteilig auf den Ertrag der Sommergerste. Nach diesem Prognosemodell verlangt sie nicht

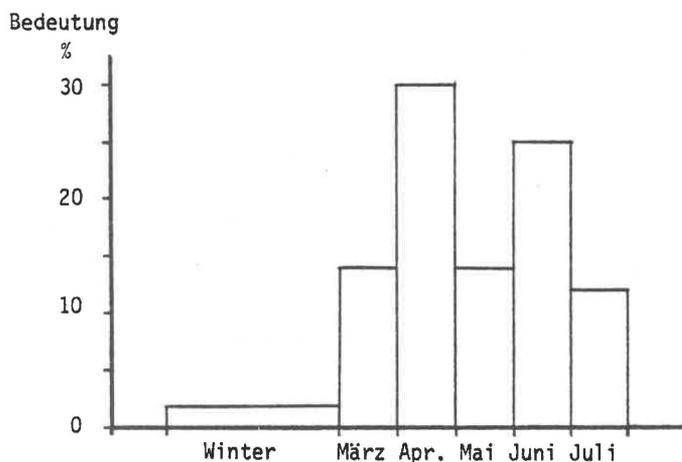
eine geringe, sondern eine durchschnittliche relative Luftfeuchtigkeit im Mai; eine Abweichung von 1 % vom langjährigen Durchschnitt hat einen negativen Einfluß auf den Ertrag, und zwar in der Höhe von 12 kg/ha. Positiv wirkt ein sonnenreicher Mai, und zwar mit einer Ertragssteigerung von 0,7 kg/ha bei Verlängerung der Sonnenscheindauer je Stunde.

Auch eine Stunde zusätzlicher Sonnenschein im Juni steigert den Ertrag um 0,6 kg/ha. Außerdem zeigt sich ein geringer Wasserbedarf der Sommergerste im Juni. *Reichard* und *Putz* stellten in ihrer Arbeit fest, daß selbst im trockenen Fuchsenbigl Trockenheit im Juni ohne größere Ertragseinbußen vertragen wurde; ergiebige Niederschläge im Feuchtgebiet Grabenegg schlossen höhere Erträge völlig aus. Im österreichischen Durchschnitt führte 1 mm Niederschlag mehr im Juni zu einer Ertragsminderung von 1,4 kg/ha.

Der Erntemonat Juli soll für alle Getreidearten warm und trocken sein. Um 12 kg/ha steigt der Ertrag pro Grad höherer Tiefsttemperatur und um 0,7 kg/ha pro Millimeter weniger Niederschlag.

Die Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten der Vegetationszeit wurde wieder aus dem Beta-Koeffizienten abgeleitet. In Tabelle 16 sind die Erklärungswerte in % für die einzelnen Modelle zusammengefaßt und in Abb.20 graphisch dargestellt. Den stärksten Einfluß auf den Hektarertrag der Sommergerste übt die Witterung im April aus. Wichtig ist auch der Witterungsverlauf im Juni. Die Witterung im März, Mai und Juli hat ungefähr den gleichen Einfluß. Der Witterungsverlauf vor dem Anbau spielt dagegen kaum eine Rolle.

Abb.20: Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag der Sommergerste



### 6.3.4 Spätkartoffeln

Das Prognosemodell für den Hektarertrag von Spätkartoffeln in Österreich setzt sich nicht aus dem aus Kapitel 6.1.4 bekannten Basismodell und einer Kombination der in Kapitel 6.2.4 beschriebenen Witterungsmodelle zusammen, weil damit nicht die erwartete Schätzgenauigkeit erreicht wurde. Wie für die Sommergerste wurden deshalb auch für die Spätkartoffeln zwei Modelle geschätzt. Ein Unterschied zu den Sommergerstenmodellen ergibt sich durch die Beibehaltung der Düngervariablen NI in den Spätkartoffelmodellen.

Die Schätzung des Wärmemodells ergab:

$$\begin{aligned}
 Y &= 169,3570 - 26,5165 D + 1,4130 T + 0,6117 NI \\
 &\quad (48,592) \quad (16,067) \quad (1,183) \quad (0,533) \\
 &- 0,7037 HT_{12-2} + 2,4875 HT_3 + 1,8127 HT_4 + 3,8389 HT_5 \\
 &\quad (0,459) \quad (1,046) \quad (1,413) \quad (1,770) \\
 &- 4,8890 | HT_6 | + 7,4825 HT_7 + 1,6275 HT_8 \\
 &\quad (2,930) \quad (1,564) \quad (1,296) \\
 &- 0,1959 | SSD_9 | + 3,7202 HT_{10} + U \\
 &\quad (0,164) \quad (1,133) \\
 \bar{r}^2 &= 0,900 \quad s = 13,40 \quad v = 6,25
 \end{aligned}$$

Die Regressionsgleichung für das Feuchtigkeitsmodell lautet:

$$\begin{aligned}
 Y &= 152,3820 - 1,7750 D + 3,7219 T + 0,2028 NI \\
 &\quad (52,476) \quad (18,481) \quad (1,015) \quad (0,532) \\
 &- 0,0892 NS_{12-2} + 3,5804 WGS_3 - 0,1590 NS_4 - 0,3876 NS_5 \\
 &\quad (0,101) \quad (3,621) \quad (0,126) \quad (0,073) \\
 &- 0,1230 NS_6 - 1,4918 RLF_7 + 1,4056 RLF_8 \\
 &\quad (0,056) \quad (0,974) \quad (0,773) \\
 &- 0,1875 | NS_9 | - 0,1619 NS_{10} + U \\
 &\quad (0,159) \quad (0,081) \\
 \bar{r}^2 &= 0,912 \quad s = 12,58 \quad v = 5,87
 \end{aligned}$$

Die Wichtung der beiden Modelle erfolgte aufgrund ihrer Varianzen und Kovarianzen nach Formel (31) und ergab folgende

Wichtungsfaktoren für die Modelle:

Wärme	0,4649
Feuchtigkeit	0,5351

Die Koeffizienten des Prognosemodells für den Hektarertrag von Spätkartoffeln in Österreich zeigt Tabelle 17. Das Modell erklärt die Variabilität der abhängigen Variablen zu 97 %. Zwei Drittel der nachträglich berechneten Erträge liegen nicht weiter als 984 kg vom ausgewiesenen Ertrag entfernt; das entspricht einem Variationskoeffizienten von  $\pm 4,6$  %.

TABELLE 17: Prognosemodell für den Hektarertrag von Spätkartoffeln in Österreich

Basisvariable	Bedeutung in %	Koeff.	
Konst.		160,2737	
D		-13,2773	
T	69	2,6485	
NI	31	0,3929	
Zeit	Bedeutung in %	Wärme	Feuchtigkeit
Winter	7	-0,3272 HT	-0,0477 NS
März	8	1,1564 HT	1,9159 WGS
April	8	0,8427 HT	-0,0851 NS
Mai	19	1,7847 HT	-0,2074 NS
Juni	10	-2,2729 HT*	-0,0658 NS
Juli	18	3,4786 HT	-0,7983 RLF
August	9	0,7566 HT	0,7521 RLF
September	7	-0,0911 SSD*	-0,1003 NS*
Oktober	14	1,7295 HT	-0,0866 NS

\*Witterungsvariable absolut

$$r^2 = 0,972 \quad s = 9,84 \quad v = 4,59$$

Mit Hilfe der Beta-Koeffizienten läßt sich feststellen, wieviel die unabhängigen Variablen zur Erklärung der gesamten erklärten Variabilität beitragen. Der Beitrag der Basisvariablen T und NI verhält sich wie 69 zu 31. Insgesamt errechnet sich seit 1950 ein jährlicher Hektarertragszuwachs der Spätkartoffeln von 384 kg. Dieses Ergebnis liegt um 22 kg unter den Schätzungen von *Binder*, *Ortner* und *Schewczik* (S.40) für Kar-

toffeln in Österreich, um 31 kg unter den Schätzungen von *Litzka* (S.96) für mittelfrühe und späte Kartoffeln und um 16 kg unter den Ergebnissen von *Reiner* (S.674) für Spätkartoffeln in der BRD.

Die Wirkung der Witterung auf den österreichischen Hektarertrag der Spätkartoffeln kommt durch die Koeffizienten der Witterungsvariablen im Prognosemodell zum Ausdruck.

Die Höchsttemperatur im Winter soll niedrig sein, denn 1°C Zunahme senkt den Spätkartoffelertrag um 33 kg/ha. Die Höhe der Niederschläge im Winter ist für die Spätkartoffeln wenig ausschlaggebend: pro mm Niederschlag mehr sinkt ihr Ertrag um 5 kg/ha. Bei *Reichard* und *Putz* hatte die Winterfeuchtigkeit ebenfalls nur einen schwachen Einfluß auf den Ertrag der mittelfrühen Sorten in Fuchsenbigl.

März und April sollen warm sein, um den Boden zu trocknen und Bodenbearbeitung und Anbau zu erleichtern. Eine um 1°C höhere Höchsttemperatur im März bedeutete einen Mehrertrag von 116 kg und eine solche im April von 84 kg/ha. Nahm die durchschnittliche Windgeschwindigkeit im März um 1 m/sec zu, so war eine positive Ertragsbeeinflussung von 192 kg/ha festzustellen. Dagegen waren erhöhte Niederschläge im April je mm mit Mindererträgen von 6 kg/ha verbunden.

Nach *Klapp* (S.481, 482) benötigen die Kartoffeln für die Keimung und den Aufgang mindestens 8-10°C und kein oder nur wenig Wasser. Die Durchschnittstemperatur des April in Wien liegt bei 10°C. Temperaturen darüber müssen daher positiv auf den Ertrag wirken (die mittlere und die im Modell berücksichtigte höchste Lufttemperatur sind im April mit 0,57 stark korreliert). Dagegen beeinträchtigen höhere Niederschläge durch Verschlemmung und Verkrustung des Bodens die Entwicklung der Kartoffeln stark.

*Reichard* und *Putz* fanden auch einen negativen Zusammenhang der April- und Mainiederschläge mit dem Ertrag der Kartoffeln. Vor allem der Mai stellt für die Ertragsbildung einen entscheidenden Entwicklungsabschnitt dar. Der Knollenansatz wird durch hohe Niederschläge in diesem Monat beeinträchtigt; 1 mm mehr Niederschlag bewirkte eine Ertragseinbuße von 21 kg/ha in Österreich. Auch höhere Temperaturen im Mai wirken sehr positiv und führten je Grad zu einem Mehrertrag von 178 kg/ha.

Die Witterung in den Sommermonaten wirkt auf die Spätkartoffeln unterschiedlich. Im Juni bedeutete die Abweichung von der langjährigen durchschnittlichen höchsten Lufttemperatur um  $\pm 1^{\circ}\text{C}$

Hektarertragsverluste von 227 kg und 1 mm mehr Niederschlag einen Minderertrag von 7 kg. Im Juli und August brachte eine Abweichung der höchsten Lufttemperatur je + 1°C 348 kg bzw. 76 kg Mehrertrag/ha. Der Einfluß der relativen Luftfeuchtigkeit auf den Hektarertrag der Spätkartoffeln betrug bei einer Zunahme um 1 % im Juli minus 80 kg und im August plus 75 kg/ha.

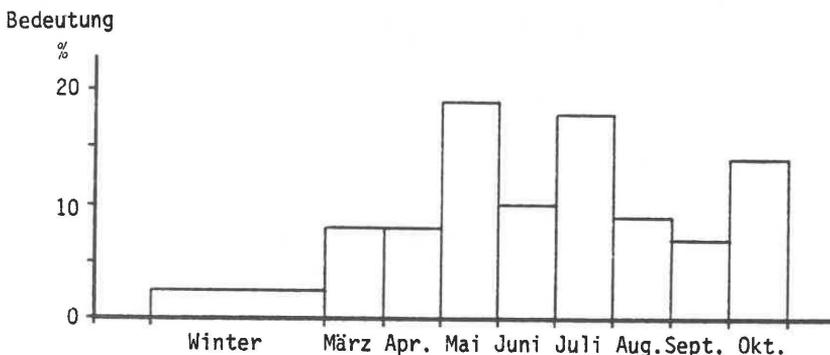
Die ermittelten Koeffizienten für den Monat September besagen, daß die Spätkartoffeln einen durchschnittlich sonnigen und durchschnittlich feuchten September lieben. Abweichungen von den Durchschnittswerten um eine Einheit bewirkten Ertragseinbußen von 9 kg für die Sonnenscheindauer und von 10 kg für den Niederschlag. Nach *Klapp* (S.481) ist reichliche, aber nicht übermäßige Wasserversorgung ab der Blüte für das Knollengewicht und damit für den Ertrag entscheidend. Spätere Sorten können die Herbstwitterung noch gut ausnutzen und damit Sommerschäden ausgleichen.

Der Erntemonat Oktober soll warm und trocken sein. Die maschinelle Ernte verlangt befahrbare Felder. Mit höherer Höchsttemperatur und geringerem Niederschlag stieg der Spätkartoffelertrag je Einheit um 173 kg/ha bzw. 9 kg/ha.

Die Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten der Voraison und der Vegetationszeit für den Hektarertrag der Spätkartoffeln wurde wieder aus dem Beta-Koeffizienten abgeleitet. In Tabelle 17 sind die Erklärungswerte in % für die einzelnen Modelle zusammengefaßt und in Abb.21 graphisch dargestellt. Entscheidend für den Hektarertrag der Spätkartoffeln waren die Monate Mai und Juli. Wichtig war außerdem die Witterung im Oktober für die Ernte.

Von der Witterung in den übrigen Monaten wurde der Ertrag nicht so sehr, aber doch merklich beeinflusst.

Abb.21: Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag der Spätkartoffeln



### 6.3.5 Körnermais

Als Prognosemodell für den Hektarertrag von Körnermais wurden nicht das Basismodell des Kapitels 6.1.5 und die Kombination der Witterungsmodelle des Kapitels 6.2.5 verwendet, sondern ein Modell, das sich bei der Prognose 1976 sehr gut bewährte. Wir übernahmen dieses Modell und schätzten die Koeffizienten neuerlich mit der zusätzlichen Beobachtung von 1976.

In Tabelle 18 werden die Koeffizienten des Prognosemodells für den Hektarertrag von Körnermais in Österreich zusammengefaßt. Das Modell erklärt die Variabilität der österreichischen Körnermais-Hektarerträge zu 98 %. Zirka 67 % der nachträglich berechneten Erträge liegen nicht weiter als 245 kg vom geernteten Ertrag entfernt. Von den Daten für die Witterung sind im Modell mit einer einzigen Ausnahme die Werte der mittleren Temperaturen vertreten.

Infolge simultaner Schätzung unterscheiden sich die für die Basis- und Witterungsvariablen gefundenen Koeffizienten von jenen, die in den Kapiteln 6.1.5 und 6.2.5 vorgestellt wurden. Für Trend und Stickstoffdüngerindex wurden die Werte 1,27 bzw. 0,2393 gefunden. Diese Koeffizienten in Verbindung mit der Konstanten besagen: Der Hektarertrag von Körnermais lag 1950 durch die natürlichen Voraussetzungen (Boden und Klima) und bei einer Düngermenge, wie sie im Jahr 1966 verabreicht wurde, bei 2.678 kg/ha, die technischen Fortschritte brachten einen jährlichen Ertragszuwachs von 127 kg und die Düngung erhöhte den Hektarertrag pro Stickstoffdüngerindexpunkt um 24 kg.

Der Hektarertragszuwachs insgesamt war zu 64 % auf den Trend und zu 36 % auf die Düngung zurückzuführen. Er betrug im Beobachtungszeitraum 1950 bis 1976 jährlich 198 kg/ha. Dieses Ergebnis liegt weit über der Schätzung von *Reiner* (S.674) und etwas über der von *Bunnies* (S.95). Sie schätzten den jährlichen Ertragszuwachs von Körnermais in der BRD auf 130 bzw. 162 kg/ha. *Reiner's* Schätzung der gesamten Steigerung entspricht damit einem Wert, der in Österreich allein durch technische Fortschritte erreicht werden konnte.

Der Körnermais gedeiht offenbar am besten nach einem warmen Winter und einem kühleren März; bleibt die mittlere Temperatur in diesen Zeitabschnitten um 1°C unter dem langjährigen Durchschnitt, so hat dies eine Ertragseinbuße von 21 kg/ha bzw. eine Ertragserhöhung von 29 kg/ha zur Folge.

TABELLE 18: Prognosemodell für den Hektarertrag von Körnermais in Österreich

Basisvariable	Bedeutung in %	Koeff.
Konst.		2,8548
T	64	1,2700
NI	36	0,2393
Zeit	Bedeutung in %	MT
Winter	8	0,2139
März	5	-0,2932
April	9	1,0198
Mai	10	1,1199
Juni	15	2,0083
Juli	12	0,4643*
August	15	1,9846
September	12	1,4557
Oktober	14	1,4647

\* RLF

$$r^2 = 0,985 \quad s = 2,45 \quad v = 5,86$$

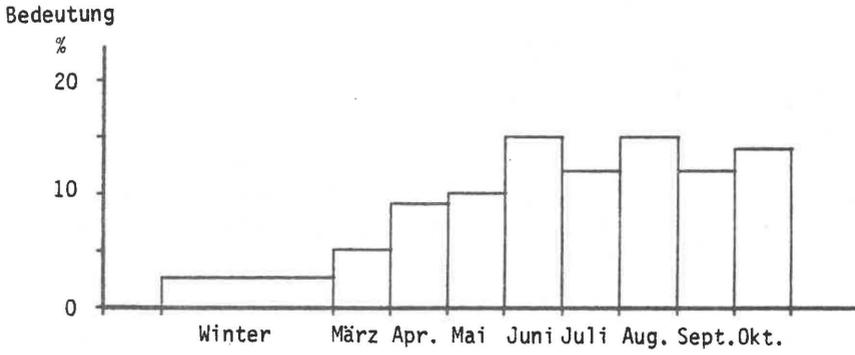
Die Keimtemperatur des Körnermaises beträgt mindestens 8-10°C (Klapp, S.424). So zeigte sich ein günstiger Einfluß, wenn die mittlere Temperatur im Anbaumonat April über dem langjährigen Durchschnitt von 10,33°C lag: je Grad höherer Mitteltemperatur ergab sich ein Mehrertrag von 102 kg/ha. Auch während der Jugendentwicklung waren höhere Temperaturen günstig. Im Mai bzw. Juni erhöhte mittlere Temperatur führte zu einer Steigerung des Körnermais-Hektarertrages um 112 bzw. 201 kg/ha je Grad. Die günstige Ertragsbeeinflussung durch einen warmen Frühling stimmt auch mit den von *Brower* genannten Anforderungen überein: "Die Entwicklung von der Saat bis zur Blüte ist günstig, wenn sie rasch fortschreitet, weil hierdurch die Reife vorverlegt wird. Ein um 2 Tage früherer Blühbeginn läßt den Mais 1 Tag zeitiger reifen. Je niedriger die Temperatur in dieser Periode, desto langsamer ist die Jugendentwicklung. Steigende Temperaturen erhöhen dementsprechend den Kornertrag." *Schuster* et al. berechneten einen Korrelationskoeffizienten zwischen der Vegetationsdauer und dem Kornertrag von -0,51.

Im Juli bevorzugt Körnermais feuchte Witterung, denn warmes trockenes Wetter erhöht die Atmung und führt zur Energievergeudung. Eine um 1 % höhere Luftfeuchtigkeit im Juli verbesserte den Hektarertrag des Körnermaises um 46 kg. Nach *Brower* ist reichlicher Regen von Beginn bis kurz nach Ende der Blüte eine Voraussetzung für gute Ernten, weil vom Fahnschieben bis zur Milchreife ein hoher Wasserbedarf besteht. Dabei sollte die Temperatur im Juli möglichst bei 18°C und darüber liegen. Die relative Luftfeuchtigkeit im Juli war mit dem Niederschlag positiv (0,66), und mit der mittleren Temperatur negativ (-0,56) korreliert. Sie stellt damit eine Variable dar, die sowohl den Niederschlag als auch die mittlere Temperatur im Modell repräsentieren kann.

Die Temperatur trägt in den weiteren Monaten der Vegetationszeit zur Ausbildung des Korns bei. Nach *Brower* sollte sie im August mindestens 18°C und im September mindestens 15°C betragen und im Oktober über 9°C liegen. Die langjährigen Durchschnittswerte in Wien stimmen mit 19,18° im August, 15,37° im September und 9,84°C im Oktober mit diesen Anforderungen fast genau überein. Eine Witterung mit einer um 1°C höheren mittleren Temperatur im August brachte einen Mehrertrag an Körnermais von 198 kg/ha, im September und Oktober einen solchen von 146 kg.

Mit den Beta-Koeffizienten kann die Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für die Ertragsbildung geschätzt werden. Sie ist der Tabelle 18 zu entnehmen und wird in Abb.22 graphisch dargestellt. Im Juni, August und Oktober kann demnach die Witterung den Körnermaisertrag am stärksten ändern. Der Anteil von Juni und August beträgt jeweils 15 % und jener des Oktobers 14 % der durch den Witterungsverlauf erklärbaren Variabilität. Die Werte für die restlichen Monate schwanken zwischen 8 und 12 %, der März fällt mit 5 % stärker ab. Damit zeigt sich eine verhältnismäßig ausgeglichene Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten der Vegetationsperiode.

Abb.22: Bedeutung der Witterung in den einzelnen Monaten für den Hektarertrag des Körnermaises



## 7 BEURTEILUNG

### 7.1 Die ex-post-Prognosen

Wie genau die Vorausschätzungen der einzelnen Prognosemodelle sind, läßt sich zunächst an den ex-post-Prognosen für die Jahre der Referenzzeit beurteilen. Eine Möglichkeit der Beurteilung ist, daß die prognostizierten und die tatsächlichen Erträge, nach (45) transformiert, in ein Prognose-Realisationsdiagramm (s. Abb. 5) eingetragen werden. Die Verteilung der Punkte auf die verschiedenen Sektoren des Diagramms veranschaulicht die Prognoseeigenschaften des jeweiligen Modells. Prognose-Realisationsdiagramme der Prognosemodelle für Winterweizen, Winterroggen, Sommergerste, Spätkartoffeln und Körnermais werden in den Abbildungen 23 bis 27 gezeigt. Im folgenden werden nur die ex-post-Prognosen besprochen.

Beim Winterweizen wurden die Erträge in den Jahren 1964, 1966, 1969, 1971 und 1975 fast perfekt vorausgeschätzt. Bemerkenswert ist die Tatsache, daß in vier von diesen fünf Jahren die Ertragsfeststellung mittels Besonderer Ernteermittlung erfolgte. Eine richtige Messung der Erträge ist also Voraussetzung dafür, daß die Prognosen zutreffen. Für die Jahre 1956 und 1959 wurde eine Abnahme bzw. Zunahme des Ertrags gegenüber dem Vorjahr vorausgesagt, während in Wirklichkeit das Gegenteil der Fall war. Besonders hohe Ertragszunahmen wurden 1955, 1960 und 1976 verzeichnet, von denen letztere am besten vorausgeschätzt wurde. Die stärksten Abnahmen waren in den Jahren 1954 und 1975 zu verzeichnen.

Beim Winterroggen waren die Ertragsschwankungen nicht so ausgeprägt wie beim Winterweizen. Das Prognose-Realisationsdiagramm zeigt, daß 1960, 1968 und 1969 perfekte Prognosen gelangten, und daß 1952 und 1974 eine falsche Richtung der Ertragsänderung vorausgesagt wurde. Die stärkste Ertragssteigerung des Winterroggens fiel mit dem Jahr der Einführung der Besonderer Ernteermittlung beim Winterweizen, 1966, zusammen. Die größte Abnahme war 1959 zu verzeichnen.

Das Prognose-Realisationsdiagramm für die Sommergerste zeigt vor allem ein Überwiegen der Ertragszunahmen mit nur einer starken Abnahme im Jahr 1975. 1976 wurde dann die höchste Ertragssteigerung der Referenzzeit erzielt, aber auch 1960 und 1966 waren die Ertragszunahmen ungewöhnlich hoch. Eine falsche Richtung der Ertragsänderung wurde für 1964 und 1957 prognostiziert; allerdings war die Prognose für 1957 ziemlich genau.

Perfekte Prognosen gab es für die Erträge in den Jahren 1953, 1964 und 1973.

Bei den Spätkartoffeln halten sich Über- und Unterschätzungen der Ertragsänderungen ziemlich die Waage. Viele Vorausschätzungen liegen sehr nahe der Linie perfekter Prognosen, so vor allem jene für die Jahre 1953, 1958 und 1970. Die größte Ertragszunahme gegenüber dem Vorjahr gab es 1957, die geringste im Jahr 1965. Zweimal wurde eine falsche Richtung der Änderung vorausgeschätzt, und zwar für 1962 und 1964. Die ex-post-Prognosen für die siebziger Jahre, ausgenommen 1975, waren sehr genau.

Die drei Wendepunktfehler, die bei der Vorausschätzung des Hektarertrags von Körnermais in den Jahren 1955, 1967 und 1970 gemacht wurden, sind von geringer Bedeutung, wenn man bedenkt, wie weit diese Prognosen von den erzielten Erträgen abweichen. Nahezu exakte Prognosen wurden für die Jahre 1974 und 1975 gestellt. Auch für den Körnermais war der Witterungsverlauf im Jahr 1966 extrem günstig und führte zur maximalen Ertragszunahme in der Referenzzeit. Die stärkste Abnahme war von 1961 auf 1962 zu verzeichnen.

Für alle Prognosemodelle läßt sich feststellen, daß die Ertragsänderungen von einem Jahr auf das nächste häufiger unter als überschätzt wurden. Am deutlichsten war dies beim Modell für die Sommergerste der Fall, wo sich die Unter- und Überschätzungen der Änderungen wie 18:3 verhielten. Fast ausgewogen war das Verhältnis bei den Modellen für Spätkartoffeln und Körnermais mit 13:11 bzw. 13:10. Bei den einzelnen Fruchtarten traten je zwei Wendepunktfehler auf, nur beim Körnermaismodell drei. Je zwei perfekte Prognosen gab es für den Hektarertrag des Winterweizens und der Sommergerste. Auch der Winterroggen wurde einmal in der Referenzzeit exakt vorausgeschätzt. Tabelle 19 gibt einen zusammenfassenden Überblick über die Verteilung der ex-post-Prognosen im Prognose-Realisationsdiagramm.

TABELLE 19: Verteilung der ex-post-Prognosen im Prognose-Realisationsdiagramm

Ackerfrucht	Wendepunktfehler	Unterschätzung d.Änderung	Überschätzung d.Änderung	Perfekte Prognosen
Winterweizen	2	15	6	2
Winterroggen	2	17	5	1
Sommergerste	2	18	3	2
Spätkartoffeln	2	13	11	0
Körnermais	3	13	10	0

Abb.23: Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Winterweizenmodells

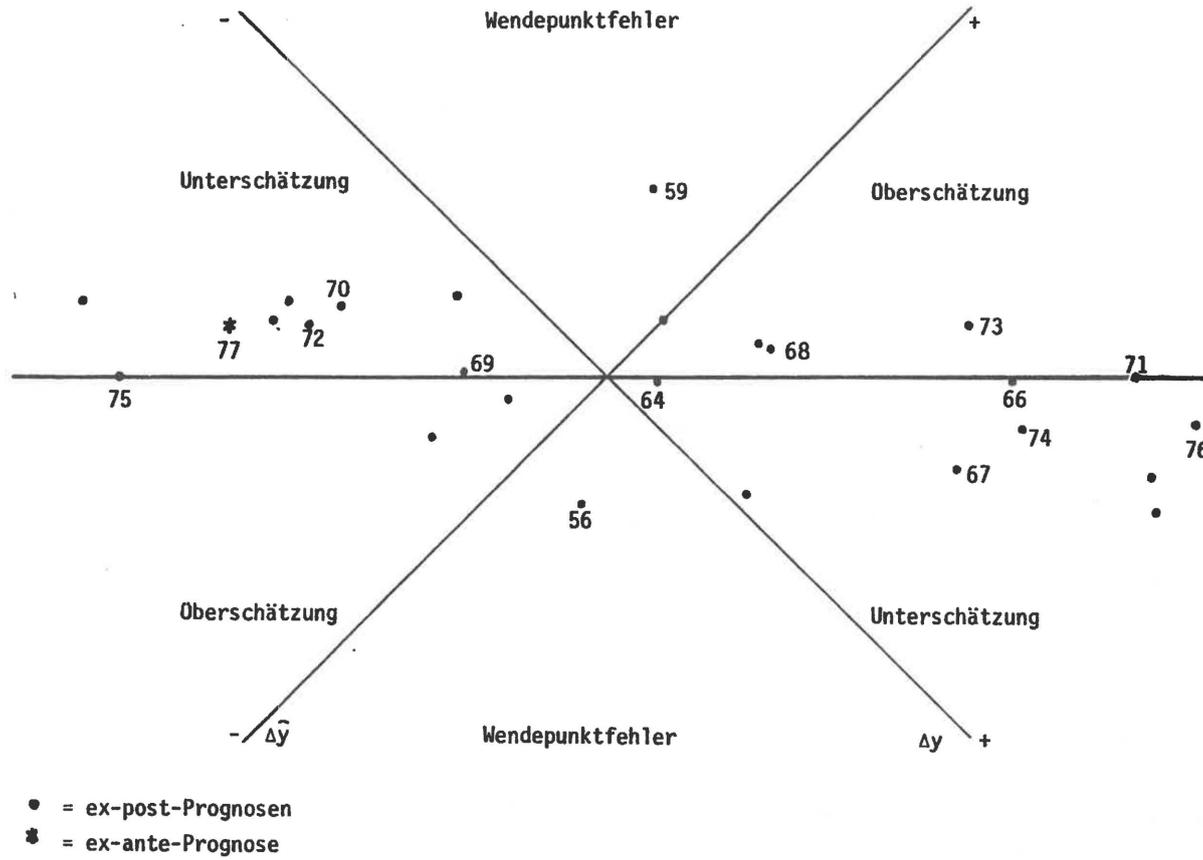
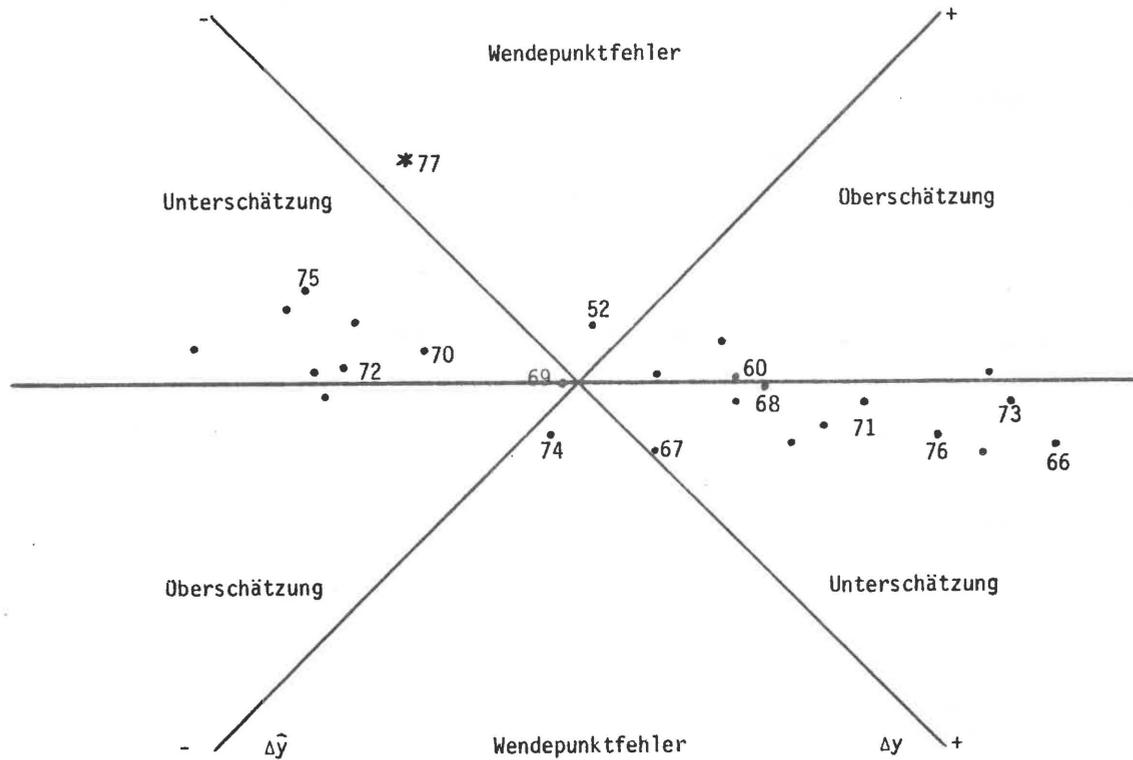


Abb.24: Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Winterroggenmodells



- = ex-post-Prognosen
- \* = ex-ante-Prognose

Abb.25: Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Sommergerstenmodells

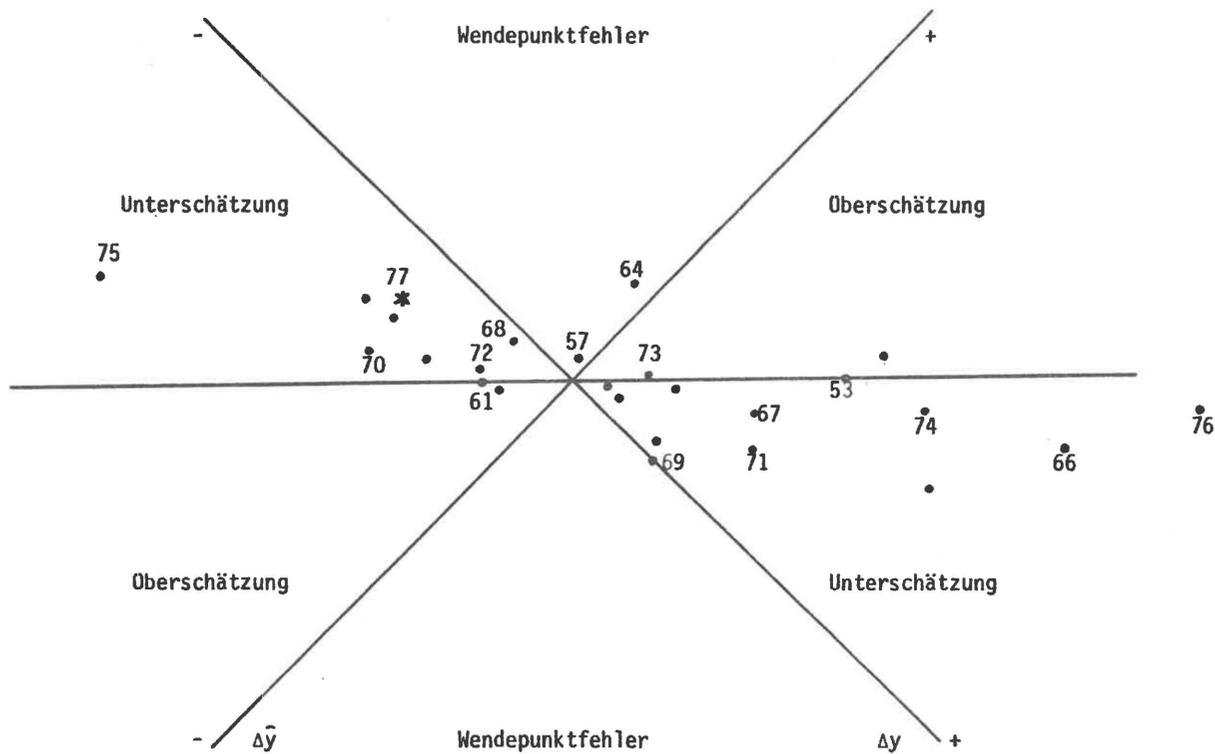
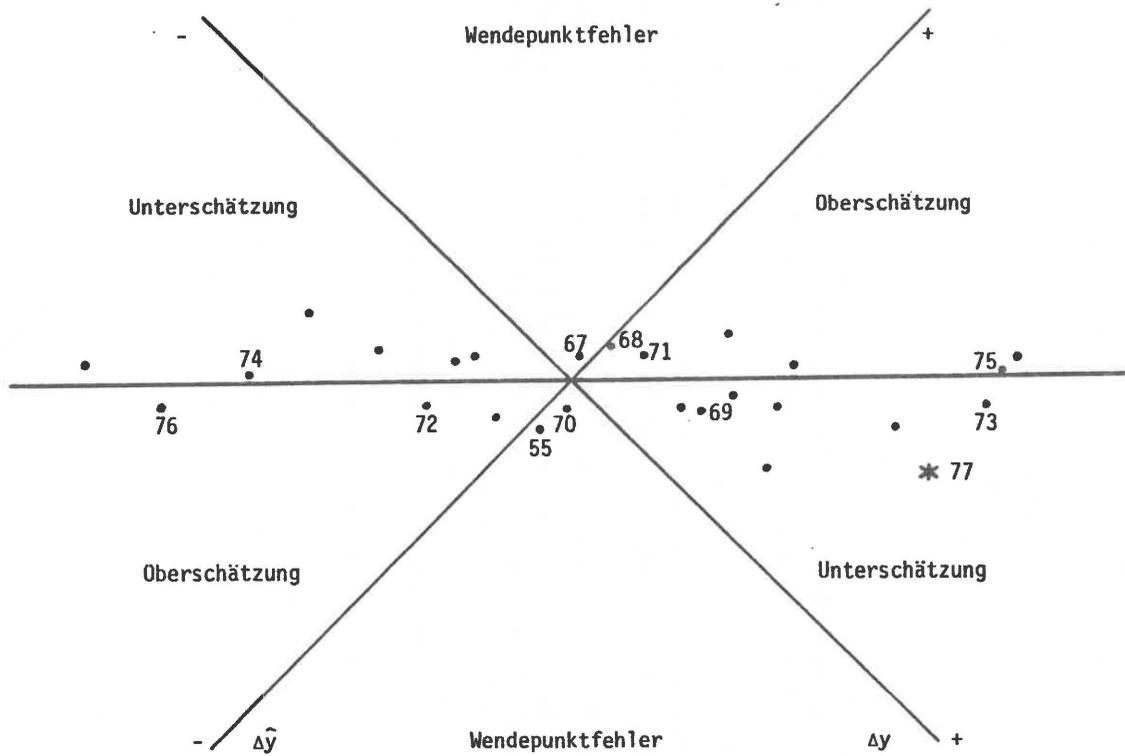




Abb.27: Prognose-Realisationsdiagramm für die Prognosen des Körnermaismodells



• = ex-post-Prognosen  
 \* = ex-ante-Prognose

Die optische Information, die ein Prognose-Realisationsdiagramm geben kann, ist im Ungleichheitskoeffizienten  $u_2$  von *Theil* (46) komprimiert enthalten. Dieser reiht ein Prognosemodell auf der Skala: 0 bei perfekten, 1 bei naiven und unendlich bei völlig sinnlosen Prognosen ein. Eine naive Prognose ist die Extrapolation des letzten beobachteten Wertes in die Zukunft.

Ungleichheitskoeffizienten wurden für die gesamte Referenzperiode (1950 bzw. 1951 bis 1976), den Zeitraum seit Einführung der Besonderen Ernteermittlung beim Winterweizen (1966 bis 1976) und die letzten sechs Jahre der Referenzperiode (1971 bis 1976) berechnet. Damit soll verglichen werden, ob die Erträge der letzten Jahre, die durch die Besondere Ernteermittlung mit höherer Genauigkeit erhoben wurden, auch besser vorausgeschätzt werden konnten.

Da alle gefundenen  $u_2$  weit unter 1 liegen, sind die Schätzungen mit den Prognosemodellen erheblich besser als naive Prognosen. Die Wurzeln aus den mittleren quadrierten Prognosefehlern liegen bei 10-40 % derer von naiven Prognosen. Die Tabelle 20 zeigt die  $u_2$  der Modelle innerhalb der verschiedenen Zeiträume.

Bei Winterweizen, Sommergerste und Körnermais wurden die Voraus-schätzungen der Erträge in den letzten Jahren der Referenzperiode deutlich besser. Der Ungleichheitskoeffizient sank bei Winterweizen von 0,40 auf 0,19, wenn nur die ex-post-Prognosen der Jahre 1971 bis 1976 berücksichtigt wurden. Bei Sommergerste fand eine Verbesserung von 0,37 auf 0,24 und bei Körnermais von 0,26 auf 0,10 statt. Hingegen waren die Schätzungen mit den Modellen für Winterroggen und Spätkartoffeln in den letzten Jahren nicht genauer als in der ganzen Referenzperiode.

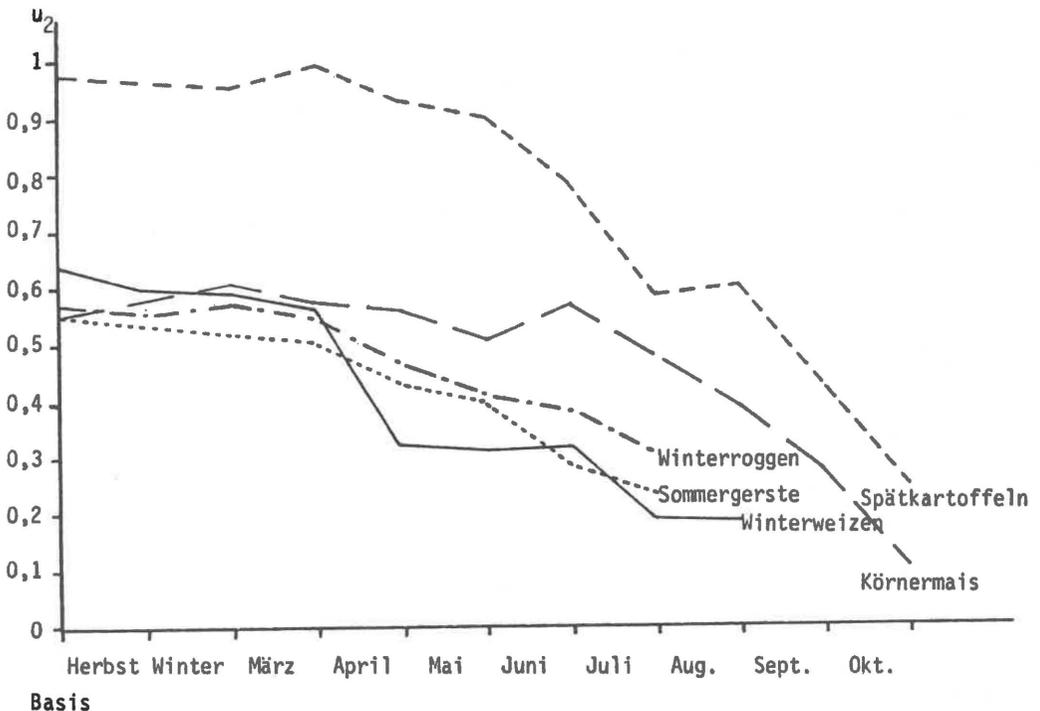
TABELLE 20: Ungleichheitskoeffizienten  $u_2$  von *Theil* für die ex-post-Prognosen

Prognosemodell	ex-post-Prognosen von... bis...		
	1951-76	1966-76	1971-76
Winterweizen	0,4040	0,2367	0,1907
Winterroggen	0,3079	0,3330	0,3236
Sommergerste	0,3739	0,3189	0,2448
Spätkartoffeln	0,2553 <sup>+) )</sup>	0,2213	0,2473
Körnermais	0,2591 <sup>+) )</sup>	0,1765	0,1061

+) 1950-76

Bisher wurde die Prognosegenauigkeit nur an den Prognosen, die nach Ablauf der Vegetationszeit der jeweiligen Fruchtart gestellt wurden (endgültige Prognosen) beurteilt. Daneben sind auch die Vorausschätzungen interessant, die während der Vegetationszeit unter der Bedingung gemacht werden, daß der Witterungsverlauf von da an bis zur Ernte "normal" ist. Sie zeigen, wie sich die Genauigkeit der Prognosen mit fortschreitender Entwicklung der Ackerfrüchte verbessert. Diese Entwicklung läßt sich dadurch simulieren, daß, ausgehend von der Basis-schätzung, in der nur die Variablen Trend und Stickstoffdüngerindex berücksichtigt werden, mehr und mehr Witterungsvariable zur Prognose herangezogen werden.

Abb.28: Der Verlauf der Ungleichheitskoeffizienten  $u_2$  der fünf Ackerfruchtmodelle während der Vorsaison und der Vegetationszeit (Endpunkte weisen die unter 1971-76 oder Tab.20 angegebenen Werte auf)



Im Verlauf der Vorsaison und der Vegetationszeit verschiebt sich der Schätzwert für den Ertrag, wenn die realisierten Werte der Witterungsvariablen von ihren Erwartungswerten abweichen.

Die ex-post-Prognosen für die Jahre 1971 bis 1976 (siehe Tabelle A 9) zeigen, daß die Schätzwerte im Verlauf der Vegetationsperiode an Genauigkeit gewinnen. Dies zeigen auch die Ungleichheitskoeffizienten  $u_2$ , deren Verlauf in Abb.28 dargestellt wurde. Bei den Vorausschätzungen des Winterweizen-Hektarertrages trat eine sprunghafte Verbesserung des  $u_2$  von 0,56 auf 0,32 ein, sobald die Witterung des April bekannt wurde. Ein ähnlich gravierender Sprung von 0,32 auf 0,19 war bei Kenntnis der Witterung bis einschließlich Juli festzustellen.

Beim Winterroggen verminderte sich der Ungleichheitskoeffizient, ähnlich wie bei der Sommergerste, mit fortschreitender Vegetationsdauer ziemlich gleichmäßig. Während die Berücksichtigung der Witterung bis März kaum eine Verbesserung der Prognosegenauigkeit gegenüber der Basissschätzung brachte, fiel  $u_2$  in der Folge von 0,55 auf 0,32. Die Genauigkeit des Winterweizenmodells (0,19) wurde jedoch von diesem Modell bei weitem nicht erreicht.

Die Vorausschätzungen des Hektarertrags der Sommergerste wurden kontinuierlich besser, je näher der Erntezeitpunkt heranrückte. Anders als beim Winterweizen, wo schon nach dem April eine Prognose mit beachtlicher Genauigkeit möglich war, konnte eine solche bei der Sommergerste erst unter Berücksichtigung der Juniwitterung erzielt werden. Die Qualität der endgültigen ex-post-Prognosen des Sommergersten-Hektarertrags kommt mit einem  $u_2$  von 0,24 jener des Winterweizens nahe.

Am Spätkartoffelmodell ist auffallend, daß seine Schätzung des Basisertrages sich kaum von einer naiven Prognose unterscheidet. Eine Verfälschung der geschätzten Koeffizienten der Basisvariablen durch Multikollinearität oder Heteroskedastizität könnte die Ursache dieser ungenügenden Schätzgenauigkeit sein. Unter diesen Umständen wären auch die Koeffizienten der Witterungsvariablen des Modells verfälscht. Die Vorausschätzungen verbesserten sich erst mit den Witterungsdaten bis Juni und Juli sowie September und Oktober, und zwar sprunghaft.

Die Ergebnisse der Schätzungen mit dem Körnermaismodell lagen, solange die Witterung des Juli noch nicht bekannt war, im  $u_2$ -Bereich zwischen 0,5 und 0,6. Von diesem Vegetationszeitpunkt an bis zur Ernte hin verbesserte sich die Qualität der ex-post-Prognosen radikal und gleichmäßig: Der Ungleichheitskoeffizient

sank in dieser Zeitspanne von 0,57 auf 0,11, den niedrigsten Wert aller Prognosemodelle.

### 7.2 Die ex-ante-Prognosen 1977

Ex-ante-Prognosen sind ein besseres Indiz für die Zuverlässigkeit eines Prognosemodells, weil die vorauszuschätzenden Werte nicht zu jener Stichprobe von Beobachtungen gehören, auf denen die Koeffizienten des Modells beruhen. Vorerst konnten solche Prognosen nur für 1977 gestellt werden. Zur Beurteilung ihrer Treffsicherheit wurden in Tabelle 21 die ex-ante geschätzten Erträge dem Ergebnis der Besonderen Ernteermittlung gegenübergestellt. Die Genauigkeit der Vorausschätzungen für den Winterweizen, die Sommergerste und den Körnermais war zufriedenstellend, denn die Unterschiede zum Ergebnis der Besonderen Ernteermittlung betragen bei Winterweizen nur 3,7 %, bei Sommergerste 5,2 % und bei Körnermais 6,9 %.

Dagegen wichen die prognostizierten Erträge des Winterroggens und der Spätkartoffeln mit 18,2 % bzw. 27,4 % weit von den tatsächlichen Erträgen ab. Dies weist darauf hin, daß einige Koeffizienten in diesen Modellen infolge von Spezifikationsfehlern ernstlich verfälscht sind. In beiden Fällen wurde nicht einmal die Richtung der Ertragsänderung gegenüber dem Ertrag im Vorjahr richtig erkannt: Die Vorausschätzungen für diese beiden Ackerfrüchte liegen im Bereich der Wendepunktfehler des Prognose-Realisationsdiagramms (s. Abb. 24 und 26).

Bessere Aufschlüsse über das Prognoseverhalten der Schätzmodelle lassen sich gewinnen, wenn wir die geschätzten Änderungen des Ertrags gegenüber dem Vorjahr und die geschätzten Witterungseinflüsse auf die Erträge im Jahr 1977 jeweils mit den beobachteten Werten vergleichen. Da die Erträge in Österreich teilweise aufgrund der Erträge der Sortenversuche korrigiert wurden, kann ein weiterer Vergleich mit deren Ernteergebnissen aufzeigen, inwieweit die Prognosen eventuell die Ertragsentwicklung bei den Sortenversuchen reflektieren. Tabelle 22 gibt darüber Auskunft.

Von keinem der Prognosemodelle wurde die Ertragsänderung gegenüber dem Vorjahr in voller Höhe vorausgesagt. Am besten schneidet in dieser Hinsicht das Modell für den Winterweizen-ertrag ab, mit dem ein Rückgang von 400 kg/ha geschätzt und der tatsächliche Rückgang von 540 kg/ha ziemlich genau erfaßt wurde.

TABELLE 21: Ex-ante geschätzte Hektarerträge 1977 in Österreich  
in Abhängigkeit vom Witterungsverlauf

bei Kenntnis der Witterung bis	Geschätzter Hektarertrag 1977				
	Winter- weizen	Winter- roggen	Sommer- gerste	Spätkar- toffeln	Körner- mais
	dt/ha				
Basis <sup>+) )</sup>	40,0	34,2	39,1	274,5	68,6
Winter	39,8	33,7	39,0	270,8	69,3
März	40,1	33,7	38,9	278,1	68,1
April	39,6	34,1	38,6	280,7	67,0
Mai	39,6	34,9	38,5	290,1	67,4
Juni	38,9	35,2	38,7	296,4	68,8
Juli	39,4	35,1	38,7	291,3	67,9
August	39,3	.	.	293,4	65,9
September	.	.	.	294,3	63,6
Oktober	.	.	.	304,8	65,0
tatsächl. Ertrag	37,9	29,7	36,8	239,2	69,8
Sortenversuche	48,9	47,1	44,8	359,9	88,8

+) Ohne Kenntnis des Witterungsverlaufes

Die Ertragsänderungen bei den Sortenversuchen waren durchwegs größer, nur beim Körnermais blieb die Zunahme hinter jener, die im österreichischen Durchschnitt erzielt wurde, zurück. Die prognostizierte Änderung war noch etwas geringer, was auf eine Überschätzung der Ertragsbeeinflussung durch den Witterungsverlauf zurückgeht. Der tatsächliche Witterungseinfluß war nämlich nur bei den Sortenversuchen negativ, und auch da nicht in dem Maß, wie es die Prognose vermutet hatte.

Bei der Erstellung des Prognosemodells für den Ertrag der Sommergerste war auf die Information aus den Sortenversuchen verzichtet worden. Ähnlich wie beim Winterweizen wurden hier die Änderungen aufgrund des Witterungseinflusses zwar unterschätzt, aber richtig erkannt.

TABELLE 22: Ex-ante geschätzte Hektarertragsänderungen von 1976 auf 1977 und Ertragsbeeinflussung durch den Witterungsverlauf, im Vergleich zu den tatsächlichen Änderungen

	Ertragsänderung 1977 gegenüber 1976			Ertragsbeeinflussung durch die Witterung 1977			
	in Österreich		bei den Sorten- versuchen	in Österreich		bei den Sorten- versuchen	ge- schätzt <sup>+++)</sup>
	ge- schätzt	tats.		ge- schätzt	tats. <sup>+) )</sup>		
dt/ha			dt/ha				
Winterweizen	- 4,0	- 5,4	- 7,5	- 0,7	- 2,1	- 4,0	- 1,3
Winterroggen	+ 0,6	- 4,8	- 7,7	+ 0,9	- 4,5	- 1,2	0,0
Sommergerste	- 1,2 <sup>++)</sup>	- 3,1	- 9,2	- 0,4 <sup>++)</sup>	- 2,3	- 5,0	+ 1,2
Spätkartoffeln	+37,3 <sup>++)</sup>	-28,3	- 61,5	+30,3 <sup>++)</sup>	- 35,3	- 33,6	+ 13,9
Körnermais	+ 6,4	+11,2	+ 9,8	- 3,6	+ 1,2	- 0,5	- 0,5

+) Unter der Annahme, daß die Basisschätzung richtig ist. Bei den Sortenversuchen wurde mit dem Faktor f aus (53) multipliziert.

++) Ausgangsdaten waren die nicht korrigierten österreichischen Erträge.

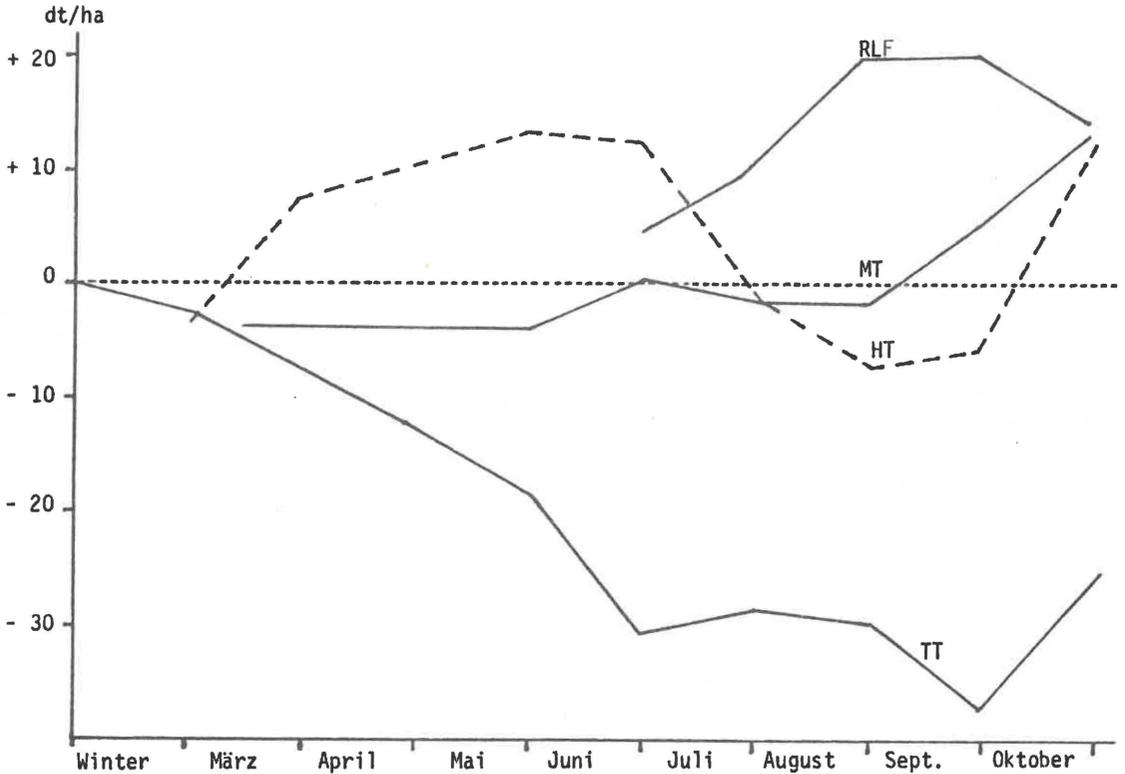
+++) Mit den Witterungsmodellen aus Kapitel 6.2.

Beim Winterroggen wurde ein Ertragsrückgang von 480 kg/ha festgestellt, dagegen war eine Zunahme von 60 kg/ha prognostiziert worden. Betrachtet man die Schätzung des Witterungseinflusses auf den Ertrag, dann erscheint der Prognosefehler weniger gravierend, wenn man die Sortenversuche zum Vergleich heranzieht. Dort wurde ein (auf gesamtösterreichische Verhältnisse umgerechneter) witterungsbedingter Ertragsrückgang von 120 kg/ha registriert, während die Prognose auf einen Zuwachs von 90 kg/ha gelaute hatte. Die Fehlschätzung der Ertragsänderung dürfte vorwiegend auf eine zu optimistische Schätzung des Basisertrags zurückzuführen sein. Daneben wurde zu große Trockenheit im Mai und Juni für die Ertragsminderung verantwortlich gemacht (*Hron*).

Besonders ungenau war die Prognose für den Spätkartoffelertrag. Obwohl der Witterungseinfluß im Jahr 1977 für die Spätkartoffeln sehr ungünstig war, wurde vom Prognosemodell ein positiver Einfluß erwartet. Tatsächlich lagen die Erträge der frühen und mittelfrühen Speisekartoffeln um 3.500 kg/ha über dem Vorjahresertrag. Der Ertragsabfall bei den Spätkartoffeln wurde mit einem schlechten Gesundheitszustand der Kartoffelpflanzen wegen Virusbefalls und entsprechend verminderter Widerstandsfähigkeit gegen die Spätfröste anfangs Juni und die Frühfröste Mitte September erklärt. Das Prognosemodell beinhaltet keine Variable für die Virusverseuchung der Kartoffelpflanzen und konnte deshalb so verursachte Ernteauffälle nicht erfassen.

Um die Prognose des Witterungseinflusses auf den Ertrag der Spätkartoffeln zu überprüfen, wurden auch die Vorausschätzungen der Witterungsmodelle aus Tabelle 12 berechnet und auszugsweise in Abb.29 dargestellt. Am besten waren die Schätzungen mit dem Modell, in dem die Tiefsttemperatur zur Charakterisierung des Witterungsverlaufs verwendet wurde. Die Fröste im Juni und September waren in diesem Modell als Variable vertreten und senkten den erwarteten Ertrag am meisten. Im Prognosemodell war aber nicht die tiefste, sondern die höchste Temperatur als Variable vertreten, und die Prognose mit dieser Variablen verlief bis Ende Juni fast entgegengesetzt zur Prognose mit der Tiefsttemperatur, sodaß sich die beiden Prognosen zu diesem Zeitpunkt bereits um fast 4.400 kg unterschieden. Das Niederschlagsmodell, ebenfalls zum Teil in das Prognosemodell übernommen, zeigte wegen des trockenen Mai und Juni zu Ende Juni noch günstigere Ertragsaussichten für die Spätkartoffeln an. Da im Juli und August die relative Luftfeuchtigkeit günstig war, überschätzte das Prognosemodell, das sich auf diese Variablen stützt, schließlich den Ertrag bei weitem.

Abb.29: Ex-ante-Prognosen des Witterungseinflusses auf den Ertrag der Spätkartoffeln in Österreich 1977 mit Hilfe ausgewählter Witterungsmodelle



Im Durchschnitt der Witterungsmodelle wurde ebenfalls eine positive Witterungswirkung erwartet, allerdings in viel geringem Ausmaß. Tabelle 22 zeigt die mit den Witterungsmodellen geschätzte Ertragsbeeinflussung in der letzten Spalte auf. Diese Schätzungen kamen der Wirklichkeit etwas näher als jene der Prognosemodelle, nicht jedoch bei der Sommergerste.

### 7.3 Schlußbemerkungen

Die Quantifizierung der Wirkungen des Witterungsverlaufs auf die Erträge von Feldfrüchten ist eine Herausforderung für Biologen, Pflanzenbauer und Statistiker. Sie ist auf ähnliche Weise möglich, wie die Wirkungen einzelner Wachstumsfaktoren auf den Pflanzenertrag untersucht und quantifiziert wurden. Im Falle der Witterungswirkungen gilt es, eine Vielzahl von möglichen Wirkungsfaktoren und deren Wechselwirkungen in die Untersuchung einzubeziehen, um zu einer richtigen Modellspezifikation zu kommen. Letztere ist Voraussetzung für die unverfälschte Feststellung der Ertragsbeeinflussung durch die verschiedenen Faktoren.

Wo es aus bestimmten Gründen nicht möglich ist, diese Bedingungen vollständig zu erfüllen, muß man sich mit Annahmen behelfen, deren Richtigkeit erst die Erfahrung bestätigen kann. Für die vorliegende Untersuchung war eine Reihe solcher Annahmen notwendig, weil die zugrundegelegten Daten bei weitem nicht den Umfang erreichen, der für die Schätzung aller Koeffizienten des theoretisch spezifizierten Modells notwendig gewesen wäre. Eine Erweiterung der Datenbasis ist demnach auch die wichtigste Voraussetzung dafür, daß Annahmen entweder fallengelassen oder wenigstens empirisch besser abgesichert werden können. Die Erweiterung tritt ein, indem im Lauf der Jahre weitere Beobachtungen an Erträgen hinzukommen; andererseits könnten auch die Ernteergebnisse von Feldversuchen zusätzlich ausgewertet werden, sofern die entsprechenden Witterungsdaten verfügbar sind.

Verbesserungen sind auch von einer Verfeinerung der Untersuchungsmethoden zu erwarten. Dazu bieten sich drei Ansatzpunkte: die Wahl eines optimalen Wichtungsschemas von Prognosen unterschiedlicher Modelle, die bessere Berücksichtigung der Tatsache, daß bei manchen Feldfrüchten die Ertragsschwankungen größer werden, und die bessere Vermeidung von Multikollinearität zwischen Witterungsvariablen. Das in dieser Studie vorgeschlagene Wichtungsschema ist zwar optimal für ex-post-Prognosen, war aber der gewöhnlichen 1:1-Wichtung bei den ex-ante-Prognosen nicht überlegen.

Um die Höhe der witterungsbedingten Ertragsschwankungen festzustellen, wurden diese unter der Annahme geschätzt, daß sie im Durchschnitt gleich groß sind. Für den Fall, daß dies nicht zutrifft, ist eine solche Schätzung unverfälscht, aber nicht effizient. Beim Winterweizen und Winterroggen sind verbesser-

te Schätzungen der Koeffizienten mit der Methode der verallgemeinerten kleinsten Quadrate möglich. Diese Methode brächte den zusätzlichen Vorteil, daß sämtliche Koeffizienten eines Modells simultan geschätzt werden könnten, also die Trennung in ein Basismodell und Witterungsmodelle überflüssig wäre.

Der vielleicht wirksamste, wenn auch der schwierigste Weg, die Schätzungen zu verbessern, führt über die Verbesserung der Modellspezifikation, also die Auswahl der relevantesten Variablen zur Erklärung der Hektarerträge. Dazu bedarf es einer Kenntnis nicht nur der pflanzenbaulichen Ansprüche einer Feldfrucht, sondern auch der Begrenzungen, die von seiten des Datenumfangs und der Methodik bestehen. Die Verbesserung der Modellspezifikation durch Aufnahme einer zusätzlichen Variablen ins Modell hat gewöhnlich eine Verschlechterung der Genauigkeit zur Folge, mit der die Koeffizienten geschätzt werden. Dem Forscher steht also hier ein gewisser Freiraum offen, den er durch geschicktes Abwägen dieser Möglichkeiten nutzen kann.

Eine Verminderung der Multikollinearität ist aber nicht nur über eine entsprechende Auswahl von Variablen möglich, die die Ertragsschwankungen erklären können, sondern auch durch die Verwendung von Hauptkomponenten aus den in Betracht kommenden Variablen. Hauptkomponenten sind orthogonal (d.h. unkorreliert), und ein Modell kann  $n-2$  orthogonale erklärende Variable enthalten. Sie sind außerdem reihbar nach dem Umfang der Information, die sie aus den betrachteten Variablen ziehen. Schon wenige Hauptkomponenten können einen großen Teil der Variabilität der Variablen, aus denen sie gebildet werden, repräsentieren. Nachteilig ist, daß sich die gebildeten Hauptkomponenten oft nicht interpretieren lassen und damit die Berücksichtigung von a priori-Informationen unmöglich wird. Gibt es jedoch die Hauptkomponenten "Wärme", "Feuchtigkeit" u.dgl., so können sie wie die Witterungsvariablen in dieser Studie behandelt werden, wobei mehr Variable in ein Modell aufgenommen werden können.

Abschließend kann gesagt werden, daß die Auswertung einer geringen Menge (27 Beobachtungen), qualitativ nicht immer hochwertiger Daten eine Fülle von Informationen ergab, die bis dato unbekannt waren. So ist es nunmehr möglich, die Wirkung einer bestimmten Witterung in einem bestimmten Monat der Vorkampagne und der Vegetationszeit auf den Ertrag verschiedener Feldfrüchte durch eine Wahrscheinlichkeitsverteilung zu beschreiben. Durch Addition der Mittelwerte dieser Einzelwirkun-

gen ist es weiterhin möglich, den Ertrag einer Feldfrucht vorauszuschätzen. Da sich dabei Fehleinschätzungen der Einzelwirkungen addieren können, sind solche ex-ante-Prognosen nicht sehr zuverlässig, im allgemeinen aber besser als naive Prognosen. Verbesserungen, wenn auch nicht grundsätzlicher Natur, gemäß den oben genannten Vorschlägen sind jedoch möglich.

## 8 ZUSAMMENFASSUNG

Als naturverbundener Wirtschaftszweig ist die Landwirtschaft Risiken ausgesetzt, die in anderen Zweigen der Volkswirtschaft fast völlig fehlen. Die Produktion der pflanzlichen Rohstoffe weicht vom geplanten Umfang durch unkontrollierbare natürliche Einflüsse mehr oder weniger ab. Diese Abweichungen pflanzen sich in die übrigen Bereiche der Volkswirtschaft abgeschwächt fort und verursachen beträchtliche Kosten der Anpassung an die neuen Verhältnisse. Wäre bekannt, wie die geplante Produktion durch die natürlichen Umweltbedingungen im Lauf der Vegetationszeit abgeändert wird, so könnte eine solche Anpassung kontinuierlich und mit geringerem Aufwand erfolgen. Damit begründet sich das öffentliche Interesse an Ertragsprognosen. In diese münden die vorhandenen Kenntnisse über Einflüsse der Umwelt auf den Ertrag.

Nach der Treffsicherheit der Ertragsprognosen zu urteilen, sind unsere Kenntnisse über den Wirkungsmechanismus zwischen Pflanze und Umweltfaktoren noch recht gering. Verschiedene Methoden werden derzeit angewendet, um diese Kenntnisse zu vertiefen. Die Beobachtung der Pflanzen und ihrer Reaktionen auf unterschiedliche Umweltbedingungen wird zweifellos am häufigsten benutzt und führt zu einer wertvollen subjektiven Erfahrung des Praktikers, auf die sich Ertragsprognosen heute meistens stützen. Im Vordergrund pflanzenbaulicher Untersuchungen stehen Feldversuche, in denen Pflanzensorten und Bodennährstoffe variiert und varianzanalytisch ausgewertet werden. Variationen atmosphärischer Wirkungsfaktoren können in Gewächshäusern simuliert oder in der Natur beobachtet werden. Die Auswertung <sup>auswertung</sup> ~~ist eine~~ <sup>auswertung mit</sup> ~~vielversprechende,~~ <sup>weit</sup> nachvollziehbare Methode, um die Beziehungen zwischen Wirkungsfaktoren und Ertrag zu studieren. Ihre Einschränkung liegt in der begrenzten Zahl der verfügbaren Beobachtungen.

Die Regressionsanalyse ist ein <sup>Ausgangspunkt</sup> ~~Mittel~~, <sup>dazu</sup>, aus vorliegenden Beobachtungen die Koeffizienten eines Modells zu schätzen. <sup>vorher</sup> Eine der ~~vordringlichsten~~ <sup>vorher</sup> Aufgaben dieser Studie ~~war es daher~~ <sup>vorher</sup> sollte ein Modell für das Zusammenwirken von Umweltfaktoren bei der Bildung des Pflanzenenertrages ~~zu~~ <sup>formulieren</sup>. Um das allgemeingültige Modell zur Prognose der Erträge <sup>von</sup> Winterweizen, Winterroggen, Sommergerste, Spätkartoffeln und Körnermais in Österreich praktisch <sup>anzuwenden</sup> zu können, <sup>darüber</sup> sollte es entsprechend adaptiert und seine Koeffizienten ~~sollten~~ <sup>sollten</sup> unter Verwendung von Ertragsdaten aus ~~den~~ <sup>den</sup> Jahren 1951-1976 möglichst gut ge-

† der genannten Kulturpflanzen

schätzt werden. Schließlich war zu beurteilen, wie genau die Prognosen der Modelle zutreffen.

Das Modell zur Erklärung des Hektarertrags berücksichtigt Wirkungsfaktoren, die die geplante Höhe des Ertrags festlegen, ~~und~~ <sup>und</sup> Faktoren, die zu jedem Zeitpunkt des Wachstums eingreifen und den Ertrag ändern können. Es wurde unterstellt, daß sich die Wirkungen der einzelnen Faktoren addieren und in Summe zum tatsächlichen Ertrag führen. Die Ertragsfunktion bei Änderung eines Faktors unter Konstanz der übrigen läßt sich durch ein Polynom darstellen und das Zusammenwirken mehrerer Faktoren durch entsprechende Wechselwirkungsglieder.

In der Auswertung wurde für die erste Gruppe von Wirkungsfaktoren der Trend (für technische Fortschritte) und die Stickstoffversorgung des Bodens, für die zweite Gruppe eine Reihe von Witterungsvariablen eingesetzt, und zwar die höchste, mittlere und tiefste Lufttemperatur, die Sonnenscheindauer, die relative Luftfeuchtigkeit, die Windgeschwindigkeit und die Niederschläge. Anstelle der Zeitpunkte wurden Zeitabschnitte von je einem Monat bzw. drei Monaten für Herbst und Winter definiert. Zur Darstellung der Einzelwirkungen wurden Polynome ersten Grades verwendet und auf Wechselwirkungsvariable wurde verzichtet.

Wegen der großen Anzahl von Witterungsvariablen im Modell und der geringen Anzahl von Beobachtungen zur Auswertung ihrer Wirkungen erhielt die Methodik zur Schätzung dieser Wirkungen besonderes Gewicht. Diesbezügliche Möglichkeiten und Beschränkungen wurden aufgezeigt und führten zum Entschluß, Ausgangsdaten zum Teil zu ändern, mehrere Modelle pro Feldfrucht zu schätzen und sie dann mit einer zu diesem Zweck abgeleiteten Wichtungsformel zu einem Prognosemodell zusammenzuführen.

Die Änderung der Ausgangsdaten betraf die teilweise Verwendung von Durchschnittserträgen aus Sortenversuchen und die Inflation der witterungsbedingten Ertragsschwankungen früherer Jahre auf das gegenwärtige Niveau. Die Ertragsschwankungen wurden durch den Witterungsverlauf erklärt, der jeweils durch eine der genannten Meßzahlen (höchste Temperatur usw.) dargestellt wurde. Schätzwerte für die Stärke der Ertragsbeeinflussung durch Abweichungen der Witterungsvariablen in einzelnen Monaten wurden mit Hilfe der gewöhnlichen multiplen Regression gewonnen.

Die ex-post-Prognosen des Prognosemodells waren außerordentlich gut. Erwartungsgemäß überwogen die Unterschätzungen einer Ertragsänderung, und die mittels Besonderer Erntermittlung festgestellten Erträge in den letzten Jahren der Referenzzeit wur-

den besser vorausgeschätzt als frühere. Die ex-ante-Prognosen für Winterweizen, Sommergerste und Körnermais bewiesen eine ähnlich große Treffsicherheit, dagegen war sie bei Winterroggen und Spätkartoffeln unbefriedigend; dieser Mangel dürfte sich durch bessere Spezifikation der Modelle beheben lassen. - ]

## SUMMARY

*Due to its dependence on the natural environment agriculture must deal with uncertainty almost entirely absent in other economic sectors. Because of uncontrollable weather variability crop production usually differs to some degree from desired levels, the distortions being carried over to other sectors of the economy and incurring considerable costs of adaptation to the new situation. However, if we were able to anticipate how crop yields actually change in the course of a particular cropping season adaptation could take place continually and at a lower cost. Thus the public is interested in crop forecasting, and will use all information available concerning the influences of environmental factors on crop yields to this end.*

*Judging by the quality of forecasts, our knowledge about the inter-relationships between plants and their physical environment is rather limited. Several methods are currently employed in order to enhance it. Most commonly used is the observation of plants and their reactions to different environments giving rise to the practical experience of the agronomist which still constitutes the basis of most crop forecasts. In agronomic research emphasis is on field experiments: Crop varieties, sequences and soil nutrients are varied and investigated by analysis of variance methods. Variation in atmospheric factors may be either simulated in greenhouses or observed in the natural environment. To study the relationships between environmental factors and crop yields in many consecutive years using multiple regression methods seems to be a promising and objective procedure. It is limited only by the number of years of observations.*

*Regression analysis is a means to estimate the coefficients of a model from a set of data. Thus the aim of this study was to set up a model for the response of crop yields to environmental factors. The model had to be adapted to forecast yields of fall wheat, fall rye, spring barley, late potatoes and corn in Austria. To estimate its coefficients, yield data from 1951 to 1976 was available. An evaluation of the accuracy of forecasts concludes the investigation.*

In explaining crop yields the model considers factors which determine the planned yield level and factors which exert an influence at every point in time and may change actual yields. It was assumed that influences of different factors are additive and sum to give the realized yield. A production function showing the change of yield due to the change of one factor, the others being held constant, may be represented by a polynomial. Interrelationships among various factors may be represented by interaction variables.

Variables pertaining to the first group of factors were trend (for technological progress) and an index of nitrogen availability in the soil. The second group consisted of the following weather variables: Highest, mean and lowest temperature, sunshine duration, relative humidity, wind velocity and precipitation. Instead of points in time periods of one month each and three months for both fall and winter, respectively, were defined. The functional form of the response to a change of a single variable was taken to be a polynomial of the first degree. The model does not include interaction terms.

Compared to the number of observations available to evaluate their effect upon yield, the number of weather variables is excessive. Methodology of estimation, therefore, was particularly important in this study. Several possibilities and their limitations were examined. In conclusion it proved desirable to partly change original data, estimate various models per crop and combine the models according to a weighting scheme developed here for this purpose.

Yield data collected prior to the introduction of a sample field survey was changed using yields realized in crop variety experiments. Also changed was the level of yield deviations which can be attributed to weather variability: It was inflated to the present level. Yield deviations depended on any one of the weather variables noted above, yielding seven models per crop. The effects of weather variable deviation in different months upon yields was estimated using ordinary least squares regression. The results were combined to forecasting models for the crops.

Ex-post-forecasts proved to be extraordinarily sufficient. As might be expected, changes in yields from one year to the next were more often under- than overestimated, and forecasts of yields obtained by sampling methods were more accurate than forecasts of previous yields. Ex-ante fore-

casts of fall wheat, spring barley and corn were also quite reliable. However, forecasts of fall rye and late potatoe yields turned out to be wrong, and better specification of the models was suggested as a means to improve the results. Furthermore, use of principal components as an alternative to weather variables and of generalized rather than ordinary least squares was advocated.

## 9 LITERATURVERZEICHNIS

9.1 Literatur

- Allen, D.M.*: Mean Square Error of Prediction as a Criterion for Selecting Variables. In: *Technometrics* 13 (1971) 3: 469-475.
- Aufhammer, W.*: Für die Ertragsbildung kritische Wachstumsstadien bei der Getreidepflanze. In: *DLG-Mitt.* 14/1976: 780-783.
- Baumann, H.*: Die Beziehungen zwischen Witterungsverlauf und Ernteertrag bei Winterweizen und Winterroggen im Dikopshofer Dauerdüngungsversuch 1906-1957. In: *ZAPb* 110 (1960): 345-363.
- Baumann, H.*: Die physiologische Reaktion des Getreides auf einige durch die Witterung gesteuerte Wachstumsfaktoren. In: *Bayer. Lw.Jb.* 39 (1962): 981-998.
- Baumann, H. u. E.E. Weber*: Versuch einer statischen Analyse der Beziehungen zwischen Witterung und Ertrag mit Hilfe multipler Regressionen. In: *Mitt.Dt.Wetterdienst* 5 (1966): 37.
- Beinhauer, R.*: Die Ertragsbildung einiger kurzlebiger Futterpflanzen in Abhängigkeit wichtiger meteorologischer Meßgrößen. Kiel: 1976 (= Diss.Univ.Kiel).
- Binder, J. u. K.M. Ortner*: Analyse und frühzeitige Prognose des Hektarertrages von Winterweizen in Österreich. In: *Die Bodenkultur* 28 (1977): 263-276.
- Binder, J., K.M. Ortner u. R.Schewczik*: Projektion der Bodennutzung und der Erträge in Österreich bis 1985. Wien: Österr. Agrarverl. 1977 (= Schriftenreihe des Agrarwirtsch.Inst.d.BMLF. 24.)
- Birke, I.*: Physiologie der Ertragsbildung vom Standpunkt des Acker- und Pflanzenbaus. In: *Probleme der Ertragsbildung bei den Kulturpflanzen. Sitzungsber.Dt.Akad.Lw.-Wiss.* Bd XII, H.13 (1963): 65-77.
- Black, R.*: Weather and Farm Prices. In: *Michigan Farm Econ.* 394 (1975).
- Boguslawski, E.v.*: Das Zusammenwirken der Wachstumsfaktoren bei der Ertragsbildung. In: *ZAPb* 98 (1954): 145-186.
- Boguslawski, E.v.*: Entwicklung und Problematik der Standortforschung im Pflanzenbau. Berlin: Paul Parey 1973.
- Braun, H. u. G. Fischbeck*: Ertragsvorausschätzung aufgrund der Nitratentwicklung des Bodens. In: *ZAPb* 138 (1973): 319 ff.

*Browner, W.:* Handbuch des speziellen Pflanzenbaus. Bd I. Berlin: Paul Parey 1972.

*Brown, W.G. u. B.R. Beattie:* Improving Estimates of Economic Parameters by Use of Ridge Regression with Production Function Application. In: Amer.J.Agr.Econ. 57 (1975): 21-32.

*Buchner, A.:* Die Ertragswirkung der Phosphate - früher und heute. In: Die Bodenkultur 27 (1976): 244-255.

*Buck, S.F.:* The Use of Rainfall, Temperature and Actual Transpiration in Some Crop-Weather Investigations. In: J.agric.Sci. 57 (1961): 355-365.

*Chiang, A.C.:* Fundamental Methods of Mathematical Economics. Tokio: McGraw Hill 1967.

*Dale, R.F.:* Discussion: Use of Weather Factors in Short-Run Forecasts of Yields. In: J.Farm Econ. 45 (1963): 1153-1160.

*Day, R.H. u. I. Singh:* Estimating Single Nutrient Yield Response Surfaces for New Varieties with Limited Data. In: Ind. J.Agr.Econ. 29 (1974) 4: 1-19.

*Doll, J.P.:* An Analytical Technique for Estimating Weather Indexes from Meteorological Measurements. In: J.Farm Econ. 49 (1967): 79-88.

*Eberdorfer, S.:* Der Einfluß von Wasser- und Nährstoffangebot auf den Gesamtertrag und die Ertragsbildung von Pflanzen. Wien: 1955 (= Diss.).

*Engel, K.-H.:* Physiologie der Ertragsbildung vom Standpunkt der Stoffproduktion. In: Probleme der Ertragsbildung bei den Kulturpflanzen. Sitzungsber.Dt.Akad.Lw.-Wiss., Bd XII, H.13 (1963): 41-50.

*Epstein, E.:* Effect of Soil Temperature at Different Growth Stages on Growth and Development of Potato Plants. In: Agron. J. 58 (1966): 169-171.

*Esser, J.:* Zusammenhänge zwischen Jahreswitterung, Düngung und Erträgen im Dikopshofer Dauerdüngungsversuch. In: Lw.Jb. 68, 1942: 642-686.

*Farrar, D.E. u. R.R. Glauber:* Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited. In: Rev.Econ.a.Stat. 49 (1967): 92-107.

*Feldstein, M.S.:* Multicollinearity and the Mean Square Error of Alternative Estimators. In: Econometrica 41 (1973): 337-346.

- Friend, D.J.C.*: Tillering and Leaf Production in Wheat as Affected by Temperature and Light Intensity. In: *Canad.J.Botany* 43 (1965): 1063-1076.
- Galland, A.*: Entwicklung von Getreideertrag und Getreidewertleistung unserer Ackerböden. In: *Agrarwirtschaft* 13 (1964): 289-297.
- Geisler, G. u. D. Maarufi*: Untersuchungen zur Bedeutung des Wurzelsystems von Kulturpflanzen. In: *ZAPb* 141 (1975): 211 ff.
- Goldberger, A.S.*: *Econometric Theory*. New York: Wiley 1964.
- Grosse-Brauckmann, E.*: Kann der Gefäßversuch zur Prüfung der Leistungsfähigkeit von Getreidesorten verwendet werden? In: *ZAPb* 140 (1974): 214-228.
- Guise, J.W.B.*: Factors Associated with Variation in the Aggregate Average Yield of New Zealand Wheat. In: *J.Farm Econ.* 51 (1969): 866-881.
- Gupta, D. u. I. Kovacs*: Cold Wave Tolerance of Maize Seedlings. In: *ZAPb* 140 (1974): 306-311.
- Hahnel, K.*: Zur Entwicklung, Ertragsbildung und Stoffeinlagerung bei Mais unter dem Einfluß unterschiedlicher Düngung. In: *Betriebsw.Mitt.d.LWK Schleswig-Holstein* 272/73 (1977): 37-46.
- Hanus, H.*: Beziehungen zwischen Witterungsverlauf und Ertragsleistung einiger Feldfrüchte sowie Möglichkeiten für eine frühzeitige Ertragsprognose. Bonn: 1969 (= *Habil.Univ.Bonn*).
- Hanus, H.*: Ein Verfahren zur frühzeitigen Vorausschätzung von Ernteerträgen aus Witterungsdaten. In: *ZAPb* 129 (1969): 101-111.
- Hanus, H.*: Bericht über den Forschungsauftrag "Frühzeitige Vorausschätzung von Ernteerträgen aus Witterungsdaten". Inst. f. Pflanzenbau u. Pflanzenzüchtung der TU München. Weihenstephan: 1972.
- Hanus, H.*: Vorausschätzung von Ernteerträgen aus Witterungsdaten. In: *Mitt.dt.Lw.Ges. (Frankfurt)* 88 (1973) 29: 822-826 bzw. *AID-Inf.f.d.Wirtschaftsberatung (Bonn)* 20 (1971) 28.
- Hanus, H.*: Stickstoffdüngung nach Ertragsprognosen. *Betriebsw.Mitt.d.LWK Schleswig-Holstein* 247 (1975): 3-12.
- Hanus, H. u. H.G. Schönberger*: Anbautechnische Voraussetzungen für die Maximierung der Weizenerträge. In: *Betriebsw.Mitt.d.LWK Schleswig-Holstein* 265 (1977): 21-30.

- Hemmerle, W.J.*: An Explicit Solution for Generalized Ridge Regression. In: *Technometrics* 17 (1975) 3: 309-314.
- Heyland, K.-U. u. W. Aufhammer*: Zur Ertragsbildung bei Winterroggen. In: *ZAPb* 137 (1973): 96-122.
- Hoerl, A.E. u. R.W. Kennard*: Ridge Regression; Applications to Nonorthogonal Problems. In: *Technometrics* 12 (1970) 1: 69-82.
- Hoffmann, E. u. E. Bahn*: Die Auswertung langjähriger Reihen von Feldversucherträgen in Verbindung mit agrarmeteorologischen Daten. In: *Albrecht Thaer Archiv* 9 (1965): 465-494.
- Hoffmann, F.*: Ziele, Probleme und Methoden der Modellierung des Wachstums landwirtschaftlicher Kulturpflanzen. In: *Tag.-Ber., Akad.Landwirtsch.-Wiss.DDR, Berlin* (1976) 138: 117-128.
- Hoffmann, F. u. B.Grafe*: Ein Modell des Wachstums und der Qualitätsparameter von Zuckerrüben. In: *Tag.-Ber., Akad.Landwirtsch.-Wiss.DDR, Berlin* (1976) 138: 129-143.
- Hochstädter, D. u. G. Uebe*: *Ökonometrische Methoden*. Berlin: Springer 1970.
- Johnson, W.C.*: A Mathematical Procedure for Evaluating Relationships between Climate and Wheat Yields. In: *Agron.J.* 51 (1959): 635-639.
- Johnston, J.*: *Econometric Methods*. (Second Ed.) New York: McGraw Hill 1972.
- Judel, G.K. u. P.W. Kürten*: Einfluß der Winter- und Frühjahrsniederschläge auf die Stickstoffversorgung und den Ertrag von Winterroggen. In: *ZAPb* 127 (1968): 303-316.
- Judge, G.*: Some Alternatives to Linear Unbiased Estimation and Traditional Pretest Procedures. In: *Amer.J.Agr.Econ.* 58 (1976): 543-545.
- Jürgens-Gschwind, S.*: Zusammenhänge zwischen Beregnung, Düngung und Ertragsbildung im Getreidebau. In: *Wasser u. Boden* 18 (1966): 419-422.
- Klapp, E.*: *Lehrbuch des Acker- und Pflanzenbaues*. Berlin: Paul Parey 1967.
- Knoch, H.G.*: Über Korn- und Wurzel Ausbildung beim Winterweizen in Abhängigkeit von der Witterung und langjährigen Düngungsmaßnahmen. *Forschung u.Beratung, Reihe B*, 10 (1964). Bonn.
- Krüger, W. u. L. Reiner*: Einfluß von Saattermin, Bestandesdichte und Sorten auf die Stengelfäule des Maises. In: *ZAPb* 139 (1973): 172-185.

*Kuchs, W.:* Die voraussichtliche Entwicklung der Bodenproduktion in den Wirtschaftsgebieten der Bundesrepublik Deutschland bis 1980. Hannover: Schaper 1970. (= Agrarwirtsch.: Sonderh.38.)

*Leuthold, R.M.:* On the Use of Theil's Inequality Coefficients. In: Amer.J.Agr.Econ. 57 (1975): 344-346.

*Luttrell, C.B. u. R.A. Gilbert:* Crop Yields: Random, Cyclical, or Bunchy? In: Amer.J.Agr.Econ. 58 (1976): 521-531.

*Maarufi, D.:* Untersuchungen zur Bedeutung des Wurzelsystems der Kulturpflanzen unter besonderer Berücksichtigung von quantitativen Beziehungen zwischen dem Wasserhaushalt der Pflanzen, dem Bodenwassergehalt und der Stickstoffdüngung. Kiel: 1974 (= Diss.Univ.Kiel).

*MacLaren, D.:* Forecasting Wholesale Prices of Meats in the U.K.: An Exploratory Assessment of Some Alternative Econometric Models. In: J.Agr.Econ. 28 (1977): 99-112.

*Mäde, A.:* Probleme der witterungsbedingten Ertragsbildung in regionaler Sicht. In: Probleme der Ertragsbildung bei den Kulturpflanzen. Sitzungsber.Dt.Akad.Lw.-Wiss., Bd XII, H.13 (1963): 41-50.

*Main, Reynolds, White:* Quantity-Price Relationships in the Australian Retail Meat Market. Quart.Rev.of Agr.Econ. 29 (1976) 3: 193-211.

*Marschall, F.:* Pflanzenkunde. Frauenfeld: Huber & Co. AG. 1958.

*Mayer, L.S. u. T.A. Willke:* On Biased Estimation in Linear Models. In: Technometrics 15 (1973) 3: 497-508.

*Mendenhall, W. u. R.L. Scheaffer:* Mathematical Statistics with Applications. North Scituate, Ma.: Duxbury Press 1973.

*Mittelhammer, R.C. u. J.L. Baritelle:* On two Strategies for Choosing Principal Components in Regression Analysis. In: Amer. J.Agr.Econ. 59 (1977) 2: 336-343.

*Mohn, R.:* Zukünftige mechanisch-technische Fortschritte in der Landwirtschaft; eine Prognose mit Hilfe der Delphi-Methode. Hannover: Schaper 1974. (= Agrarwirtschaft, Sonderheft 58.)

*Morgan, J.J.:* Use of Weather Factors in Short-Run Forecasts of Crop Yields. In: J.Farm Econ. 43 (1961): 1172-1178.

*Myoken, H.:* Optimal Estimators of Generalized Ridge Regression, a Monte Carlo Evaluation and an Application. In: Compstat 1976. Wien: Physica Verlag 1976. 162-169.

- Namula, S.C.*: Predictive Mean Square Error and Stochastic Regressor Variables. In: *Appl.Stat.* 23 (1974): 11-17.
- Nieuwoudt, W.L. u. H.I. Behrmann*: The Effect of the Weather on the Economic Optimum Level of Fertilizer Use. In: *Agrekon (Pretoria)* 15 (1976) 4: 14-16.
- Oury, B.*: Allowing for Weather in Crop Production Model Building. In: *J.Farm Econ.* 47 (1965): 270-283.
- Pacaw, F.v.d.*: Voraussage des Düngerbedarfs und des Ertrages auf Grund von Witterung und Bodenfruchtbarkeit. In: *Lw.Forschung* 20 (1966): 97-105.
- Pacaw, H.L.*: Effect of Winter Rainfall on the Amount of Nitrogen Available to Crops. In: *Plant and Soil* 16 (1962): 361-380.
- Palmer-Jones, R.W.*: Estimating Irrigation Response from Data on Unirrigated Crops. In: *Amer.J.Agr.Econ.* 58 (1976): 85-87.
- Parvin, D.W.*: Estimation of Irrigation Response from Time Series Data on Nonirrigated Crops. In: *Amer.J.Agr.Econ.* 55 (1973): 73-76.
- Pengra, R.F.*: Estimating Crop Yields at Seeding Time in the Great Plains. In: *Agron.J.* 44 (1952): 271-274.
- Pesek, J.T., E.O. Heady u. E. Venezian*: Fertilizer Production Functions in Relation to Weather, Location, Soil and Crop Variables. Ames: Iowa State Univ. 1967. (= Research Bulletin Nr.554.)
- Reichard, T. u. K. Putz*: Witterung und Ernteertrag im Feucht- und Trockengebiet. In: *100 Jahre Lw.-chem.BVA. Wien, 1970*: 227-256.
- Reiner, L.*: Getreide- und Hackfruchterträge 1980. In: *DLG-Mitt.* 12/1976: 670-674.
- Reinhardt, H.*: Möglichkeiten zur Vorschätzung von Ertragshöhe und Ertragsschwankungen im Körnermaisbau. In: *Ber.üb.Lw.* 53 (1975): 386-397.
- Reinhardt, H.*: Beitrag zur Ertragssicherheit ausgewählter Ackerfrüchte in der BRD. In: *Bayer.Lw.Jb.* 1976: 20-28.
- Schmitz, A. u. D.G. Watts*: Forecasting Wheat Yields: An Application of Parametric Time Series Modeling. In: *Amer.J.Agr.Econ.* 52 (1970): 247-254.

- Schröder, D.*: Der Wasserverbrauch des Weizens und Roggens und seine Beziehungen zu Düngung, Ertrag, Niederschlag und Wurzelwachstum. In: ZAPb 138 (1973): 300-318.
- Schuster, W., A. Hejazi u. J. Michael*: Die Auswirkungen von unterschiedlichen Temperaturen und Tageslängen auf ertragsbestimmende Merkmale bei Mais-Inzuchtlinien unterschiedlicher Provenienz. In: ZAPb 142 (1976): 96-115.
- Sclove, S.L.*: Improved Estimators for Coefficients in Linear Regression. In: Amer.Stat.Ass.J. 1968: 596-606.
- Shaw, L.H.*: The Effect of Weather on Agricultural Output: A Look at Methodology. In: J.Farm Econ. 46 (1964): 218-230.
- Stallings, J.L.*: A Measure of the Influence of Weather on Crop Production. In: J.Farm Econ. 43 (1961): 1153-1160.
- Steineck, O.*: Sproßbildung und Wurzelwachstum verschiedener Kulturpflanzen bei konstantem Angebot steigender Mengen der Nährstoffe N und K. In: Die Bodenkultur 15 (1964): 168 ff.
- Strümpfel, J.*: Untersuchungen über die Möglichkeit einer Ertragsvoraussage bei Winterweizen durch Bestimmung von Bestandsmerkmalen. In: Arch.Acker- u.Pfl. u. Bdkd., Berlin 19 (1975) 4: 287-299.
- Swanson, E.R., F.A. Huff u. S.A. Shangnon*: Potential Benefits of Weather Modification for Illinois Agriculture. In: Ill.Agr. Econ. 1972: 31-36.
- Swanson, E.R. u. D.G. Smith*: Is Corn Yield Variability Changing? In: Ill.Agr.Econ. 1971: 13-15.
- Swanson, E.R. u. E.H. Tyner*: Influence of Moisture Regime on Optimum Nitrogen Level and Plant Population for Corn: A Game Theoretic Analysis. In: Agron.J. 57 (1965): 361-364.
- Tefertiller, K.R. u. R.J. Hildreth*: Importance of Weather Variability on Management Decisions. In: J.Farm Econ. 43 (1961): 1163-1178.
- Theil, H.*: Economic Forecasts and Policy. 2nd ed., Amsterdam: North Holland P.Co. 1961.
- Theil, H.*: Applied Economic Forecasting. Amsterdam: North Holland P.Co. 1971.
- Thompson, L.M.*: Weather and Technology in the Production of Corn in the U.S.Corn Belt. In: Agron.J. 61 (1969): 453-456.

*Thron, P.*: Zur Beurteilung der Anbauwürdigkeit von Winterweizen in den verschiedenen Klimaten Europas. In: Bayer.Lw.Jb. 39 (1962): 978-981.

*Überla, K.*: Faktorenanalyse. Berlin: Springer 1968.

*Vinek, G.*: Mathematisch-statistische Auswertung von landwirtschaftlichen Versuchen. In: Die Bodenkultur 21 (1970): 285-316.

*Wallace, H.A.*: Mathematical Inquiry into the Effect of Weather on Corn Yield in the Eight Corn Belt States. In: Mon.Weather Rev. 48 (1920): 439-456.

*Walls, R.C. u. D.L. Weeks*: A Note on the Variance of a Predicted Response in Regression. In: The Amer.Statistician, Juni 1969: 24-26.

*Winterhalter, R.*: Die Regressionsrechnung. Diss.St.Gallen. Eigenverlag 1976. 219 S. (+ 312).

*Zechner, W.*: Besondere Ernteterminnung. Arbeitspapier des Österr. Stat.Zentralamtes, Wien (1973).

*Zillmann, K.H.*: Über die witterungsbedingte Korntragsbildung beim Petkuser Winterroggen. Berlin: 1960. (= Habil.Univ.Berlin.)

## 9.2 Statistische Unterlagen

*Demel, J.*: Kartoffel-Sortenversuche ... Bundesanstalt für Pflanzenbau und Samenprüfung, Wien (jährlich).

*Hinterholzer, J.*: Körnermais-Sortenversuche ... Bundesanstalt für Pflanzenbau und Samenprüfung, Wien (jährlich).

*Hron, R. u. G. Kweta*: Sommergetreide-Sortenversuche ... Bundesanstalt für Pflanzenbau und Samenprüfung, Wien (jährlich).

Österr.Statistisches Zentralamt: Besondere Ernteterminnung 1977. Endgültige Bundesergebnisse. (Berichtsblatt.)

Österr.Statistisches Zentralamt: Ergebnisse der landwirtschaftlichen Statistik, Wien (jährlich).

Österr.Statistisches Zentralamt: Ernteterminnung Ende November 1977, 9. Berichtskarte.

Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik: Monatsübersicht der Witterung in Österreich. Wien (monatlich).

TABELLE A 1: Höchste Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in °C

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	7.5	13.0	16.4	25.2	27.3	36.1	36.0	29.5	28.0	17.5	12.8	8.0
1951	8.1	10.9	16.0	21.3	26.3	27.4	29.6	30.2	27.2	17.1	18.4	9.8
1952	12.0	7.5	14.9	24.7	24.8	29.5	32.4	33.9	23.7	19.9	14.0	7.0
1953	8.6	12.0	24.4	21.6	29.2	27.3	32.2	30.6	30.7	22.8	13.3	15.6
1954	9.9	9.7	21.0	17.8	25.6	30.1	30.0	31.3	30.0	24.9	13.0	11.7
1955	8.0	9.7	22.2	27.3	28.2	26.9	31.2	27.2	27.6	19.0	11.0	12.5
1956	12.7	6.7	17.5	24.3	26.5	27.6	30.5	30.2	31.6	27.8	11.0	9.7
1957	11.7	13.0	23.0	25.4	26.0	32.1	38.3	28.3	26.7	18.8	18.4	13.3
1958	8.8	18.5	12.7	19.9	32.6	29.0	33.0	31.9	27.5	24.2	12.2	12.5
1959	10.9	15.1	20.3	23.0	25.2	29.0	32.7	28.8	26.5	20.0	12.6	12.9
1960	8.0	17.4	18.9	21.0	29.8	29.3	29.0	30.4	25.3	23.1	16.9	14.0
1961	12.3	11.3	22.3	25.7	24.5	32.2	32.5	33.7	30.5	22.8	14.9	16.2
1962	14.0	12.8	20.4	27.2	27.5	32.2	31.5	34.1	32.5	23.4	14.0	8.2
1963	5.0	3.0	15.3	23.4	26.0	31.5	33.7	33.5	26.2	20.8	19.3	4.5
1964	4.4	9.3	14.6	23.8	26.7	30.9	33.5	31.7	29.3	21.7	15.6	4.7
1965	7.4	5.7	18.7	20.9	27.0	31.6	30.2	29.8	25.6	20.0	19.1	16.0
1966	11.3	17.3	16.2	22.7	25.7	30.1	30.2	30.8	25.8	24.4	15.0	11.4
1967	9.6	16.0	18.0	23.4	27.5	33.3	31.3	32.5	30.3	22.0	14.5	13.3
1968	13.2	16.7	23.9	27.3	29.6	31.4	34.3	27.0	25.0	22.0	21.0	7.0
1969	9.5	8.0	17.9	26.1	29.7	27.3	32.3	31.5	24.6	20.0	18.4	4.3
1970	5.9	10.1	18.0	25.3	23.2	30.7	31.9	30.5	28.6	19.0	21.7	9.5
1971	11.8	12.9	18.7	22.3	27.9	27.2	31.5	34.9	24.9	21.3	17.9	13.5
1972	3.0	13.0	21.0	20.3	27.7	28.6	31.7	31.6	25.4	16.2	16.9	10.7
1973	5.3	8.6	19.0	21.5	26.5	29.2	30.1	32.5	31.1	19.5	13.7	12.4
1974	9.0	12.2	22.8	22.5	28.0	28.4	30.8	36.1	28.0	14.3	11.9	15.4
1975	12.1	11.9	17.8	23.3	27.5	29.8	29.6	29.0	27.7	23.3	10.5	8.4
1976	13.4	14.8	19.5	24.0	25.6	31.0	34.0	26.8	26.7	23.7	16.4	10.4
1977	11.4	16.7	24.5	26.1	28.0	30.0	30.0	28.3	26.9	25.2	20.7	9.1

TABELLE A 2: Tiefste Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in °C

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	-13.5	-11.1	-2.2	.8	4.7	11.7	12.6	11.8	6.5	-1.9	-3.1	-9.1
1951	-4.4	-3.9	-5.4	.6	3.7	10.3	10.7	11.4	6.4	-0.5	1.3	-3.7
1952	-10.5	-5.5	-8.4	-1.1	3.5	7.9	10.1	11.3	.1	-0.5	-2.7	-7.7
1953	-11.2	-12.5	-9.5	.5	1.0	4.1	12.3	10.3	4.5	-0.9	-7.6	-5.8
1954	-18.2	-17.4	-4.3	-1.0	2.4	10.3	9.5	10.8	5.0	-0.1	-6.0	-4.5
1955	-9.6	-8.4	-11.2	-1.5	3.0	7.1	12.1	11.2	6.2	-2.9	-4.4	-4.0
1956	-16.3	-22.6	-6.7	-2.2	5.0	5.7	12.4	9.0	4.3	-0.5	-8.9	-9.3
1957	-13.7	-2.7	-3.5	-.2	1.3	7.7	11.5	8.1	4.2	.4	-6.1	-5.1
1958	-10.1	-4.0	-8.2	-2.9	2.2	7.8	10.6	9.7	6.5	1.1	-1.3	-8.7
1959	-6.0	-9.6	-3.2	-.4	3.6	8.0	11.3	8.0	3.2	-.2	-2.6	-4.7
1960	-14.5	-14.3	-3.8	1.4	1.8	10.2	8.9	10.7	3.6	2.7	1.7	-3.8
1961	-13.8	-4.2	-.1	4.2	5.6	10.4	9.1	8.3	6.7	3.0	-4.8	-15.0
1962	-7.6	-9.8	-5.1	1.4	1.4	4.7	7.1	8.8	3.5	.3	-2.6	-14.8
1963	-16.0	-16.8	-16.0	-2.5	3.7	7.2	9.3	9.0	6.9	-0.5	-1.5	-16.7
1964	-16.1	-11.0	-9.5	1.6	5.5	11.1	8.7	8.0	7.0	2.6	-2.6	-8.1
1965	-5.1	-12.0	-6.5	-.5	2.9	8.3	9.1	7.7	5.7	-1.2	-6.6	-3.4
1966	-14.3	-2.7	-1.6	.3	6.1	6.6	9.0	9.8	4.2	-0.9	-3.6	-4.1
1967	-10.4	-9.3	-.1	.2	2.2	7.5	11.8	10.5	7.6	.4	-4.2	-7.3
1968	-14.6	-5.7	-5.7	-1.8	3.7	7.8	11.2	8.5	3.8	-1.2	-2.5	-11.4
1969	-11.9	-10.3	-5.4	-.9	6.3	8.1	10.5	9.1	4.5	3.6	-4.1	-17.2
1970	-9.0	-12.0	-8.0	-1.4	2.5	9.0	10.4	10.2	.7	-.7	1.0	-9.4
1971	-12.7	-9.0	-15.3	.6	4.5	9.0	9.1	11.4	5.7	-2.6	-3.4	-4.0
1972	-10.5	-7.5	-3.9	.4	5.5	7.5	10.8	9.8	5.0	-3.2	-2.2	-9.6
1973	-8.9	-4.4	-1.5	.7	4.7	8.4	11.7	10.3	6.7	-3.5	-5.4	-10.4
1974	-2.7	-1.5	-2.5	1.9	6.0	7.2	10.5	11.7	4.2	.6	-1.7	-2.5
1975	-2.1	-7.7	-2.0	-1.0	7.0	6.5	11.0	10.2	3.3	1.3	-8.5	-11.5
1976	-8.5	-7.3	-7.0	-1.6	1.1	8.9	12.7	8.4	7.9	1.4	-1.6	-11.5
1977	-8.1	-6.5	-2.9	-1.0	5.6	5.0	10.9	9.7	3.1	2.7	-5.4	-7.1

TABELLE A 3: Mittlere Lufttemperatur, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in °C

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	-2.8	2.0	7.2	10.3	16.7	20.4	21.5	19.8	15.4	8.1	4.8	.5
1951	1.5	3.5	4.2	10.4	14.0	18.1	20.0	20.3	16.8	8.7	7.5	2.2
1952	1.0	1.2	2.0	12.9	13.9	18.0	21.2	21.3	12.9	9.0	3.6	-7
1953	-2	1.4	6.0	11.1	14.5	18.4	21.0	18.6	16.5	11.4	4.1	1.4
1954	-4.2	-5.3	6.0	7.7	14.0	19.1	17.7	19.4	17.1	10.0	3.6	4.0
1955	-1.6	-0	2.4	8.2	13.7	17.0	19.6	18.2	15.3	10.0	4.8	3.8
1956	.8	-8.2	2.4	9.2	14.7	16.6	20.2	18.7	16.5	9.7	2.4	1.2
1957	-9	4.1	7.4	10.0	12.4	20.2	20.5	17.9	14.1	9.6	5.9	1.7
1958	.2	3.6	.5	7.9	18.1	17.1	20.2	19.3	15.6	10.7	5.7	2.6
1959	.7	.2	7.6	11.1	14.6	17.6	20.4	18.9	14.4	9.5	4.9	3.3
1960	-9	.3	5.4	10.4	14.1	18.5	18.1	19.0	14.2	11.2	6.9	2.3
1961	-2.1	3.9	8.8	13.2	13.2	19.1	18.5	19.5	17.7	11.6	4.4	-1.1
1962	1.4	.9	1.8	11.5	12.6	16.1	18.3	20.7	14.4	10.0	3.9	-3.2
1963	-6.0	-4.5	3.1	11.2	14.8	18.7	21.4	19.6	16.4	10.0	7.8	-4.3
1964	-4.7	.6	1.3	11.8	14.9	20.2	20.9	18.4	15.9	9.0	6.5	-4
1965	.8	-2.0	4.5	9.2	13.2	17.8	18.5	17.3	15.6	8.5	2.4	3.0
1966	-3.3	6.8	6.4	12.0	15.0	18.3	18.6	18.1	15.4	13.5	3.8	2.4
1967	-2	3.1	7.2	9.9	15.0	17.8	21.6	19.1	16.1	11.9	4.6	1.5
1968	-1.1	2.2	6.7	11.9	15.1	19.0	19.5	18.0	15.2	10.5	5.7	-1.9
1969	-1.6	-6	2.6	10.6	17.5	17.2	20.3	18.0	15.8	11.4	6.9	-3.5
1970	-2.0	.5	3.8	9.3	13.1	19.0	19.5	19.1	15.2	9.2	7.3	1.0
1971	-2.2	2.6	2.3	10.7	15.7	16.7	20.1	21.0	13.6	9.4	4.8	3.8
1972	-2.2	2.8	7.4	9.6	14.3	18.5	20.0	18.4	12.8	7.7	5.3	.3
1973	-2	2.1	5.5	8.2	15.5	17.8	20.0	20.0	16.1	8.5	3.7	1.1
1974	2.2	4.7	8.0	9.9	13.8	16.2	18.9	21.0	15.3	6.8	4.5	4.9
1975	3.6	1.2	6.1	9.5	16.0	17.2	20.1	19.4	17.6	9.3	3.4	1.2
1976	2.0	.2	2.8	10.3	14.8	19.0	20.9	16.8	13.7	10.6	6.4	.5
1977	.2	3.5	8.9	8.8	15.0	19.1	19.7	18.2	13.6	10.9	6.4	.2

TABELLE A 4: Sonnenscheindauer, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in Stunden

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	65.0	75.0	159.0	168.0	274.0	280.0	295.0	292.0	150.0	124.0	40.0	37.0
1951	35.0	94.0	81.0	235.0	165.0	241.0	294.0	288.0	164.0	171.0	72.0	58.0
1952	58.0	84.0	130.0	216.0	198.0	268.0	321.0	286.0	140.0	110.0	49.0	30.0
1953	26.0	90.0	217.0	233.0	271.0	219.0	303.0	292.0	223.0	141.0	90.0	37.0
1954	67.0	91.0	137.0	107.0	217.0	234.0	210.0	264.0	215.0	142.0	70.0	60.0
1955	45.0	57.0	190.0	191.0	240.0	220.0	229.0	195.0	222.0	110.0	44.0	43.0
1956	107.0	72.0	131.0	157.0	261.0	201.0	291.0	232.0	262.0	159.0	45.0	19.0
1957	52.0	61.0	154.0	190.0	228.0	270.0	217.0	254.0	139.0	179.0	52.0	36.0
1958	77.0	63.0	127.0	151.0	260.0	214.0	274.0	247.0	193.0	86.0	14.0	61.0
1959	76.0	103.0	128.0	194.0	238.0	228.0	216.0	255.0	243.0	197.0	59.0	27.0
1960	61.0	118.0	95.0	170.0	209.0	243.0	200.0	217.0	175.0	122.0	91.0	40.0
1961	93.0	54.0	166.0	222.0	226.0	279.0	258.0	271.0	250.0	141.0	53.0	53.0
1962	57.0	60.0	119.0	185.0	196.0	233.0	253.0	278.0	211.0	191.0	22.0	57.0
1963	61.0	79.0	123.0	137.0	250.0	247.0	300.0	231.0	174.0	144.0	75.0	49.0
1964	64.0	96.0	61.0	133.0	228.0	262.0	286.0	229.0	191.0	119.0	33.0	28.0
1965	34.0	96.0	142.0	133.0	150.0	225.0	215.0	221.0	170.0	173.0	53.0	67.0
1966	45.0	78.0	90.0	135.0	246.0	249.0	240.0	226.0	187.0	112.0	37.0	62.0
1967	77.0	117.0	147.0	178.0	238.0	283.0	307.0	236.0	158.0	154.0	99.0	66.0
1968	69.0	72.0	131.0	213.0	229.0	266.0	263.0	175.0	156.0	112.0	37.0	41.0
1969	27.0	57.0	191.0	240.0	279.0	198.0	305.0	205.0	182.0	175.0	97.0	21.0
1970	23.0	64.0	91.0	143.0	212.0	240.0	243.0	205.0	212.0	105.0	70.0	50.0
1971	68.0	63.0	79.0	183.0	246.0	202.0	292.0	257.0	152.0	203.0	58.0	55.0
1972	31.0	30.0	158.0	101.0	159.0	233.0	216.0	194.0	145.0	138.0	95.0	90.0
1973	42.0	58.0	127.0	132.0	267.0	177.0	221.0	290.0	181.0	159.0	116.0	61.0
1974	34.0	66.0	136.0	197.0	174.0	179.0	199.0	233.0	147.0	89.0	71.0	61.0
1975	76.0	133.0	97.0	152.0	213.0	188.0	235.0	208.0	220.0	103.0	45.0	50.0
1976	56.0	59.0	162.0	138.0	243.0	302.0	268.0	193.0	94.0	87.0	45.0	37.0
1977	39.0	76.0	158.0	151.0	220.0	250.0	225.0	176.0	144.0	124.0	81.0	29.0

TABELLE A 5: Relative Luftfeuchtigkeit, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in %

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	72.0	75.0	64.0	64.0	64.0	54.0	61.0	65.0	73.0	80.0	84.0	83.0
1951	82.0	77.0	72.0	57.0	70.0	71.0	64.0	70.0	74.0	74.0	78.0	81.0
1952	73.0	73.0	72.0	62.0	67.0	82.0	59.0	60.0	74.0	77.0	80.0	85.0
1953	78.0	70.0	66.0	60.0	64.0	71.0	66.0	65.0	67.0	78.0	74.0	82.0
1954	73.0	74.0	73.0	67.0	65.0	68.0	69.0	65.0	69.0	79.0	83.0	80.0
1955	82.0	75.0	71.0	62.0	61.0	68.0	70.0	77.0	76.0	81.0	79.0	76.0
1956	75.0	71.0	71.0	64.0	64.0	70.0	63.0	68.0	63.0	78.0	77.0	82.0
1957	79.0	77.0	66.0	65.0	59.0	61.0	67.0	68.0	75.0	78.0	80.0	79.0
1958	74.0	73.0	71.0	68.0	62.0	65.0	67.0	73.0	74.0	82.0	89.0	83.0
1959	73.0	74.0	71.0	63.0	66.0	68.0	71.0	72.0	67.0	68.0	83.0	85.0
1960	78.0	70.0	74.0	61.0	67.0	69.0	69.0	73.0	75.0	73.0	80.0	85.0
1961	79.0	80.0	63.0	67.0	69.0	64.0	64.0	64.0	68.0	77.0	84.0	78.0
1962	78.0	71.0	68.0	58.0	73.0	65.0	65.0	60.0	71.0	78.0	86.0	79.0
1963	77.0	78.0	69.0	65.0	69.0	68.0	60.0	69.0	77.0	77.0	81.0	82.0
1964	80.0	73.0	61.0	63.0	68.0	67.0	60.0	66.0	69.0	77.0	80.0	87.0
1965	85.0	71.0	74.0	70.0	70.0	73.0	73.0	71.0	76.0	80.0	77.0	80.0
1966	78.0	77.0	68.0	69.0	64.0	85.0	70.0	74.0	76.0	82.0	84.0	77.0
1967	75.0	71.0	69.0	66.0	66.0	66.0	64.0	67.0	78.0	80.0	82.0	75.0
1968	75.0	80.0	63.0	58.0	64.0	66.0	62.0	74.0	75.0	82.0	84.0	85.0
1969	84.0	80.0	76.0	57.0	60.0	70.0	64.0	69.0	74.0	75.0	74.0	83.0
1970	83.0	77.0	77.0	65.0	64.0	67.0	68.0	73.0	70.0	81.0	77.0	80.0
1971	83.0	74.0	72.0	65.0	67.0	69.0	60.0	65.0	70.0	73.0	78.0	80.0
1972	85.0	84.0	67.0	71.0	73.0	67.0	69.0	70.0	75.0	75.0	76.0	82.0
1973	82.0	78.0	67.0	64.0	60.0	68.0	64.0	60.0	72.0	76.0	69.0	77.0
1974	88.0	80.0	68.0	55.0	66.0	68.0	66.0	67.0	73.0	78.0	84.0	78.0
1975	80.0	68.0	73.0	64.0	67.0	69.0	70.0	71.0	78.0	81.0	84.0	76.0
1976	75.0	83.0	65.0	60.0	64.0	57.0	58.0	70.0	79.0	85.0	84.0	80.0
1977	86.0	79.0	68.0	66.0	61.8	62.0	63.0	74.0	72.0	81.0	74.0	82.0

TABELLE A 6: Windgeschwindigkeit, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in m/sec

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	3.0	2.5	2.9	2.6	2.3	3.5	3.5	2.0	2.6	2.6	2.2	1.7
1951	2.2	4.2	3.3	3.0	2.8	2.5	2.7	2.4	2.4	1.9	3.2	2.6
1952	3.4	4.0	2.3	2.1	3.5	2.8	2.4	2.7	3.9	2.6	3.4	2.3
1953	4.2	4.5	3.4	2.9	2.8	3.1	3.2	2.8	3.2	2.8	2.9	2.8
1954	3.9	3.0	2.5	3.2	3.3	2.6	3.3	3.2	3.0	2.3	3.0	4.0
1955	2.7	2.6	3.2	3.3	3.7	3.3	3.1	2.9	2.1	2.3	4.7	3.4
1956	3.0	5.7	5.4	3.2	3.3	4.2	3.7	3.3	3.5	2.9	3.9	5.7
1957	2.7	2.8	3.0	3.0	3.3	2.2	4.1	2.8	3.0	1.8	3.3	3.2
1958	3.0	4.5	3.3	3.5	2.8	3.0	2.8	2.9	3.5	3.0	2.1	2.1
1959	3.0	2.7	2.3	3.3	2.7	3.0	3.0	1.7	1.9	2.5	2.6	2.7
1960	3.1	2.3	3.2	2.8	2.4	2.7	3.3	3.2	2.7	3.0	2.4	2.8
1961	1.9	3.7	4.7	2.9	3.2	2.9	3.0	2.8	1.9	2.5	2.5	3.2
1962	3.5	4.7	3.6	3.3	3.0	2.9	2.4	2.6	2.7	1.8	3.1	2.6
1963	3.0	2.3	2.7	2.8	2.5	2.9	2.3	3.1	2.7	2.9	3.0	2.7
1964	2.9	4.8	2.0	3.6	2.5	2.6	2.6	3.5	3.4	2.9	3.0	2.3
1965	3.1	4.6	2.9	3.2	3.7	3.0	2.6	2.5	2.8	1.4	2.9	3.1
1966	2.9	3.0	4.3	2.9	3.2	3.2	3.2	2.9	2.6	2.7	3.7	3.6
1967	3.9	4.1	4.7	3.7	3.4	3.3	2.2	2.3	2.2	2.3	2.8	4.7
1968	4.4	2.9	4.2	2.7	3.2	3.4	3.5	3.3	3.0	2.4	2.7	3.0
1969	3.0	3.2	2.9	3.5	3.0	3.8	2.8	3.1	2.3	2.3	3.5	3.0
1970	3.6	4.0	3.7	4.0	3.7	3.2	3.6	2.4	2.8	3.5	3.4	3.3
1971	2.4	4.8	4.0	3.4	2.9	3.5	3.1	3.2	3.1	2.6	3.8	4.2
1972	3.1	3.6	3.4	3.5	2.5	3.5	3.3	3.3	2.6	3.1	3.5	3.3
1973	2.9	4.8	4.1	4.4	3.5	3.2	3.5	2.7	2.9	3.4	4.7	4.0
1974	3.7	3.2	3.0	3.7	4.2	4.2	3.9	2.8	3.0	3.9	3.1	4.9
1975	3.5	2.9	2.5	4.0	3.2	3.4	3.7	2.9	2.5	3.3	3.4	4.5
1976	5.8	3.0	4.1	3.3	3.8	2.6	3.3	3.0	3.3	3.3	3.5	3.9
1977	2.9	3.2	3.7	4.1	3.0	3.9	3.3	3.4	3.3	2.3	3.9	3.9

TABELLE A 7: Niederschlagshöhe, Wien (Hohe Warte), 1950-1977, in mm

Jahr	Jän.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1950	71.0	26.0	25.0	38.0	69.0	12.0	125.0	44.0	141.0	104.0	101.0	50.0
1951	24.0	20.0	67.0	28.0	160.0	86.0	116.0	60.0	24.0	7.0	89.0	35.0
1952	34.0	30.0	59.0	11.0	85.0	127.0	19.0	36.0	50.0	30.0	42.0	19.0
1953	44.0	27.0	26.0	64.0	28.0	89.0	106.0	43.0	23.0	27.0	7.0	14.0
1954	55.0	5.0	17.0	75.0	77.0	47.0	110.0	49.0	50.0	54.0	47.0	107.0
1955	24.0	37.0	47.0	37.0	43.0	43.0	64.0	138.0	46.0	41.0	23.0	33.0
1956	20.0	31.0	54.0	84.0	37.0	96.0	45.0	54.0	5.0	118.0	35.0	41.0
1957	39.0	58.0	48.0	24.0	12.0	19.0	130.0	70.0	60.0	4.0	35.0	40.0
1958	34.0	57.0	73.0	45.0	18.0	150.0	50.0	99.0	24.0	66.0	27.0	70.0
1959	25.0	19.0	35.0	87.0	46.0	151.0	151.0	104.0	5.0	11.0	59.0	105.0
1960	47.0	8.0	41.0	25.0	54.0	79.0	87.0	71.0	52.0	63.0	18.0	27.0
1961	9.0	68.0	32.0	65.0	84.0	48.0	83.0	28.0	22.0	59.0	61.0	52.0
1962	15.0	39.0	54.0	64.0	52.0	25.0	52.0	26.0	25.0	49.0	101.0	42.0
1963	40.0	22.0	47.0	29.0	70.0	53.0	11.0	85.0	49.0	24.0	30.0	13.0
1964	7.0	29.0	72.0	61.0	68.0	42.0	37.0	52.0	20.0	132.0	26.0	49.0
1965	42.0	47.0	44.0	131.0	131.0	193.0	84.0	57.0	48.0	.0	29.0	68.0
1966	34.0	53.0	22.0	39.0	69.0	109.0	123.0	133.0	19.0	54.0	84.0	67.0
1967	36.0	31.0	44.0	32.0	91.0	26.0	71.0	44.0	97.0	15.0	22.0	61.0
1968	64.0	7.0	25.0	20.0	45.0	35.0	60.0	68.0	39.0	60.0	40.0	42.0
1969	50.0	55.0	57.0	18.0	30.0	156.0	42.0	67.0	30.0	8.0	67.0	64.0
1970	12.0	108.0	45.0	48.0	20.0	56.0	121.0	53.0	24.0	86.0	105.0	29.0
1971	17.0	34.0	72.0	22.0	34.0	109.0	19.0	62.0	51.0	19.0	64.0	28.0
1972	31.0	54.0	31.0	86.0	131.0	22.0	114.0	67.0	30.0	34.0	32.0	3.0
1973	43.0	38.0	46.0	129.0	17.0	101.0	31.0	43.0	57.0	34.0	43.0	37.0
1974	78.0	17.0	10.0	10.0	47.0	85.0	56.0	19.0	14.0	111.0	47.0	94.0
1975	33.0	4.0	48.0	46.0	70.0	154.0	121.0	52.0	13.0	51.0	30.0	37.0
1976	99.0	20.0	9.0	36.0	93.0	55.0	34.0	44.0	79.0	49.0	69.0	35.0
1977	58.0	60.0	60.0	50.0	20.0	40.0	89.0	98.0	44.0	13.0	21.0	25.0

TABELLE A 8: Mittelwerte der Witterungsdaten, Wien (Hohe Warte), 1950-1975

	mittlere	höchste	tiefste	Sonnenschein- dauer	Niederschläge	relative Luft- feuchtigkeit	Windgeschw.
	Lufttemperatur in °C						
Jänner	- 1,104	9,116	- 11,264	55,76	35,8	78,84	3,14
Februar	1,036	11,616	- 9,128	75,92	38,8	75,32	3,7
März	4,82	18,964	- 5,904	126,4	43,72	69,72	3,4
April	10,328	23,356	- 0,072	179,36	52,88	63,44	3,22
Mai	14,576	27,16	3,712	226,44	60,72	65,68	3,096
Juni	18,136	29,956	8,14	235,64	78,36	68,4	3,14
Juli	19,86	32,036	10,444	257,92	76,28	65,4	3,084
August	19,184	31,3	9,816	242,92	62,88	68,2	2,816
September	15,372	27,664	4,908	185,68	40,2	72,4	2,792
Oktober	9,836	20,9	- 0,26	142,2	48,4	77,76	2,636
November	5,032	15,5	- 3,352	61,68	49,36	80,12	3,176
Dezember	1,036	10,964	- 8,012	48,56	47,6	80,96	3,248
Herbst (9-11)	30,24	64,064	1,296	389,56	137,96	230,28	8,604
Winter (12-2)	0,968	31,696	- 28,404	180,24	122,2	235,12	10,088

TAB. A 9: Ex-post geschätzte ha-Erträge in Österreich in Abhängigkeit vom Witterungsverlauf

Ackerfrucht	Jahr	Basis	ex-post geschätzter Ertrag bei Kenntnis der Witterung bis										geernteter Ertrag
			Herbst	Winter	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	
Winterweizen	1971	35,6	35,4	35,4	34,9	34,6	34,5	34,7	36,0	36,0			36,0
	1972	36,0	35,7	35,7	36,3	33,9	33,9	33,9	33,0	33,0			31,7
	1973	37,5	36,8	36,8	37,2	36,4	36,3	36,4	36,7	36,8			35,6
	1974	37,5	37,4	37,5	37,9	40,0	40,1	40,4	40,1	40,1			41,4
	1975	38,0	37,3	37,6	37,0	36,6	36,4	36,5	35,4	35,4			35,4
	1976	38,7	38,6	38,7	39,6	40,5	40,5	40,3	42,1	42,2			43,3
	u <sub>2</sub>	0,6273	0,5973	0,5948	0,5613	0,3176	0,3093	0,3173	0,1907	0,1907			
Winterroggen	1971	31,4	31,2	31,3	31,2	30,9	30,9	31,1	30,6				31,0
	1972	31,5	30,8	30,7	30,8	29,8	28,5	28,8	28,4				28,0
	1973	33,3	33,0	32,7	32,8	32,4	33,3	33,4	33,1				33,6
	1974	32,8	31,8	31,8	31,9	32,4	32,5	32,7	32,6				33,9
	1975	33,0	32,6	32,9	32,8	32,7	32,6	32,5	31,7				29,4
	1976	33,6	32,6	32,7	32,9	33,2	33,1	33,7	33,2				34,5
	u <sub>2</sub>	0,5613	0,5524	0,5683	0,5539	0,4743	0,4089	0,3777	0,3236				
Sommergerste	1971	33,4		33,4	33,3	33,2	33,2	32,6	32,8				34,5
	1972	35,3		35,2	35,2	34,2	32,9	33,7	33,5				33,2
	1973	34,6		34,5	34,7	34,9	34,4	33,8	34,2				34,1
	1974	37,4		37,1	37,0	38,8	38,4	38,0	38,1				38,9
	1975	37,3		36,9	36,6	36,3	36,0	34,6	34,4				31,7
	1976	37,6		37,6	37,9	38,0	37,9	38,6	39,1				39,9
	u <sub>2</sub>	0,5488		0,5241	0,4988	0,4274	0,3981	0,2789	0,2448				
Spätkartoffeln	1971	268,2		269,4	270,2	272,0	278,8	270,6	273,0	273,3	269,2	272,4	271,8
	1972	267,7		268,9	271,2	265,8	252,2	252,3	248,8	250,4	245,7	238,8	240,4
	1973	276,9		281,1	282,5	274,4	282,3	279,1	273,5	268,2	266,1	264,9	165,5
	1974	272,8		271,7	275,4	278,3	282,6	278,7	273,9	276,6	270,5	253,6	248,6
	1975	273,1		270,1	267,1	267,6	266,3	260,9	248,8	249,2	243,3	247,2	234,3
	1976	275,2		272,0	274,0	275,9	266,5	265,6	278,4	276,3	264,1	268,9	267,5
	u <sub>2</sub>	0,9711		0,9493	0,9788	0,9318	0,9006	0,7813	0,5865	0,6092	0,4327	0,2473	
Körnermais	1971	61,4		61,5	62,2	62,6	63,9	61,0	58,5	62,1	59,5	58,8	57,7
	1972	60,7		61,5	60,7	60,0	59,7	60,4	62,1	60,5	56,8	53,6	54,8
	1973	66,0		66,3	66,1	63,9	65,0	64,3	63,6	65,2	66,3	64,4	65,7
	1974	63,1		64,7	63,7	63,3	62,4	58,5	58,8	62,4	62,3	57,9	57,6
	1975	63,0		64,8	64,5	63,6	65,2	63,3	65,5	65,9	69,1	68,4	68,2
	1976	63,9		64,5	65,1	65,0	65,3	67,0	63,6	58,8	56,4	57,5	58,6
	u <sub>2</sub>	0,5502		0,5979	0,5678	0,5606	0,5052	0,5691	0,4797	0,3922	0,2842	0,1061	