

81

Sonderdruck aus „Bayerisches Landwirtschaftliches Jahrbuch“,
50. Jahrgang, Heft 3/1973, Seite 321—374

Zur Methodik der quantitativen floristischen Auswertung von Grünlandversuchen

Auszug aus der
von der Fakultät für Landwirtschaft und Gartenbau
der Technischen Universität München
zur Erlangung des akademischen Grades

eines Doktors der Landwirtschaft (Dr. agr.)
genehmigten Dissertation

vorgelegt von
Diplomlandwirt Manfred Munzert
geboren zu Bobengrün

I. Berichterstatter: o. Prof. Dr. G. Voigtländer
II. Berichterstatter: o. Prof. Dr. W. Haber

Tag der Einreichung der Arbeit: 7. 7. 1972
Tag der Annahme der Arbeit: 7. 8. 1972
Tag der Promotion: 9. 8. 1972

Aus dem Institut für Grünlandlehre der TU München-Weihenstephan

Zur Methodik der quantitativen floristischen Auswertung von Grünlandversuchen¹⁾

Von Manfred Munzert

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	322
Summary	323
1. Das Problem	324
2. Material und Methoden	324
2.1 Die Versuchsflächen	324
2.2 Das Aufnahmematerial	327
2.3 Die Rechenprogramme	327
3. Ergebnisse	329
3.1 Die Bedeutung des Versuchsfehlers in der botanischen Analysentechnik	329
3.1.1 Die subjektive Schätzweise des Autors einer Aufnahme	330
3.1.2 Pflanzenbestandsveränderungen während der Vegetationsperiode	331
3.1.3 Die Bedeutung der Wiederholungen für floristische Untersuchungen	333
3.1.4 Die Genauigkeit von Schätzskalen	335
3.2 Die Variabilität der Pflanzenbestände aus biometrisch-statistischer Sicht	340
3.2.1 Testrechnungen	341
3.2.2 Die diskriminanzanalytische Trennung des Düngungseinflusses	343
3.2.3 Die diskriminanzanalytische Trennung des Jahreseinflusses	344
3.3 Der Einfluß der Niederschläge auf die Artengruppenanteile	344
3.4 Der Einfluß der Düngung auf landwirtschaftliche Kriterien des Pflanzenbestandes	346
3.4.1 Einfluß auf die landwirtschaftlichen Artengruppen	347
3.4.2 Das Verhalten der Arten in Abhängigkeit von der Düngung	350
3.4.3 Einfluß auf die Futterqualität	355
3.5 Der Einfluß der Düngung auf soziologische und ökologische Kriterien des Pflanzenbestandes	356
3.5.1 Zur soziologischen Definition der Versuche	357
3.5.2 Einfluß der Düngung auf soziologische Veränderungen	360
3.5.3 Einfluß der Düngung auf ökologische Kennzahlen	361
4. Diskussion	365
5. Literatur	370

Gebrauchte Abkürzungen

FW	= Versuch Frauenwiese
WW	= Versuch Weiherwiese
V	= Versuch Veitshof

¹⁾ Auszug aus der gleichnamigen, von der Fakultät für Landwirtschaft und Gartenbau genehmigten Dissertation.

AV	= Versuch Agrikulturchemisches Versuchsfeld II
W	= Versuch Wildschwaige
D	= Versuch Dorfacker
NPKK	= Volldüngung mit doppelter Kaligabe
NPPK	= Volldüngung mit doppelter Phosphorsäuregabe
NPKZ	= Weidevolldünger mit Mg (+Na +Cu)
S	= Stallmistdüngung
Ko	= Kompostdüngung

Zusammenfassung

Langjährige botanische Aufzeichnungen von fünf Wiesendüngungsversuchen und einem Weideversuch dienten als Testobjekte für die Klärung methodischer Fragen einer quantitativen floristischen Auswertung von Grünlandversuchen. Außerdem wurden fehlerkritische Fragen auch an Aufnahmen mit exakten Gewichtsbestimmungen untersucht.

Die individuelle Schätzweise des Aufnahmeautors, die ständige Veränderung der Artenanteile während der Vegetationsperiode und im Wechsel der Jahre sowie die Versuchsanlage selbst erschweren die quantitative floristische Analyse erheblich. Eine prinzipiell kritische Einstellung zur Massenprozent-schätzung (Ertragsanteile) erscheint daher gerechtfertigt. Es konnte der Nachweis erbracht werden, daß bestimmte sechsstufige Schätzskalen dieselbe Aussagekraft besitzen, in der Anwendung aber Vorteile gegenüber der Massenprozent-schätzung haben. Von 31 am gesamten Datenmaterial getesteten Skalen erwies sich die Abstufung 0 = +—1%, 1 = 2—4%, 2 = 5—10%, 3 = 11—20%, 4 = 21—40% und 5 = >40% Ertragsanteil als besonders geeignet. Es wurden konkrete Angaben über die Anzahl der zu untersuchenden Wiederholungen eines Versuches gemacht; sie richtet sich in erster Linie nach dem verfolgten Zweck.

Die Variabilität der Pflanzenbestände ist aus biometrisch-statistischer Sicht mit der Diskriminanzanalyse als multivariatem Rechenverfahren gut zu erfassen. Es zeigte sich, daß die Wiesendüngungsvarianten in der Regel jeweils typische Artenkombinationen aufweisen. Die drei Varianten des Weideversuches waren dagegen im statistischen Sinne nicht zu unterscheiden. Auch war festzustellen, daß sich in gewissen Jahren gleiche Bestandesbilder wiederholen, der Witterungseinfluß also zu keiner unbegrenzten Variabilität führt.

Der Zusammenhang zwischen Niederschlägen und Artengruppenanteilen kann mit der Korrelationsrechnung aufgezeigt werden. Selbst wenn die Niederschläge in bestimmte Zeiträume differenziert und die landwirtschaftlichen Artengruppen nach dem Futterwert untergliedert wurden, konnten nur gewisse Tendenzen gefunden werden. Untergliederte Artengruppen gestatten auch eine genauere Prüfung der Düngerwirkungen. Die Bestandeswertzahl spiegelt die Art der Düngung auf Wiese gut, auf Weide weniger gut wider.

Die Untersuchung des Verhaltens der Einzelart gegenüber der Düngung stützt sich auf die durch bestimmte Schwellenwerte definierten Kriterien „Indifferenz“, „Förderung“, „starke Förderung“, „Abnahme“ und „starke Abnahme“. Insgesamt konnten zu 73 von 213 Arten Angaben über ihre Reaktion auf N, P, K, PK und NPK gemacht werden (vgl. Tab. 16). Die übrigen Arten zeigten keine eindeutige Tendenz oder es lagen zu wenig Beobachtungen für die Beurteilung vor.

Die soziologische Auswertung wurde mit Hilfe von „relativen Präsenzwerten“ vorgenommen, die sich aus der Präsenz und dem Massenanteil der zu einer soziologischen Gruppe gehörenden Arten errechnen. Mit diesen Relativwerten kann umfangreiches Aufnahmematerial auf engstem Raum dargestellt werden. Die ökologischen Kennzahlen werden am besten durch Transformation der Ertragsanteile in eine sechsstufige Skala berechnet. Sie verhalten sich gegenüber Düngung unterschiedlich: Die $\bar{m}F$ -Zahl verschiebt sich unter PK- und NPK-Düngung zur mittleren Feuchtestufe hin. Die $\bar{m}N$ -Zahl kennzeichnet den generellen Intensivcharakter der Narbe; sie spricht auf N-Düngung allein wenig an, wenn P und K fehlen. Die $\bar{m}R$ -Zahl ist ausgesprochen nährstoff- und witterungsneutral.

Die angewandten Methoden setzen zum Teil die Verwendung von Großrechenanlagen voraus. Die entsprechende Aufbereitung des Datenmaterials erfordert zwar einen beachtlichen Arbeitsaufwand, der sich aber in Anbetracht der fast unbegrenzten Auswertungsmöglichkeiten zumindest für methodische Probleme lohnt.

Summary

Botanical records of five fertilization-experiments on meadows taken down for many years, together with one pasture experiment, served as test objects in order to answer methodical questions on quantitative floristic interpretation of grassland experiments. Besides, questions regarding mistake-criticism were examined at relevés with exact weight determination.

Quantitative floristic analysis is handicapped by the author's individual use of the method of evaluation, the changing of the species proportions which continuously takes place during the period of vegetation and in the course of the years, and the experiment structure. A fundamentally critical attitude towards the estimation of biomass percentage is therefore justified. It could be proved that certain 6-step rating-scales are as suitable as the estimation of biomass percentage, but if applied they are more advantageous. Out of 31 scales tested at the data set available, the following steps proved to be most suitable: 0 = + to 1, 1 = 2 to 4, 2 = 5 to 10, 3 = 11 to 20, 4 = 21 to 40, and 5 = >40 per cent biomass. The number of the necessary repetitions of an experiment was calculated. This number of repetitions depends primarily on the experimental aim.

The variability of the plant communities — if it is regarded from a biometric-statistical point of view — can be well calculated by means of the discriminant analysis which is a multivariate computing technique. As a rule, the variants of meadow fertilization were characterized by typical combinations of species. There was not, however, any statistical difference among the three variants of the pasture experiment. A repetition of equal species compositions in certain years could be found. So weather influence is limited.

The relation between precipitation and species-group percentages can be shown by means of correlation analysis. Only a few tendencies could be found, even if precipitation was subdivided into certain periods, and if species groups were expressed in terms of fodder value. The use of especially classified species groups also permits to examine the effects of fertilization in a better way. The index of fodder value reflects the way of fertilizing. This effect comes out better on meadow than on pasture.

In order to examine the behaviour of an individual species considering fertilization, criteria were used, which had been defined by certain threshold values. The criteria were „indifference“, „increase“, „big increase“, „decrease“ and „big decrease“. On the whole, 73 out of 213 species could be evaluated in regard of N, P, K, PK and NPK fertilization (see table 16). The rest of the species had no clear tendency, or there were not enough observations for their evaluation.

The phytosociological evaluation was done by means of „relative presence-values“ which were calculated from the presence and the biomass percentage of the species belonging to a phytosociological group. A maximum of data can be represented on a minimum of space by means of these relative values. The ecological coefficients can be calculated best by transforming the biomass percentage into a six-step scale. The figures mentioned differ in respect to fertilization. The mean-moisture-figure moves towards an average moisture under the influence of PK- and NPK-fertilization. The mean-nitrogen-figure characterizes, in general, the intensity of management. If there is a lack of P and K, nitrogen-fertilization does not affect the mean-nitrogen-index very much. The mean-reaction-figure is indifferent to soil nutrition and weather.

The methods applied depend partially on computer facilities. Of course, the preparation of the data material demands much work, which is compensated, however, because in this way nearly every methodical problem of grassland vegetation can be investigated.

1. Das Problem

Sinn und Zweck von Grünlanddüngungsversuchen ist die Erforschung der standortgerechten, rentablen Nährstoffversorgung. Kriterien für die Versuchsauswertung sind die Beeinflussung des Ertrages, der wertgebenden Inhaltsstoffe und der floristischen Veränderungen. Obwohl die düngungs- und nutzungsbedingten Bestandumschichtungen in erster Linie die Ursache für die Ertrags- und Qualitätsbeeinflussung sind, fällt auf, daß ausführliche Versuchsanalysen meist nur für den Ertrag, in jüngerer Zeit auch für die Inhaltsstoffe, vorgenommen werden. Veröffentlichungen mit eingehenden floristischen Analysen sind relativ selten. Meist beschränken sich diese auf die Verschiebungen im Verhältnis der landwirtschaftlichen Artengruppen (Gräser, Grasartige, Leguminosen, sonstige Arten = „Kräuter“) und der wenigen dominierenden Arten. Eine solch grobe Skizzierung des Pflanzenbestandes genügt oft nicht einmal den einfachen wirtschaftlichen Aspekten. In dieser Arbeit wird deshalb versucht, die komplexen floristischen Strukturen, die bestimmend für den Wert der Bestände sind, zu analysieren und ihre Veränderungen durch Düngung zu verifizieren.

Aus dem Studium der Literatur gewannen wir die Erkenntnis, daß eine Methodik der quantitativen floristischen Auswertung von Grünlandversuchen noch kaum entwickelt worden war. Die einfache Übernahme der pflanzensoziologischen Arbeitsmethoden ist aus mancherlei Gründen nicht möglich. So mußten wir das Schwergewicht auf die Lösung methodischer Fragen legen. Als Test- und Untersuchungsobjekte dienten uns einige der langjährigen Weihenstephaner Wiesendüngungsversuche und ein neuerer Weideversuch.

Im einzelnen waren folgende Kernfragen zu klären:

1. Mit welchem Versuchsfehler ist bei der floristischen Analyse der Versuche

zu rechnen? Welche Konsequenzen ergeben sich für die anzuwendende Schätzmethode?

2. Kann die Variabilität der Pflanzenbestände von Grünlandversuchen durch biometrisch-statistische Verfahren erfaßt werden?
3. Welchen Einfluß nehmen Düngung, Vegetationsverlauf und Niederschlag auf die landwirtschaftlichen Kriterien der Pflanzenbestände?
4. Welche Düngungsreaktion zeigt die Einzelart im Bestand?
5. Wie beeinflusst die Düngung das soziologische Gefüge und die ökologischen Kennzahlen des Bestandes?

2. Material und Methoden

2.1 Die Versuchsflächen

In die Untersuchungen wurden fünf exakte Dauerdüngungsversuche auf Wiese und ein Weidedüngungsversuch einbezogen. In Tabelle 1 werden einige Hinweise zu den einzelnen Versuchsflächen gegeben. Mit Ausnahme des Weideversuches Dorfacker, der auf Mineralboden liegt, handelt es sich um humusreiche Böden mit z. T. ausgesprochenem Niedermoorcharakter. Auch in den Niederschlags- und Temperaturverhältnissen treten nur geringfügige Differenzen auf; mit 814 bis 856 mm bzw. 7,5 bis 7,7 °C sind günstige Klimabedingungen für Grünland gegeben, zumal alle Wiesenflächen Grundwasseranschluß haben.

Die Wiesendüngungsversuche zeichnen sich insgesamt durch neutrale bis alkalische Bodenreaktion und geringe bis mittlere Phosphorsäure- und Kaliver-sorgung aus. Im Versuch Wildschwaige führte die fortgesetzte NPK-Düngung zu einem hohen P- und K-Vorrat. Die NPK- und NPKZ-Parzellen des Versuches Dorfacker waren im 2. Versuchsjahr (1970) mit Phosphorsäure schlecht und mit Kali mittel bis gut versorgt. Die PK-Parzellen wurden nicht unter-

Tabelle 1: Überblick über die Standortverhältnisse

	Frauenwiese	Weierwiese	Veitshof	Agrikulturchem. Versuchsfeld II	Wildschwaige	Dorfacker
Versuchsansteller	Versuchsgut Roggenstein bei Fürstenfeldbruck	Versuchsgut Roggenstein bei Fürstenfeldbruck	Versuchsgut Veitshof, Freising	Institut für Pflanzenernährung	Versuchsgut Wildschwaige bei Freising	Josef Schmuck Dorfacker bei Freising
Versuchsdauer	Seit 1949	1949—1966	Seit 1951	Seit 1936	1953—1966	Seit 1969
Naturraum	Münchener Ebene	Münchener Ebene	Münchener Ebene	Münchener Ebene	Münchener Ebene	Donau-Isar-Hügelland
Geographische Lage	Südwestteil des Dachauer Moooses	Südwestteil des Dachauer Moooses	Nordostende des Freisinger Moooses	Nordostende des Freisinger Moooses	Erdinger Moos	Hang des Thalhausener Grabens
Koordinaten	R 51350 H 38800	R 50440 H 38125	R 80150 H 61670	R 79650 H 61100	R 83375 H 53970	R 74140 H 65070
Höhenlage	520 m ü. NN	520 m ü. NN	446 m ü. NN	446 m ü. NN	456 m ü. NN	480 m ü. NN
Geologische Unterlage	Kalkschotter der Würmeiszeit	Kalkschotter der Würmeiszeit	Schwemmlehm des Jüngeren Holozäns über Kalkschotter	Schwemmlehm des Jüngeren Holozäns über Kalkschotter	Lehm über Kies der Altstadtstufe (Jungpleistozän)	Lößlehmdecke über Oberer Süßwassermolasse
Bodentyp	Niedermoor (40—50 cm)	Niedermoor (30—40 cm)	Kalkgley aus holozänen Flußmergeln und aus Alm	Kalkgley aus holozänen Flußmergeln und aus Alm	Basenreiches Anmoor (30—80 cm)	Ackerbraunerde
Jahresniederschläge	856 mm ¹⁾ (1891—1930)	856 mm ¹⁾ (1891—1930)	814 mm ²⁾ (1931—1960)	814 mm ²⁾ (1931—1960)	814 mm ²⁾ (1931—1960)	814 mm ²⁾ (1931—1960)
Niederschläge April bis Sept.	560 mm ¹⁾ (1891—1930)	560 mm ¹⁾ (1891—1930)	527 mm ²⁾ (1931—1960)	527 mm ²⁾ (1931—1960)	527 mm ²⁾ (1931—1960)	527 mm ²⁾ (1931—1960)
Mittlere Jahrestemperatur	7,5° C ³⁾	7,5° C ³⁾	7,7° C ²⁾ (1931—1960)	7,7° C ²⁾ (1931—1960)	7,7° C ²⁾ (1931—1960)	7,7° C ²⁾ (1931—1960)

1) Station Fürstenfeldbruck

2) Station Weihestephan

3) Errechnet aus Weihestephaner Werten

sucht, lassen aber ein ähnliches Ergebnis erwarten.

Über Erträge und Pflanzenbestände der Versuche Frauenwiese und Weiherwiese wurde von SIMON (1954, 1955), STURM (1958) und AUFHAMMER, GÜNZEL und KNOBLOCH (1965) berichtet, während von VOIGTLÄNDER (1966) eine Mitteilung über den Versuch Wildschwaige vorliegt.

Zur Charakterisierung der Versuche sind noch folgende Angaben von Bedeutung:

Versuch Frauenwiese: Der 5fach wiederholte und in Teilstücken von 20 m² Größe angelegte Versuch enthält die Varianten 0, P, K, PK, NP, NK, NPK, PK + Stallmist (PKS) und NPK + Stallmist (NPKS). Bis 1969 wurden 70 kg/ha P₂O₅ als Thomasphosphat, 120 kg/ha K₂O als Kalisalz (40%), beides zusammen im Frühjahr, und 50 kg/ha N als schwefelsaures Ammoniak in Gaben von 30 N im Frühjahr und 20 N zum 2. Schnitt gedüngt. Der Stallmist in Höhe von 250 dz/ha wird jedes 3. Jahr gegeben. Ab 1970 wurde die Mineraldüngung auf 90 kg/ha P₂O₅, 200 kg/ha K₂O und 120 kg/ha N erhöht und je nach der Düngungsvariante von der Zweischnitt- zu einer Ein- bis Dreischnittnutzung übergegangen. Eine wesentliche Beeinflussung der 1970 untersuchten Pflanzenbestände ist von dieser Umstellung jedoch nicht zu erwarten.

Versuch Weiherwiese: Der ausschließlich auf Mineraldüngung abgestellte Versuch war in die Varianten 0, P, K, PK, NP, NK und NPK gegliedert. Nährstoffmengen und -verteilung unterschieden sich nicht vom ursprünglichen Düngungsplan der Frauenwiese: 70 kg/ha P₂O₅ (Thomasphosphat), 120 kg/ha K₂O (Kalisalz 40%) und 30 + 20 kg/ha N (schwefelsaures Ammoniak). Die Teilstücksgröße des 5fach wiederholten Versuches betrug ebenfalls 20 m².

Versuch Veitshof: Der als Blockanlage mit 6facher Wiederholung und einer Teilstücksgröße von 25 m² angelegte Versuch wurde bis 1965 zweischnittig,

von 1966—1968 dreischnittig und ab 1969 ein- bis dreischnittig genutzt. Der differenzierte Schnittplan nimmt Rücksicht auf die Nährstoffversorgung, um einerseits den Streuwiesen- bzw. Extensivcharakter der ungedüngten und der Mangelparzellen zu erhalten, andererseits die Leistungsfähigkeit der Teilstücke mit Volldüngung voll zu nutzen. Einer Einschnittnutzung unterliegt nunmehr die 0-Variante, zweimal geschnitten werden PK, NK, NP, S und K₀ und drei Schnitte werden gewonnen von NPK und NPKS. Die Nährstoffgaben betragen bis 1968 60 kg/ha P₂O₅ (Superphosphat), 120 kg/ha K₂O (Kalisalz 50%); ab 1969 wurden diese Gaben auf 100 kg/ha P₂O₅ und 250 kg/ha K₂O erhöht. Die N-Gabe beträgt seit Versuchsbeginn unverändert 60 + 40 bzw. 40 + 30 + 30 kg/ha (schwefelsaures Ammoniak) zum jeweiligen Schnitt. An Stallmist werden jährlich 200 dz/ha, an Kompost 400 dz/ha gegeben. Bemerkenswert ist, daß die Versuchsfläche teilweise mit fremdem Bodenmaterial (auch Ziegelbrocken) überzogen ist. KNAPPE (1971) deutet dies als Deckkulturmaßnahme, wie sie früher im Zuge der Mooskultivierung üblich war.

Versuch Agrikulturchemisches Versuchsfeld II: Am Düngungsplan hat sich seit Versuchsbeginn (1936) nichts geändert. Dem ungedüngten Teilstück stehen die Varianten NP, NPK und NPKK (doppelte Kaligabe) gegenüber. Die Nährstoffmengen betragen (in kg/ha) 60 N, 70 P₂O₅ und 80 bzw. 160 K₂O. Es wird Ammonsulfatsalpeter, Rhenianphosphat und Kalisalz (40%), letzteres in zwei Teilgaben (Frühjahr und nach dem 1. Schnitt), verwendet. Zweischnittnutzung war bisher die Regel. In neuerer Zeit wird in massenwüchsigen Jahren auch ein 3. Schnitt gewonnen. Der Versuch ist 4fach wiederholt und hat 50 m² große Teilstücke. Ein längs der Versuchsfläche gezogener tiefer Graben, der den Grundwasserflurabstand unter das gebietsübliche Niveau absinken läßt,

sorgt für eine relativ „trockene“ Versuchsfläche.

Versuch Wildschwaige: Der zweifaktorielle, in 4facher Wiederholung angelegte Versuch war mit dem Faktor „Mineraldüngung“ in die Stufen 0, P, K, PK, NP, NK, NPK und NPPK und mit dem Faktor „organische Düngung“ in Stallmist, Kartoffelkraut, Schafpferch und „ohne Wirtschaftsdüngung“ gegliedert. Mit Ausnahme der Kombinationen PK + Stallmist (PKS) und NPK + Stallmist (NPKS) — die z. T. auch in den anderen Versuchen vertreten sind — wurde auf die botanische Auswertung der organischen Düngung verzichtet, weil einmalige Aufnahmen aus dem Jahre 1964 keine ausreichende Basis für eine sichere Beurteilung dieses Faktors bieten.

Die Düngergaben betragen in mineralischer Form 40 kg/ha N, 120 kg/ha P_2O_5 und 200 kg/ha K_2O . Die NPPK-Teilstücke wurden bis 1960 mit 240 kg/ha P_2O_5 abgedüngt; ab 1961 wurde dagegen nur noch die Nachwirkung dieser hohen P-Gaben geprüft. Als Düngerformen kamen schwefelsaures Ammoniak im Frühjahr und zum 2. Schnitt (jeweils 20 N) und Thomasphosphat sowie Kalisalz (40%) im Frühjahr zur Anwendung. Stallmist wurde in den Jahren 1954, 1957 und 1960 in Höhe von 235 dz/ha verabreicht. Die 50 m² großen Parzellen wurden regelmäßig zweischnittig genutzt.

Versuch Dorfacker: Der zum Zwecke des Vergleichs von Ein- und Mehrnährstoffdüngern auf Weide eingerichtete Versuch befindet sich an einem Nordhang mit einer Neigung von etwa 20%. Der Versuch besteht aus 9 Varianten. Botanisch untersucht wurden jedoch nur die Varianten 1 (PK), 5 (NPK) und 9 (NPKZ). Die PK-Parzellen werden im Frühjahr mit 200 kg/ha P_2O_5 und 323 kg/ha K_2O in Form von Superphosphat bzw. Kalisalz (50%) und die NPK-Parzellen in 5 gleichen Teilgaben mit denselben Nährstoffmengen und 200 kg/ha N als Kalkammonsalpeter ab-

gedüngt. Die Variante NPKZ erhält ebenfalls in 5 gleichen Teilgaben „Weidevollkorn“ 15/9/5/5 mit insgesamt 200 kg/ha N, 120 kg/ha P_2O_5 , 67 kg/ha K_2O und 67 kg/ha MgO. Dieser Volldünger enthält außerdem 4% Na_2O und 0,1% Cu. Es wird ein „Schnittversuch mit Beweidung“ durchgeführt. Zu jeder Nutzung wird abwechselnd jeweils die eine Parzellenhälfte (12 m²) zur Ertragsfeststellung und Probenahme für die Qualitätsermittlung geschnitten, anschließend die andere durch Auftrieb auf die gesamte Versuchsfläche abgeweidet. Die Düngungsvarianten sind in 4facher Wiederholung und mit Teilstücken von 25 m² Größe angelegt.

2.2 Das Aufnahmematerial

Die Ergebnisse dieser Arbeit stützen sich auf das von zahlreichen Autoren²⁾ im Laufe der Jahre angefertigte Aufnahmematerial und, soweit die Versuche noch bestanden, auf eigene Untersuchungen der Pflanzenbestände in den Jahren 1969 und 1970. Insgesamt konnten 477 Aufnahmen verarbeitet werden. Von den Wiesendüngungsversuchen standen 429, vom Weideversuch Dorfacker 48 Aufnahmen zur Verfügung. Darüber hinaus wurden für bestimmte Fragestellungen zusätzliche Aufnahmen mit anschließender exakter Gewichtsbestimmung der einzelnen Arten erstellt.

Die Nomenklatur der Pflanzenarten hält sich an EHRENDORFER (1967), die der Pflanzengesellschaften an OBERDORFER (1967).

2.3 Die Rechenprogramme

Die Verrechnung des Datenmaterials erfolgte über elektronische Rechenanlagen. Die Spezialprogramme sind in ALGOL 60 für den Rechner TR 440 des Leibniz-Rechenzentrums in München ge-

²⁾ Den in der Originalarbeit namentlich genannten Autoren wird an dieser Stelle für ihre mühevollen Arbeit gedankt.

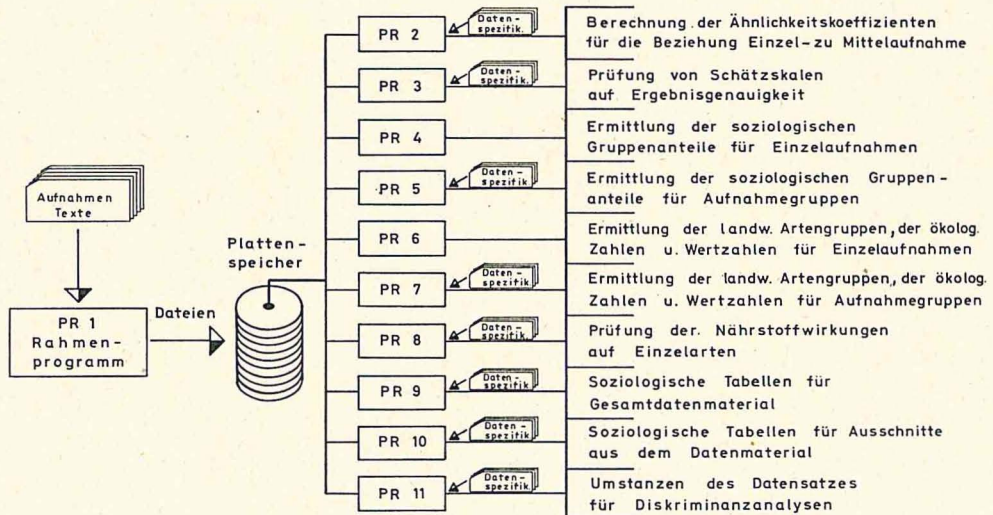


Abb. 1: Organisation und Inhalt der Rechenprogramme

schrieben. Ferner konnte auf ein Korrelations- und Regressionsprogramm der Datenverarbeitungsstelle Weihenstephan und auf ein Rechenprogramm für Diskriminanzanalysen³⁾, das auf der IBM-Anlage 360/91 des Max-Planck-Instituts für Plasmaphysik in Garching bei München läuft, zurückgegriffen werden.

Einen Überblick über Problemstellung und Organisation der einzelnen Spezialprogramme vermittelt Abbildung 1. Danach wird der gesamte Datensatz, bestehend aus den Aufnahmedaten und Textdaten, über das Rahmenprogramm PR 1 in Daten auf Platte gespeichert und von den folgenden Programmen 2—11 nach Bedarf abgerufen. Diese verlangen mit Ausnahme von PR 4 und PR 6 zusätzliche Daten für die genaue Definition des Problems, wie Anzahl der benötigten Aufnahmen, Aufnahmeummern, Textüberschriften, Schwellenwerte usw. Das benutzte Korrelations- und Regressionsprogramm erlaubte die Überprüfung einer Anzahl von Pflanzen-

gruppen in ihrer Abhängigkeit von der Niederschlagsmenge. Hierfür wurde ein separater Datensatz mit allen x- (Niederschlagsperioden) und y-Merkmalen (Artengruppen) erstellt. Die Beziehungen werden mit dem Korrelationskoeffizienten ausgedrückt. Auf eine Wiedergabe der Regressionsgleichungen wurde verzichtet, da der funktionale Zusammenhang der Merkmale in diesem Falle nicht interessierte.

Die verwendete aufbauende Diskriminanzanalyse, von SAMPSON geschrieben und in DIXON (1968) veröffentlicht, kann als multivariates Rechenverfahren eine Vielzahl von Pflanzenarten (Merkmale des Pflanzenbestandes) zur Trennung von Pflanzenbeständen benutzen. Damit eröffnet sich die Möglichkeit, verschiedene Pflanzenbestände aus biometrisch-statistischer Sicht gegeneinander abzugrenzen. Es wird ein dreifach definierter Datensatz unter Angabe der Zahl von Gruppen (Düngungsvarianten oder Jahre), Beobachtungen (Aufnahmen) und Merkmalen (Pflanzenarten) benötigt. Da das Programm für maximal 80 Merkmale konzipiert ist, mußten gelegentlich einige Pflanzenarten un-

³⁾ Herrn Privat-Doz. Dr. L. REINER und seinem Mitarbeiter Ing. agr. M. GIEHL vom Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung Weihenstephan danke ich für die freundliche Unterstützung.

berücksichtigt bleiben. Es handelt sich hierbei jeweils um Arten mit der geringsten relativen Stetigkeit.

Die entscheidende Information, ob die zu trennenden Aufnahmegruppen im statistischen Sinne unterscheidbar sind, liefert der F-Test für das Abstandsmaß nach MAHALANOBIS, der nach jeder neu aufgenommenen Pflanzenart (Variable) ausgedrückt wird. Es kann also aus dem Ergebnisprotokoll entnommen werden, ab welchem Diskriminanzschritt eine Trennung herbeizuführen war. Die Entscheidung, welche Variable im nächsten Schritt hinzukommt, wird nach dem größten F-Wert getroffen. Ein plastisches Bild vom Trennerfolg vermittelt schließlich eine Graphik, die die beiden ersten, also die größte Trennwirkung erbringenden kanonischen Variablen berücksichtigt. Der Berechnungsgang für die Transformation des Ergebnisses in kanonische Variable wird in der Programmbeschreibung von DIXON (1968) näher dargelegt.

3. Ergebnisse

3.1 Die Bedeutung des Versuchsfehlers in der botanischen Analysentechnik

Seit 1928 wird in Deutschland für Grünlandbestände, das von KLAPP und STÄHLIN entwickelte Verfahren der Ertragsanteilschätzung angewandt (KLAPP 1965). Es hat sich gezeigt, daß diese Methode den spezifischen Problemen des Grünlandes Rechnung trägt und einen relativ geringen Arbeits- und Zeitaufwand erfordert. WACKER (1943) prüfte die brauchbaren Verfahren der Grünlandbestandsuntersuchung und kommt zu dem Schluß, daß die Ertragsanteilschätzung im Vergleich zu anderen Methoden die vollständigste Artenliste und bezüglich der quantitativen Zusammensetzung die beste Übereinstimmung mit der Ertragsvollanalyse zeigt. ARENS (1958) bestätigte, daß diese Methode die Verschiebungen der Artenanteile in

Weidebeständen gut erkennen läßt. Andere Untersuchungsverfahren, wie die Rasenziegelmethode von STEBLER und SCHRÖTER (1887) und die Mischprobenmethode nach VOIGT (1894), für die sich noch GOSSNER (1930) und LEONHARD (1932) aussprechen, verloren bald an Bedeutung. KLAPP (1930) erkannte auch, daß die rein pflanzensoziologischen und ökologischen Zwecken dienende Arbeitsmethode der Schule Zürich—Montpellier (Artnüchtingsschätzung nach BRAUN-BLANQUET) wissenschaftlichen Zwecken nicht genügt. Strittig war dagegen bis in die neuere Zeit, ob nicht der Deckungsprozentsschätzung (Flächenprozent) der Vorzug zu geben sei (SCHECHTNER 1958). KLAPP (1956) argumentiert u. a. jedoch zu Recht, daß Ertragsleistung und Vitalität — landwirtschaftlich wichtige Eigenschaften der Einzelart — mit der Ertragsanteilschätzung (Massenprozentverfahren) besser zu erfassen sind. Trotzdem treffen auch für dieses Verfahren die von HOPE-SIMPSON (1940) herausgestellten Ungenauigkeiten jeder vegetationskundlichen Arbeit zu: der rein methodische Fehler, die jährliche Schwankung der Artenfrequenz, der jahreszeitliche Wechsel in der Abundanz und im Aspekt und die niemals völlige Übereinstimmung zwischen untersuchter Teilfläche und Gesamtfläche.

KLAPP und STÄHLIN (1934) fanden auf stets denselben Flächen bei der 1. Untersuchung durchschnittlich 44,3, bis zur 3. Untersuchung 59,2 und bis zur 5. Untersuchung 68,6 Arten. Auch VOIGTLÄNDER und VOLLRATH (1970) kommen bei der Untersuchung von Dauerquadraten auf Mähweiden zu dem Ergebnis, daß eine einmalige Bestandsaufnahme sehr unvollständige Artenlisten liefert und die jahreszeitlichen Massenverschiebungen nicht berücksichtigt. GRUMMEL (1955) prüfte das Verhalten der wichtigsten Gräser auf Weidenarben und stellte erhebliche Schwankungen während der Vegetationsperiode fest. Starke Schwankungen von Jahr zu

Jahr in der Artenzusammensetzung wurden z. B. von RAABE und THOMSEN (1955), in neuerer Zeit auch von ZAJKOVA (1963) und RABOTNOW (1966) festgestellt. DE VRIES (1962) empfiehlt, wegen der Bedeutung des jahreszeitlichen Einflusses den Aufnahmezeitpunkt stets anzugeben und vorzugsweise nur Aufnahmen aus der gleichen Jahreszeit gemeinsam auszuwerten. Freilich können solche Veränderungen im Einzelfall auch ausbleiben (UNGLAUB 1961).

Für den „exakten“ Grünlandversuch wirkt sich dieser dynamische Charakter der Grasnarbe besonders nachteilig aus, da der geprüfte Versuchsfaktor nicht selten von schwer erkennbaren und kaum ausschaltbaren Zufallsvariablen gestört wird. KLAPP (1931) empfiehlt die sehr lange Parzellenform, ein mindestens 10 m² (Obergrenze bei etwa 20 m²) großes Teilstück und häufige Wiederholung derselben, vor allem bei mehrfaktorieller Versuchsanlage. Die Bedeutung der Nachbar- und Randwirkungen wird dagegen gering eingeschätzt. Zur Frage der Teilstücksgröße äußern sich auch STÄHLIN und BOMMER (1963). Unter Bezugnahme auf die statistische Verrechnung der Erträge und Inhaltsstoffe empfehlen sie bei 6facher Wiederholung 10—15 m², bei 4facher Wiederholung 20—25 m² große Parzellen.

So schwierig eine objektive botanische Beurteilung der Versuchsmaßnahme auch sein mag, darf der Wert einer vegetationskundlichen Analyse für Versuchsflächen dennoch nicht unterschätzt werden. Einmal bietet der Pflanzenbestand, wie SPEIDEL (1959) unter Anführung zweier Beispiele betont, die zuverlässigste Möglichkeit, eine einheitliche und damit brauchbare Versuchsfläche auszuwählen. Zum anderen erlaubt erst die floristische Analyse einen genaueren Einblick in wirtschaftlich bedeutungsvolle Bestandeskriterien, wie in die Ertrags- und Qualitätsstruktur, aber auch in die standörtliche Beurteilung von Versuchsflächen.

3.1.1 Die subjektive Schätzweise des Autors einer Aufnahme

Als Stichproben zur Überprüfung der Schätzergebnisse verschiedener Autoren dienten 1 m² große Ausschnitte von Parzellen des Versuches Veitshof bzw. einer angrenzenden Koppel. Drei mit der Massenprozentanschätzung vertraute Personen beurteilten ohne gegenseitige Beeinflussung die abgesteckten Flächen, die im Anschluß daran mit der Grasschere geschnitten und auf ihre tatsächliche Zusammensetzung durch gewichtsmäßige Bestimmung der Frisch- und Trockenmasse jeder einzelnen Art untersucht wurden.

Den Schätzern unterliefen vor allem bei den massenwüchsigen Arten erhebliche Schätzfehler. Es kam vor, daß Arten mit über 20% Massenanteil (*Plantago lanceolata*, *Dactylis glomerata*, *Lathyrus pratensis*) nur mit der halben bzw. mit der doppelten Menge geschätzt wurden. Arten mit geringem Massenanteil (1—5%) wurden dagegen in der Mehrzahl der Fälle von allen Autoren weitgehend richtig taxiert.

Auch die Anzahl der gefundenen Arten kennzeichnet die Schätzgenauigkeit. Im Durchschnitt wurden bei der Trennung im Labor 28 und bei der Schätzung 23,3 Arten gefunden. Damit wurden durchschnittlich 16,8% der Arten übersehen, obwohl die Untersuchung nur Flächen von 1 m² betraf.

Die relativ großen Schätzfehler gleichen sich z. T. bei der Berechnung der Bestandeswertzahl aus. Die tatsächliche Wertzahl differiert zur geschätzten auf der PK- und NK-Parzelle zwar etwas stärker, doch stehen auch diese Schätzwerte im richtigen Verhältnis zueinander. Jedenfalls beeinflußt die subjektive Schätzweise die Wertzahl weitaus geringer als der Pflanzenbestand selbst.

Für soziologische Vergleiche ist auch der Ähnlichkeitsgrad zwischen Schätzung und Wägung von Bedeutung. Die Ähnlichkeitskoeffizienten nach SPATZ (1970) lagen meistens über 0,50 und da-

mit weit über den für die soziologische Differenzierung benutzten Schwellenwerten. Die Schätzfehler erschweren also die soziologische Auswertung nicht allzusehr.

3.1.2 Pflanzenbestandsveränderungen während der Vegetationsperiode

Auf einem PK-Teilstück des Wiesen-düngungsversuches Veitshof wurden sechs zusammenliegende Quadrate von je 1 m² ausgesteckt und während der Vegetationsperiode durch exakte Gewichtsbestimmung auf ihre Zusammensetzung untersucht. Zum 1. Schnitt wurden drei Quadrate, und zwar jeweils ein Quadrat zu einem frühen (= 12. Mai), mittleren (= 25. Mai) und späten (= Tag des Schnittes = 11. Juni) Aufnahmetermi-
n, untersucht. Analog wurde mit den Quadraten IV—VI zum 2. Schnitt verfahren (10. Juli/28. Juli/20. August). Bei der Auswahl der Probefläche wurde

auf weitgehende Homogenität des Bestandes geachtet.

Im untersuchten Pflanzenbestand spielten sich während der gesamten Vegetationszeit Massenverschiebungen ab, die bald der einen, bald der anderen Art ein vorübergehendes Mengenmaximum sicherten (Tab. 2). Beredete Beispiele sind die Massenbildner *Festuca rubra*, *Poa pratensis*, *Dactylis glomerata*, *Plantago lanceolata* und *Lathyrus pratensis*. Aus den beiden letzten Spalten der Tabelle 2 sind die Mittelwerte von allen sechs Aufnahmen bzw. von den unmittelbar zur Ernte angefertigten Aufnahmen (III + VI) zu entnehmen. Die Zahlen machen deutlich, daß mit einer einmaligen Untersuchung im Jahr die durchschnittliche Zusammensetzung des geschnittenen Futters nur sehr ungenau geschätzt werden kann. Es empfiehlt sich daher, für jeden Aufwuchs Schätzungen vorzunehmen, die zudem möglichst kurz vor dem Schnitt erfolgen sollten.

Tabelle 2: Die Veränderung des Massenanteils (in % TM) einiger Arten während der Vegetationsperiode; beobachtet auf 6 Quadratflächen innerhalb einer PK-Parzelle des Wiesen-düngungsversuches Veitshof

Quadrat Aufnahmeterrin 1970	1. Schnitt			2. Schnitt			Gewogenes Mittel	
	I früh	II mittel	III spät	IV früh	V mittel	VI spät	I—VI	III+VI
Gräser	54	49	28	45	23	38	35,4	32,3
<i>Festuca rubra</i>	26	11	8	10	6	12	10,1	9,7
<i>Poa pratensis</i>	16	17	4	22	10	6	10,1	4,9
<i>Holcus lanatus</i>	4	6	6	2	2	5	4,4	5,6
<i>Festuca pratensis</i>	4	5	3	2	4	5	3,8	3,9
<i>Dactylis glomerata</i>	+	2	1	7	+	4	2,3	2,3
<i>Helictotrichon pubescens</i>	4	5	2	+	+	3	2,2	2,4
Kräuter	20	19	10	36	36	25	23,0	16,4
<i>Plantago lanceolata</i>	11	9	4	29	22	18	14,5	10,0
<i>Galium mollugo</i>	5	4	4	6	12	4	5,8	4,0
<i>Cerastium caespitosum</i>	+	2	2	+	1	+	1,1	1,2
<i>Taraxacum officinale</i>	2	2	+	1	+	1	0,8	+
<i>Ranunculus acer</i>	1	1	+	+	1	1	0,7	+
Leguminosen	26	32	62	19	41	37	41,5	51,3
<i>Lathyrus pratensis</i>	21	24	54	7	26	31	32,3	44,2
<i>Trifolium pratense</i>	5	8	5	12	15	6	8,4	5,4
Gesamtertrag der Fläche in g TM	118,56	292,52	621,94	256,56	421,79	462,56	—	—
Bestandeswertzahl ¹⁾	5,97	6,17	6,40	6,43	6,15	6,16	6,24	6,30

¹⁾ Errechnet aus dem gesamten Artenbestand.

Tabelle 3: Die Veränderung des Massenanteils (in % TM) aller auf 1 m² einer 6-Schnitt-Parzelle des Ruhezeitenversuches Dürrnast beobachteten Arten

Schnitt Termin (1970)	1. 19. 5.	2. 17. 6.	3. 14. 7.	4. 13. 8.	5. 15. 9.	6. 19. 10.	Gewogenes Mittel
Gräser	81	73	86	81	87	90	82,5
<i>Dactylis glomerata</i>	41	37	56	52	51	43	48,0
<i>Alopecurus pratensis</i>	17	12	10	16	19	22	14,9
<i>Poa trivialis</i>	13	8	10	9	10	17	10,6
<i>Agrostis gigantea</i>	5	9	6	1	3	5	4,9
<i>Poa pratensis</i>	3	5	3	3	2	2	3,1
<i>Festuca pratensis</i>	1	2	1	+	+	2	1,0
<i>Agropyron repens</i>	1	+	+	+	1	+	+
<i>Lolium perenne</i>			+	+			+
Kräuter	11	10	7	12	11	9	9,8
<i>Taraxacum officinale</i>	9	6	5	11	11	9	8,1
<i>Ranunculus repens</i>	2	4	2	1	+	+	1,7
<i>Plantago major</i>		+	+	+	+		+
<i>Leontodon autumnalis</i>			+				+
Leguminosen	8	17	7	7	2	1	7,7
<i>Trifolium repens</i>	8	17	7	7	2	1	7,7
Gesamtertrag der Fläche in g TM	439,52	299,98	541,73	326,65	280,80	112,66	—
Bestandeswertzahl	6,83	6,92	6,91	6,83	6,74	6,87	6,85

Die Wertzahlen schwanken etwa im selben Maße, wie sie durch Schätzfehler beeinflusst werden (vgl. Kap. 3.1.1); beim 1. Schnitt von 5,97 bis 6,40, beim 2. Schnitt von 6,15 bis 6,43. Mit Ausnahme des frühesten Aufnahmezeitpunktes (I) wurde zu jedem beliebigen Zeitpunkt die für das geerntete Futter zutreffende Wertzahl von 6,30 hinreichend genau erfaßt. Die Schwankungen dürften normalerweise noch etwas geringer ausfallen, handelt es sich bei diesem Wiesenbeispiel doch um einen Fall besonders starker Bestandsveränderungen.

Zur Untersuchung eines „Weidebestandes“ wählten wir für die gesamte Vegetationsperiode einen 1 m² großen Ausschnitt aus einer 6-Schnitt-Parzelle eines Weideschnittversuches aus und prüften jeweils am Tage des Schnittes dessen Zusammensetzung. Auch diese Untersuchung bestätigt die Bedeutung des Aufnahmezeitpunktes für die Erfassung der botanischen Zusammensetzung (Tab. 3).

Die Zahlen zeigen, daß es während der Vegetationsperiode keinen „typischen“, d. h. durchschnittliche Bestandsverhält-

nisse charakterisierenden Aufwuchs gibt. Die einzelnen Arten repräsentieren zwar meist in einem oder zwei Aufwüchsen die Zusammensetzung der Jahresernte, doch folgt jede Art eigenen Gesetzmäßigkeiten, die im unterschiedlichen Wachstumsrhythmus und Konkurrenzvermögen begründet sind. Auch eine einmalige Aufnahme einer Weidefläche kann selbst bei genauer Schätzung nicht als repräsentativ für den Gesamtaufwuchs des Jahres angesehen werden.

Die Bestandeswertzahlen differieren infolge des starken Übergewichts wertvoller Gräser nur geringfügig. Die im 1. Aufwuchs ermittelte Wertzahl verändert sich in den folgenden Schnitten nur unwesentlich.

Im übrigen wächst durch dieses Ergebnis das Vertrauen zu den Werten in Tabelle 2. Während dort aus sachlogischen Gründen die Untersuchungsfläche wechseln mußte, wurden diese Wägungen während der gesamten Vegetationsperiode auf demselben Teilstück (1 m²) vorgenommen. Ungleiche Ausgangsbestände, die im ersten Falle denkbar sind, scheiden hier somit aus.

Auch die Auswertung des eigentlichen Untersuchungsmaterials im Hinblick auf unterschiedliche Massenanteile zum 1. und den folgenden Schnitten bestätigt die Bedeutung des Aufnahmezeitpunktes. Soweit gleichzeitig Aufnahmen vom 1. und 2. bzw. 3. Schnitt vorlagen, wurde die Veränderung des geschätzten Massenanteils für jede einzelne Art geprüft. Die entsprechende Untersuchungsmethodik wird im Zusammenhang mit der Prüfung der Verhaltensweisen der Arten auf verschie-

dene Düngungsmaßnahmen besprochen (Kap. 3.4.2).

In Tabelle 4 sind alle Arten angeführt, die sich aus 91 Vergleichen zwischen Aufnahmen zum 1. und 2. Schnitt, 28 Vergleichen zwischen Aufnahmen zum 1. und 3. Schnitt und 119 Vergleichen zwischen Aufnahmen zum 1. und 2. + 3. Schnitt durch Zu- oder Abnahme ihrer Massenanteile deutlich vom 1. Schnitt unterscheiden. Insgesamt sind hiervon 18 Arten betroffen, darunter die wirtschaftlich wichtigen Arten *Trisetum flavescens*, *Dactylis glomerata*, *Alopecurus pratensis*, *Poa pratensis*, *Poa trivialis*, *Taraxacum officinale* und *Trifolium repens*.

Tabelle 4: Das Verhalten der Arten zu verschiedenen Schnitterminen

(++ = starke Förderung, + = Förderung, - = Abnahme, -- = starke Abnahme, ohne Symbol = indifferent, . = zu wenig Beobachtungen)

Arten	Im Verhältnis zum		
	2. Schnitt	1. Schnitt 3. Schnitt	2. + 3. Schnitt
Gräser			
<i>Molinia coerulea</i>	++		++
<i>Trisetum flavescens</i>	+	+	+
<i>Dactylis glomerata</i>	+		+
<i>Festuca arundinacea</i>	+	.	+
<i>Deschampsia caespitosa</i>		+	
<i>Alopecurus pratensis</i>	--		
<i>Poa pratensis</i>	--		
<i>Briza media</i>	--		
<i>Anthoxanthum odoratum</i>	--		--
<i>Bromus mollis</i>		---	---
<i>Poa trivialis</i>	--	---	---
Kräuter			
<i>Daucus carota</i>	++		++
<i>Taraxacum officinale</i>		+	
<i>Cardamine pratensis</i>	--		
<i>Glechoma hederacea</i>		--	
<i>Chrysanthemum leucanthemum</i>	--		--
<i>Veronica arvensis</i>	--	--	--
Leguminosen			
<i>Trifolium repens</i>			+

Mit diesen empirischen Untersuchungen konnte nur die Grundtendenz im Verhalten einiger Arten angegeben werden. Es steht außer Zweifel, daß auch diese Arten ständigen Schwankungen unterliegen und sich in anderen Fällen entgegengesetzt zum allgemeinen Trend verhalten. Es darf daher auch nicht verwundern, wenn die Ergebnisse der Gewichtsanalysen (Tab. 2 und 3) mit diesen statistischen Erhebungen z. T. im Widerspruch stehen. Dies ist beispielsweise bei *Poa pratensis* der Fall, die in Tabelle 2 vom 1. (Quadrat III) zum 2. Schnitt (Quadrat VI) zunimmt, im allgemeinen aber gemäß Tabelle 4 zum 2. Schnitt eine Abnahme erfährt. Dort sollte nur die Spannweite der Schwankungen, hier die allgemeine Tendenz in der Massenentfaltung erfaßt werden.

3.1.3 Die Bedeutung der Wiederholungen für floristische Untersuchungen

Die Prüfglieder exakter Grünlandversuche sind nach den Regeln wissenschaftlicher Versuchstechnik in mehrfacher Wiederholung angelegt. Es stellt sich die Frage, welche Bedeutung der Zahl der Wiederholungen bei botanischen Untersuchungen beizumessen ist. Reicht die gewöhnlich 4- bis 6fache Wiederholung zur statistischen Ab-

sicherung von (düngungsbedingten) Bestandsunterschieden aus oder kann sich die Untersuchung sogar auf einen Teil der Wiederholungen beschränken?

Nach MUDRA (1958, S. 145) läßt sich die notwendige Zahl von Wiederholungen nach der von COCHRAN und Cox gegebenen Annäherung

$$n \geq \frac{2 s^2 (t_1 + t_2)^2}{d^2}$$

bestimmen, wobei

s (%) = die zu unterstellende Variabilität (Variationskoeffizient)

t₁ = der für P 5% gültige Grenzwert aus der t-Tafel

t₂ = der für P 2 (100 - p) % gültige Grenzwert aus der t-Tafel

p (%) = die geforderte Sicherheitswahrscheinlichkeit für n und

d (%) = die statistisch zu sichernden Differenzen sind.

Berechnungen dieser Art wurden mit wichtigen Kennwerten von Pflanzenbeständen durchgeführt, und zwar mit den landwirtschaftlichen Artengruppen Gräser und Kräuter und der Wertzahl. Zuverlässige Hinweise auf die notwendige Zahl der Wiederholungen ergeben sich aber nur dann, wenn realistische Schätzwerte von s, p und d unterstellt werden.

Für den Wert d wurden 20 bzw. 10% angenommen, d. h. es wird verlangt, daß sich Differenzen im Artengruppenanteil von 20% und bei der Wertzahl von 10% signifikant nachweisen lassen.

Für p kann einheitlich 90% gefordert werden. Um Hinweise für praxisübliche Werte von s % zu erhalten, wurden von den in den Jahren 1969 und 1970 vollständig analysierten Versuchen Veitshof, Frauenwiese, Versuchsfläche II und Dorfacker die Kriterien % Gräser, % Kräuter und Bestandeswertzahl ($\bar{m}W$) auf ihre Variabilität in den einzelnen Versuchsgliedern geprüft. Wie nicht anders zu erwarten, streuen die Werte des Gräser- und Kräuteranteils erheblich, im Durchschnitt um 13—14%.

Der Versuchsfehler der Wertzahl (vgl. Kap. 3.1.1) ist dagegen wesentlich geringer; er beträgt im Durchschnitt etwa 4%. Legt man diese durchschnittlichen Variationskoeffizienten zugrunde, ergeben sich die folgenden erforderlichen Wiederholungszahlen:

a) Bedingungen: Versuch mit 7 Versuchsgliedern⁴); s % = 14, d % = 20; p % = 90;

1. Prüfung mit 6 Wiederholungen, somit 6 · 5 = 30 FG und t₁ = 2,04, t₂ = 1,31

$$n \geq \frac{2 \cdot 14^2 (2,04 + 1,31)^2}{20^2} = 11,00$$

2. Prüfung mit 11 Wiederholungen, somit 6 · 10 = 60 FG und t₁ = 2,00, t₂ = 1,30

$$n \geq \frac{2 \cdot 14^2 (2,00 + 1,30)^2}{20^2} = 10,67$$

b) Bedingungen: Versuch mit 7 Versuchsgliedern; s % = 4, d % = 10; p % = 90;

1. Prüfung mit 6 Wiederholungen, somit 6 · 5 = 30 FG und t₁ = 2,04, t₂ = 1,31

$$n \geq \frac{2 \cdot 4^2 (2,04 + 1,31)^2}{10^2} = 3,59$$

2. Prüfung mit 4 Wiederholungen, somit 6 · 3 = 18 FG und t₁ = 2,10, t₂ = 1,33

$$n \geq \frac{2 \cdot 4^2 (2,10 + 1,33)^2}{10^2} = 3,76$$

Die Bedingungen unter a) entsprechen den Versuchsvoraussetzungen für die Bestimmung der landwirtschaftlichen Artengruppen, unter b) jenen der Bestandeswertzahl. Demnach sind für die statistische Absicherung von 20% Differenz im Artengruppenanteil mindestens 11 Wiederholungen notwendig. Differenzen von 10% zwischen Wertzahlen lassen sich dagegen mit 4 Wiederholun-

⁴) Die Anzahl der Versuchsglieder beeinflusst die Wiederholungszahl nur unwesentlich.

Tabelle 5: Zahl der Wiederholungen (W) und Ähnlichkeit (K) zum mittleren Pflanzenbestand von 6 Wiederholungen des Versuches Veitshof (Ähnlichkeitskoeffizient nach SPATZ 1970)

	1 W : 6 W	2 W : 6 W	3 W : 6 W	4 W : 6 W	5 W : 6 W
n	102	255	340	255	102
$\bar{\phi}$ K	40,5	52,2	64,5	73,5	83,0

n = Anzahl der Vergleiche

gen in der Regel statistisch absichern. Bei geringerem Versuchsfehler (s %) nimmt die notwendige Zahl von Wiederholungen rasch ab. Kann beispielsweise eine Versuchsgenauigkeit von $s = 10\%$ erreicht werden, genügen 5–6 Wiederholungen, um bei Differenzen von 20% zwischen Artengruppenanteilen einen echten Düngungseinfluß unterstellen zu dürfen. Schwanken die Futterwertzahlen gleich behandelter Teilstücke nur um $s = 3\%$ — ein offensichtlich auf Weiden erreichbares Ziel — erlauben 2–3 Wiederholungen adäquate Aussagen zu den übrigen Bedingungen unter b). Interessieren also ausgesprochen landwirtschaftliche Kennwerte von Pflanzenbeständen, wie Wertzahl und Artengruppenverhältnis, so empfiehlt es sich, für die Berechnung der Wertzahlen Vegetationsaufnahmen von 4, bei sehr artenarmen Beständen (Weide) von 2–3 Wiederholungen, heranzuziehen. Zur besseren Absicherung der Unterschiede im Artengruppenverhältnis sollten noch die Gräser-, Kräuter- und Leguminosenanteile auf den evtl. vorhandenen weiteren Wiederholungen geschätzt werden.

Es stellt sich noch die Frage, wieviel Wiederholungen für die pflanzensoziologische Definition der Versuchsfläche heranzuziehen sind. Vergleicht man unter Benutzung des Koeffizienten von SPATZ (1970) den Grad der Ähnlichkeit einer oder mehrerer Wiederholungen zu einer aus allen Wiederholungen gebildeten synthetischen Aufnahme, so ergeben sich die in Tabelle 5 enthaltenen

Beziehungen. Mit der Untersuchung einer Wiederholung wurde im Mittel von 102 Vergleichen eine Ähnlichkeit zur maximalen Information (sechs Wiederholungen) von 40,5 erreicht. Dieser Wert drückt bereits einen relativ hohen Grad von Ähnlichkeit aus, da der benutzte Koeffizient nach bisherigen Erfahrungen bei pflanzensoziologischer Verarbeitung von Aufnahme-material nur selten 40% übersteigt und in der Regel bei sehr ähnlichen Aufnahmen zwischen 20–30% liegt. Es darf daraus geschlossen werden, daß die durch Versuchsmaßnahmen hervorgerufenen pflanzensoziologischen Abgrenzungen, soweit sie in Pflanzengesellschaften gefaßt werden sollen, mit der Untersuchung einer einzigen Wiederholung bereits hinreichend erkannt werden können.

3.1.4 Die Genauigkeit von Schätzskalen

Die bisherigen Ergebnisse ließen erkennen, daß die Schätzung der Bestandszusammensetzung bedeutsame Fehlerquellen aufweist. Es drängt sich die Frage auf, ob eine Prozenschätzung nach der Methode KLAPP/STÄHLIN überhaupt zweckmäßig ist und nicht statt dessen einer geeigneten Schätzskala der Vorzug zu geben sei. Eine solche sinnvoll abgestufte Skala könnte unter Umständen eine ähnliche Schätzungsgenauigkeit gewährleisten, da ein Teil der unvermeidbaren Schätzfehler durch einen entsprechenden Stufenbereich aufgefangen wird. Nicht von ungefähr benutzten auch KLAPP und STÄHLIN (1936) bei der tabellarischen Verarbeitung ihres Materials eine 11stufige Skala.

Der Gebrauch von Schätzskalen wäre zudem mit gewissen Vorteilen verbunden: Einfache Schätzskalen erleichtern die Schätzarbeit, da eine Zuordnung zu einer bestimmten Stufe wesentlich leichter fällt als eine genaue Prozentangabe. Außerdem bietet eine Skala zur Berechnung von ökologischen Kennzahlen (N-Zahl, F-Zahl, R-Zahl) eine

bessere Basis, da der Einfluß der zu Massenwuchs befähigten, stark von den Bewirtschaftungsmaßnahmen abhängigen, ökologisch sonst aber oft gerade indifferenten Arten verringert, der in Spuren bzw. in geringen Mengen vorkommenden Arten dagegen vergrößert wird. Die Ergebnisse sind wegen der Unterdrückung des übermäßigen Einflusses der Massenbildner auch meist weniger von Schätzfehlern abhängig. Die Brauchbarkeit einer Schätzskala muß allerdings zuvor getestet werden. Hierfür bietet sich die Wertzahl als wichtiges landwirtschaftliches Merkmal eines Pflanzenbestandes an. Zudem wird sie — wie unsere Wäageergebnisse zeigen — von den unvermeidbaren Schätzfehlern weniger beeinflusst.

Es wurde daher eine Reihe von bekannten und neu definierten Skalen geprüft. Dazu wurden die Massenprozentage jeder Art in die entsprechenden Skalenwerte transformiert, die Skalenwerte mit der Wertzahl multipliziert, die Produkte aufaddiert und diese Summe durch die Summe aller Skalenwerte der betreffenden Aufnahme dividiert. Die so errechnete „Wertzahl nach Skala“ kann dann mit der „Wertzahl nach KLAPP/STÄHLIN“ (Ertragsanteilsschätzung) verglichen werden. Der Vergleich wurde am gesamten Datenmaterial, und zwar getrennt an 429 Aufnahmen von Wiesenbeständen und an 48 Weideaufnahmen, durchgeführt. Eine geeignete Schätzskala darf nur innerhalb des Zufallsbereichs ($P > 5\%$) abweichende Futterwertzahlen im Vergleich zur Methode KLAPP/STÄHLIN liefern. Das statistische Prüfverfahren hierfür ist der χ^2 -Test, angewandt als Homogenitätstest (WEBER 1967, S. 492).

In den Tabellen 6 und 7 sind die Ergebnisse von 31 Skalen, getestet an Wiesen- bzw. Weideaufnahmen, angeführt. Mit Ausnahme von Nr. 5 und 31 wurden jeweils sechsstufige Skalen mit verschiedensten Von-bis-Bereichen (B) erprobt. Mehr Abstufungen machen eine Skala von vornherein unhandlich,

weniger Stufen dürften ein zu grobes Schätzschema bedingen und damit ebenfalls nicht in Frage kommen.

In den Spalten B ist der tatsächliche mittlere Massenanteil jeder Stufe — errechnet aus der Summe der in diesen Bereich fallenden Schätzprozente, dividiert durch die Anzahl der Beobachtungen — enthalten. Mit Hilfe dieser Mittelwerte wäre es bei unterbliebener Schätzung der Artengruppenanteile möglich, Näherungswerte für jede Aufnahme zu errechnen, indem jede Stufe mit ihrem mittleren Massenanteil quantifiziert wird. Dieses Verfahren würde zumindest für den Durchschnitt einer Gruppe von Aufnahmen zuverlässige Werte liefern.

Über die Eignung einer Skala gibt bereits die „ $\bar{m}W$ nach Skala“ gewisse Hinweise. Je besser das Ergebnis mit der „ $\bar{m}W$ nach KLAPP/STÄHLIN“ übereinstimmt, um so geringer ist der systematische Fehler. Dieser kann ausgeglichen werden, indem grundsätzlich jede einzelne $\bar{m}W$ nach Skala um den bei der Untersuchung (einer großen Stichprobe) ermittelten Differenzbetrag zwischen beiden Mittelwerten abgeändert wird (Zu- bzw. Abschlag). In der drittletzten Spalte von Tabelle 6 und 7 sind daher jeweils die „korrigierten Wertzahlen nach Skala“ festgehalten, die sich z. T. wegen Abrundungsfehlern nicht ganz mit dem Mittelwert nach KLAPP/STÄHLIN decken.

Die Qualität einer Skala kann aber letzten Endes erst an dem Ausmaß der Streuung der Einzelwerte zur Vergleichsmethode beurteilt werden. Gesucht ist eine Skala mit geringem χ^2 -Wert bzw. hohen P-Werten ($> 5\%$). Skala Nr. 1 entspricht dem Schätzschema nach BRAUN-BLANQUET (1951). Wertzahlen nach dieser Skala unterschieden sich hoch signifikant ($P < 0,1\%$) von den Werten nach KLAPP/STÄHLIN. Lediglich bei Weideaufnahmen (Tab. 7), also artenarmen Beständen, scheint mit einem generellen Zuschlag von 0,75 eine ähnliche Futterqualitätsbeurtei-

Tabelle 6: Berechnung der Wertzahlen nach verschiedenen Schätzskalen und im Vergleich zur Schätzung und Verrechnung nach Methode KLAPP/STÄHLIN. Überprüfung an 429 Aufnahmen von Wiesendüngungsversuchen. Durchschnittliche Bestandeswertzahl (mW) nach KLAPP/STÄHLIN = 5,15

Skalen Nr.	0		1		Skalenstufen ¹⁾			4		5		mW	Skala χ^2	Ergebnis nach				
	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	B	\bar{B}	B	\bar{B}			% P	mW	korr. Skala χ^2	% P	
1	+	+	1—5	2,12	6—25	10,06	26—50	32,23	51—75	54,00	>75	—	4,75	102,4	<0,1	5,19	54,23	<0,1
2	+	+	1—10	2,92	11—25	12,12	26—50	32,23	51—75	54,00	>75	—	4,65	130,5	<0,1	5,20	46,55	0,1—1
3	+—1	0,48	2—4	2,73	5—24	8,83	25—49	30,68	50—74	52,67	>74	—	5,13	32,88	10	5,16	29,91	10—30
4	+—1	0,48	2—9	3,94	10—24	13,89	25—49	30,68	50—74	52,67	>74	—	5,07	37,69	2,5	5,16	32,50	10
5	—	—	+—6,2	1,37	6,3—12,5	8,78	12,6—25	16,50	26—50	32,23	>50	54,00	4,30	362,3	<0,1	5,18	127,4	<0,1
6	+	+	1—5	2,12	6—15	8,80	16—30	19,48	31—50	38,00	>50	54,00	4,78	92,08	<0,1	5,19	55,09	<0,1
7	+	+	1—4	1,88	5—10	6,74	11—20	14,57	21—40	26,87	>40	47,00	4,84	71,56	<0,1	5,18	44,69	0,1—1
8	+	+	1—3	1,63	4—8	5,47	9—17	12,09	18—34	21,86	>34	41,72	4,87	68,29	<0,1	5,18	42,06	0,1—1
9	+	+	1—3	1,63	4—7	5,15	8—15	10,54	16—30	19,48	>30	39,33	4,89	56,44	<0,1	5,17	41,15	0,1—1
10	+	+	1—2	1,33	3—7	4,40	8—15	10,54	16—30	19,48	>30	39,33	4,87	66,31	<0,1	5,18	41,76	0,1—1
11	+	+	1—3	1,63	4—6	4,82	7—12	8,78	13—24	16,32	>24	31,68	4,92	49,97	<0,1	5,17	35,58	2,5
12	+	+	1—2	1,33	3—5	3,79	6—10	7,52	11—20	14,57	>20	28,44	4,92	58,53	<0,1	5,17	45,20	0,1—1
13	+	+	1—3	1,63	4—7	5,15	8—12	9,51	13—18	15,18	>18	24,73	4,92	51,43	<0,1	5,17	37,77	1—2,5
14	+	+	1—2	1,33	3—7	4,40	8—12	9,51	13—18	15,18	>18	24,73	4,90	62,81	<0,1	5,17	39,48	1—2,5
15	+	+	1—2	1,33	3—6	4,11	7—10	8,22	11—15	12,96	>15	20,86	4,93	54,68	<0,1	5,17	35,82	1
16	+—2	0,70	3—5	3,79	6—10	7,52	11—15	12,96	16—25	18,56	>25	33,02	5,42	76,11	<0,1	5,13	22,66	50
17	+—1	0,48	2—4	2,73	5—8	6,15	9—13	10,57	14—20	16,34	>20	28,44	5,24	23,82	30—50	5,14	21,10	50—70
18	+—2	0,70	3—6	4,11	7—12	8,78	13—18	15,18	19—25	21,02	>25	33,02	5,40	75,28	<0,1	5,14	28,07	10—30
19	+—1	0,48	2—4	2,73	5—9	6,39	10—15	12,04	16—22	17,89	>22	29,57	5,22	22,64	50	5,15	15,76	70—90
20	+—1	0,48	2—4	2,73	5—10	6,74	11—20	14,57	21—40	26,87	>40	47,00	5,19	21,76	50—70	5,15	25,39	30—50
21	+—1	0,48	2—3	2,40	4—8	5,47	9—17	12,09	18—34	21,86	>34	41,72	5,19	32,61	10	5,15	31,48	10
22	+—1	0,48	2—3	2,40	4—7	5,15	8—15	10,54	16—30	19,48	>30	39,33	5,22	33,97	5—10	5,15	31,89	10
23	+—1	0,48	2	2,00	3—7	4,40	8—15	10,54	16—30	19,48	>30	39,33	5,16	19,22	70	5,16	21,51	50—70
24	+—1	0,48	2—3	2,40	4—6	4,82	7—12	8,78	13—24	16,32	>24	31,68	5,24	26,84	30	5,15	21,96	50—70
25	+—1	0,48	2	2,00	3—5	3,79	6—10	7,52	11—20	14,57	>20	28,44	5,20	21,45	50—70	5,15	17,92	70—90
26	+—1	0,48	2—3	2,40	4—7	5,15	8—12	9,51	13—18	15,18	>18	24,73	5,24	30,62	10—30	5,15	20,49	50—70
27	+—1	0,48	2	2,00	3—7	4,40	8—12	9,51	13—18	15,18	>18	24,73	5,18	17,24	70—90	5,16	20,30	50—70
28	+—1	0,48	2	2,00	3—6	4,11	7—10	8,22	11—15	12,96	>15	20,86	5,21	18,47	70—90	5,15	17,67	70—90
29	+—1	0,48	2—5	3,06	6—10	7,52	11—15	12,96	16—25	18,56	>25	33,02	5,21	27,24	10—30	5,15	25,40	30—50
30	+—1	0,48	2—6	3,33	7—12	8,78	13—18	15,18	19—25	21,02	>25	33,02	5,18	33,21	5—10	5,15	23,18	30—50
31	—	—	+	+	1—5	2,12	6—25	10,06	26—50	32,23	>50	54,00	4,37	300,8	<0,1	5,18	105,0	<0,1

1) B = Stufenbereich; \bar{B} = Mittelwert der Stufe

Tabelle 7: Berechnung der Wertzahlen nach verschiedenen Schätzskalen und im Vergleich zur Schätzung und Verrechnung nach Methode KLAPP/STÄHLIN. Überprüfung an 48 Aufnahmen des Weidedüngungsversuches Dorfacker. Durchschnittliche Bestandeswertzahl (mW) nach KLAPP/STÄHLIN = 7,03

Skalen Nr.	Skalenstufen ¹⁾												$\bar{m}W$	Ergebnis nach				
	0		1		2		3		4		5			Skala	% P	$\bar{m}W$	korr. Skala	% P
	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	\bar{B}	B	\bar{B}		χ^2		χ^2		
1	+	+	1—5	2,18	6—25	11,66	26—50	35,65	51—75	55,25	>75	—	6,27	—	—	7,04	2,22	50—70
2	+	+	1—10	3,16	11—25	15,54	26—50	35,65	51—75	55,25	>75	—	6,20	—	—	7,04	3,75	30
3	+—1	0,55	2—4	2,75	5—24	10,15	25—49	33,24	50—74	33,50	>74	—	6,73	32,72	<0,1	7,04	3,68	10—30
4	+—1	0,55	2—9	4,08	10—24	14,11	25—49	33,24	50—74	33,50	>74	—	6,71	32,72	<0,1	7,04	5,60	5
5	—	—	+—6,2	1,57	6,3—12,5	9,12	12,6—25	16,95	26—50	35,65	>50	55,25	5,78	—	—	7,05	4,01	10—30
6	+	+	1—5	2,18	6—15	9,74	16—30	21,25	31—50	39,40	>50	55,25	6,37	—	—	7,04	5,05	10—30
7	+	+	1—4	1,90	5—10	7,07	11—20	14,56	21—40	29,94	>40	50,50	6,43	—	—	7,04	1,96	50—70
8	+	+	1—3	1,57	4—8	5,51	9—17	12,36	18—34	24,00	>34	43,80	6,48	—	—	7,04	5,74	10—30
9	+	+	1—3	1,57	4—7	4,99	8—15	10,79	16—30	21,25	>30	42,04	6,50	—	—	7,04	4,63	10—30
10	+	+	1—2	1,36	3—7	4,47	8—15	10,79	16—30	21,25	>30	42,04	6,49	—	—	7,04	6,21	10
11	+	+	1—3	1,57	4—6	4,64	7—12	9,12	13—24	16,35	>24	36,28	6,53	—	—	7,04	0,96	70—90
12	+	+	1—2	1,36	3—5	3,95	6—10	7,96	11—20	14,56	>20	34,41	6,53	—	—	7,04	3,71	30
13	+	+	1—3	1,57	4—7	4,99	8—12	9,63	13—18	15,29	>18	32,49	6,54	—	—	7,04	3,51	30—50
14	+	+	1—2	1,36	3—7	4,47	8—12	9,63	13—18	15,29	>18	32,49	6,52	—	—	7,04	2,77	30—50
15	+	+	1—2	1,36	3—6	4,16	7—10	8,37	11—15	12,93	>15	27,82	6,55	—	—	7,03	4,34	10—30
16	+—2	0,84	3—5	3,95	6—10	7,96	11—15	12,93	16—25	19,22	>25	37,89	7,18	13,50	<0,1	7,03	0,89	70—90
17	+—1	0,55	2—4	2,75	5—8	6,34	9—13	10,89	14—20	16,41	>20	34,41	6,90	12,86	<0,1	7,03	4,74	10—30
18	+—2	0,84	3—6	4,16	7—12	9,12	13—18	15,29	19—25	22,00	>25	37,89	7,18	13,50	<0,1	7,03	6,21	10
19	+—1	0,55	2—4	2,75	5—9	6,59	10—15	12,15	16—22	18,26	>22	35,98	6,90	12,44	<0,1	7,03	4,42	10—30
20	+—1	0,55	2—4	2,75	5—10	7,07	11—20	14,56	21—40	29,94	>40	50,50	6,83	16,89	<0,1	7,04	2,67	30—50
21	+—1	0,55	2—3	2,30	4—8	5,51	9—17	12,36	18—34	24,00	>34	43,80	6,84	26,44	<0,1	7,04	3,31	30—50
22	+—1	0,55	2—3	2,30	4—7	4,99	8—15	10,79	16—30	21,25	>30	42,04	6,86	25,83	<0,1	7,04	1,04	50—70
23	+—1	0,55	2	2,00	3—7	4,47	8—15	10,79	16—30	21,25	>30	42,04	6,83	18,23	<0,1	7,03	1,72	50—70
24	+—1	0,55	2—3	2,30	4—6	4,64	7—12	9,12	13—24	16,35	>24	36,28	6,86	22,29	<0,1	7,03	4,15	10—30
25	+—1	0,55	2	2,00	3—5	3,95	6—10	7,96	11—20	14,56	>20	34,41	6,84	25,68	<0,1	7,03	1,99	50—70
26	+—1	0,55	2—3	2,30	4—7	4,99	8—12	9,63	13—18	15,29	>18	32,49	6,88	21,91	<0,1	7,03	9,27	2,5
27	+—1	0,55	2	2,00	3—7	4,47	8—12	9,63	13—18	15,29	>18	32,49	6,85	25,83	<0,1	7,03	2,77	30—50
28	+—1	0,55	2	2,00	3—6	4,16	7—10	8,37	11—15	12,93	>15	27,82	6,86	21,20	<0,1	7,03	3,71	30
29	+—1	0,55	2—5	3,10	6—10	7,96	11—15	12,93	16—25	19,22	>25	37,89	6,90	11,42	<0,1	7,03	3,96	30
30	+—1	0,55	2—6	3,27	7—12	9,12	13—18	15,29	19—25	22,00	>25	37,89	6,88	15,24	<0,1	7,03	3,90	10—30
31	—	—	+	+	1—5	2,18	6—25	11,66	26—50	35,65	>50	55,25	6,11	—	—	7,05	3,59	30

¹⁾ B = Stufenbereich; \bar{B} = Mittelwert der Stufe

lung möglich zu sein; der P-Wert von 50—70% liegt weit innerhalb des Annahmebereichs für die Hypothese, daß die Abweichungen zwischen den einzelnen $\bar{m}W$ rein zufällig sind. Ähnlich muß die von BRAUN-BLANQUET (1964) vorgeschlagene Schätzskala (Nr. 2) bewertet werden. Beide Schätzskalen können nach der Originaldefinition aber auch so verstanden werden, daß Stufe 0 die Schätzwerte + bis 1%, Stufe 1 2—4% bzw. 2—9% beinhalten und die folgenden Stufen jeweils um 1% eher beginnen und enden. Die Skalen 3 und 4 zeigen, daß damit bei Wiesenaufnahmen (Tab. 6) Wertzahlen zu erhalten sind, die sich nicht mehr signifikant zur Vergleichsmethode unterscheiden. Bei Weideaufnahmen liefert allerdings auch hier nur das Korrekturverfahren befriedigende Ergebnisse. Schätzwerte nach BRAUN-BLANQUET eignen sich somit im allgemeinen nur dann für Wertzahlberechnungen, wenn die Stufe 0 relativ weit gefaßt wurde. Es muß allerdings hervorgehoben werden, daß die Skalen nach BRAUN-BLANQUET für die Artmächtigkeitsschätzung (Dominanz + Abundanz) entwickelt worden sind. Wir unterstellen bei obiger Aussage, daß auf Grünland das Ergebnis einer Artmächtigkeitsschätzung weitgehend identisch ist mit der Ertragsanteilschätzung. Wieweit hier Abweichungen bestehen, wurde nicht geprüft; wir schätzen diese Fehlerquelle jedoch gering ein.

Skala Nr. 5 stellt das Schätzschema nach HULT—SERNANDER (zit. nach BRAUN-BLANQUET 1951) dar. Es zeigt sich, daß dieser Vorschlag eine Wertzahlberechnung nicht erlaubt, sieht man wiederum von den korrigierten Berechnungen für Weidebestände ab.

Die Skalen 6—31 sind eigens entwickelte Schemata, die beweisen, daß längst nicht alle Skalen eine geeignete Basis für die Wertzahlberechnungen darstellen. Ohne Korrekturverfahren eignet sich für Weiden überhaupt keine Skala, bei Wiesenaufnahmen nur

Skalen, deren 0-Stufe einen Schätzbereich von + bis 1% umfaßt. Korrigierte $\bar{m}W$ stehen, wenn auch mit unterschiedlicher Sicherheitswahrscheinlichkeit, bei allen Skalen in weitgehender Übereinstimmung zur Ertragsanteilschätzung.

Unter Abwägung aller Gesichtspunkte, die bei einer brauchbaren Skala zu beachten sind, kann die Skala Nr. 20 empfohlen werden. Ihre Stufen,

0	=	+— 1%
1	=	2— 4%
2	=	5—10%
3	=	11—20%
4	=	21—40%
5	=	>40%

sind gut zu merken und beim Schätzen leicht zu handhaben. Auf Wiesenflächen wird ein P-Wert von 50—70 bzw. 30 bis 50%, auf Weide von < 0,1 bzw. 30—50% erreicht. Voraussetzung für die Anwendung auf Weiden ist ein Zuschlag zur errechneten Wertzahl von 0,20 (Korrekturfaktor), während auf Wiesen die unkorrigierten Ergebnisse eine höhere Sicherheitswahrscheinlichkeit haben als korrigierte.

Schließlich soll noch gezeigt werden, daß die Wertzahlberechnung mit Hilfe von Schätzskalen bereits zur Bestimmung des Mittels einer kleinen Gruppe von Aufnahmen geeignet ist. Es wurden für die Varianten 0, PK und NPK (Wiese) bzw. PK, NPK und NPKZ (Weide) Aufnahmen nach dem Zufallsprinzip ausgewählt und jeweils die nach Skala 20 bzw. Schätzskala 3 (BRAUN-BLANQUET 1951) errechneten mittleren Wertzahlen von 4, 8, 12, 16 und 20 Aufnahmen mit den entsprechenden Ergebnissen der Ertragsanteilschätzung verglichen. Wie der Tabelle 8 zu entnehmen ist, ergeben sich selbst bei einem aus 4 Aufnahmen gebildeten Mittelwert nur minimale Abweichungen zum Bezugswert. Diese Feststellung gilt für alle geprüften Düngungsstufen auf Wiese und Weide, mithin für die verschiedensten Pflanzenbestände des Grün-

Tabelle 8: Abweichungen der nach Skala 3 bzw. Skala 20 errechneten mittleren Bestandeswertzahl von entsprechenden Werten auf Basis Ertragsanteilschätzung (Methode KLAPP/StÄHLIN), dargestellt an zufällig ausgewählten Aufnahmen und mit steigenden Aufnahmezahlen¹⁾

	4 Aufnahmen		8 Aufnahmen		12 Aufnahmen		16 Aufnahmen		20 Aufnahmen	
	Sk. 3	Sk. 20	Sk. 3	Sk. 20	Sk. 3	Sk. 20	Sk. 3	Sk. 20	Sk. 3	Sk. 20
Wiese										
ohne Düngung	+0,01	+0,05	+0,10	+0,12	+0,07	+0,10	+0,14	+0,13	+0,09	+0,09
PK-Düngung	-0,15	-0,06	+0,02	+0,07	-0,03	+0,03	-0,03	+0,05	-0,01	+0,06
NPK-Düngung	+0,04	±0	+0,09	+0,09	+0,11	+0,12	+0,01	+0,07	-0,01	+0,04
Mittel	-0,03	-0,00	+0,07	+0,09	+0,05	+0,08	+0,04	+0,08	+0,02	+0,06
Weide										
PK-Düngung	-0,11	-0,03	-0,01	±0	-0,03	-0,05	-0,06	-0,08	—	—
NPK-Düngung	-0,05	+0,01	+0,03	+0,06	+0,08	+0,09	+0,03	+0,04	—	—
NPKZ-Düngung	+0,07	+0,11	+0,06	+0,08	+0,08	+0,08	+0,04	+0,05	—	—
Mittel	-0,03	+0,03	+0,03	+0,05	+0,04	+0,04	+0,00	+0,00	—	—

¹⁾ Weideaufnahmen bei Skala 3 mit einem Zuschlag von 0,30, bei Skala 20 mit 0,20 berücksichtigt („Korrekturverfahren“).

landes. Es ist somit unter den genannten Voraussetzungen — großzügige Fassung der Stufe 0 (+ bis 1%), Zuschlag von 0,30 bei Weidebeständen — statthaft, $\bar{m}W$ -Zahlen selbst kleinster, nach BRAUN-BLANQUET (1951) geschätzter Aufnahmegruppen zu berechnen. Entsprechendes gilt auch für die von uns vorgeschlagene Schätzskala Nr. 20 (s. Tab. 6 und 7). Einzelergebnisse sind allerdings kritischer zu bewerten, weil der zufällige, methodisch bedingte Fehler mitunter die „wahre“ Wertzahl verfälschen kann.

3.2 Die Variabilität der Pflanzenbestände aus biometrisch-statistischer Sicht

Die floristische Auswertung von Grünlandversuchen ist nach Kap. 3.1 aus verschiedenen Gründen ungenau. Um so mehr gewinnen daher biometrisch-statistische Prüfverfahren an Bedeutung. Das klassische Verfahren der Biostatistik, die Varianzanalyse, scheidet jedoch bereits an der Problemstellung: Ein konkreter Pflanzenbestand ist nicht mit einer einzigen Größe zu fassen, wie etwa der Ertrag im Feldversuchswesen, sondern nur mit einer ganzen Reihe von Merkmalen. Jede einzelne Pflanzenart ist als ein Merkmal des Gesamtreaktionskomplexes „Pflanzenbestand“ zu

verstehen. Infolgedessen wird dieser Situation nur ein multivariates Rechenmodell gerecht, das mehrere Merkmale zur Prüfung auf Unterscheidbarkeit von Grundgesamtheiten (Pflanzenbestände) heranzieht.

Multivariate Rechenverfahren haben erst in jüngster Zeit Eingang in die Arbeitsmethodik der Pflanzensoziologie und -ökologie gefunden. Ausgehend von dem Bestreben, das stark von subjektiven Einflüssen gekennzeichnete klassische Arbeitsverfahren der Vegetationsanalyse, wie es bei BRAUN-BLANQUET (1964) und ELLENBERG (1956) beschrieben wird, durch objektivere, d. h. den biometrisch-statistischen Gesetzmäßigkeiten Rechnung tragende Verfahren abzulösen, wurden verschiedene Modelle entwickelt und auch bereits mit Erfolg angewandt. Sie basieren auf dem Prinzip der „Ordination“, d. h. der Ordnung von Pflanzenbeständen nach bestimmten Gradienten. Grundlegende Arbeiten stammen von WILLIAMS und LAMBERT (1959, 1960, 1961), LAMBERT und WILLIAMS (1962, 1966), WILLIAMS, LAMBERT und LANCE (1966), LANCE und WILLIAMS (1965) sowie von ORLOCI (1966) und AUSTIN und ORLOCI (1966). Mit Spezialverfahren zur „Klassifikation“, also der hierarchischen Gliederung von Pflanzengesellschaften, befassen sich

ORLOCI (1967, 1970) und GRUNOW und LANCE (1967). Allgemeine Ausführungen zu statistischen Problemen der Pflanzensoziologie und -ökologie finden sich bei LAMBERT und DALE (1964), GREIG-SMITH (1964) und DAGNELIE (1965). STÖCKER (1967) beschreibt mit vielen praktischen Beispielen parameterfreie Prüfverfahren bei geobotanischen und ökologischen Untersuchungen.

Über einen interessanten Methodenvergleich berichtet VAN GROENEWOUD (1965). Er kommt zu dem Schluß, daß die objektivste Arbeitsweise durch die Kombination einer ordnenden Methode mit der BRAUN-BLANQUETSchen Differentialartenmethode oder der Clusteranalyse zu erreichen ist.

Auch die Benutzung von Ähnlichkeitskoeffizienten, wie sie bei ELLENBERG (1956) erläutert und neuerdings auch von SPATZ (1970) verwendet werden, soll die Arbeitsmethodik objektivieren. WHITTAKER (1967) stützt seine Gradientenanalyse ebenfalls auf Ähnlichkeitsbeziehungen. Mit korrelationsstatistischen Fragen der Grünlandsoziologie befaßt sich KOLBE (1956), ohne allerdings ein für praktische Belange akzeptierbares Arbeitsverfahren anbieten zu können.

Alle diese Modelle werden der Fragestellung bei einem Grünlandversuch insofern nicht gerecht, als sie auf einen anderen Datentyp abgestellt sind und Gruppierungen im Gesamtmaterial (z. B. Aufnahmen derselben Düngungsstufe) nicht kennen. Für die hier zu prüfende Frage, welche Versuchsglieder oder Jahre sich floristisch signifikant unterscheiden, eignet sich im Prinzip das ebenfalls multivariat arbeitende Verfahren der aufbauenden Diskriminanzanalyse.

3.2.1 Testrechnungen

Um die Leistungsfähigkeit des Verfahrens zu prüfen, wurde das bei ELLENBERG (1956) beschriebene Beispiel diskriminanzanalytisch verrechnet und auf Unterscheidbarkeit der dort

differenzierten 3 Subassoziationen untersucht.

Von den insgesamt 94 Arten wurden 80 in eine Skala mit den Stufen $0 = 0\%$, $1 = + - 1\%$, $2 = 2-4\%$, $3 = 5-10\%$, $4 = 11-20\%$, $5 = 21-40\%$ und $6 = > 40\%$ Massenanteil transformiert.

Es war festzustellen, daß alle 3 Gesellschaften hochsignifikant zu trennen sind. Die nach dem „Fingerspitzengefühl“ vorgenommene Differenzierung des Aufnahmematerials in 3 Gruppen ist also auch aus biometrisch-statistischer Sicht gerechtfertigt⁵⁾.

Von den bei ELLENBERG (1956) herausgestellten 14 Differentialarten wurden 8 vom Computer für das Trennverfahren herangezogen. Daraus ist zu entnehmen, daß die im herkömmlichen Verfahren als wichtig für die Gruppenbildung der Aufnahmen erkannten Arten zum überwiegenden Teil auch bei der Diskriminanzanalyse im Vordergrund stehen.

Auch bei Verwendung nichttransformierter Schätzwerte, also der KLAPPSchen Massenprozent, ist ein ähnlich guter Trenneffekt zu erzielen. Alle Düngungsstufen des Versuches AV lassen sich auf Grund der 1970 erstellten Aufnahmen sowohl mit nicht transformierten als auch mit (nach obiger Skala) transformierten Schätzwerten im statistischen Sinne unterscheiden. Mit transformierten Schätzwerten konnten allerdings sämtliche 80 Arten (28 aufgenommene und 52 ausgeschaltete) analytisch verarbeitet werden, was in allen Fällen zu höheren F-Werten und damit zu einer besseren Trennschärfe führte.

Da zudem die direkte Verwendung von Prozentzahlen aus mathematischen Gründen — MUDRA (1958, S. 298) empfiehlt eine Transformation in $\sqrt{\text{Prozent}}$ — bedenklich erscheint, haben wir auch den folgenden Untersuchungen in die angegebene Schätzskala trans-

⁵⁾ Inwieweit eine andere Gruppenbildung sich ebenfalls statistisch absichern ließe, soll hier nicht erörtert werden.

Tabelle 9: Signifikanzprüfung (F-Test) auf Unterscheidbarkeit der Düngungsstufen im Versuch Frauenwiese 1970 (1. und 2. Schnitt)

Vergleich	F-Wert	Signifikanz ¹⁾	Vergleich	F-Wert	Signifikanz ¹⁾
O : P	7 974,38	hs	K : NPK	47 724,31	hs
O : K	2 636,76	s	K : PKS	19 020,88	hs
O : PK	4 026,87	s	K : NPKS	9 044,94	hs
O : NP	49 986,55	hs	PK : NP	38 482,63	hs
O : NK	9 812,17	hs	PK : NK	7 502,50	hs
O : NPK	60 746,80	hs	PK : NPK	52 704,78	hs
O : PKS	7 159,20	hs	PK : PKS	5 811,04	s
O : NPKS	4 629,27	s	PK : NPKS	103,24	—
P : K	13 057,92	hs	NP : NK	18 140,59	hs
P : PK	851,97	s	NP : NPK	2 228,08	s
P : NP	38 085,22	hs	NP : PKS	72 864,69	hs
P : NK	10 777,42	hs	NP : NPKS	40 863,28	hs
P : NPK	54 196,25	hs	NK : NPK	24 457,27	hs
P : PKS	5 822,24	s	NK : PKS	25 886,32	hs
P : NPKS	514,16	s	NK : NPKS	9 249,72	hs
K : PK	7 378,73	hs	NPK : PKS	93 157,31	hs
K : NP	40 434,75	hs	NPK : NPKS	56 033,09	hs
K : NK	4 506,13	s	PKS : NPKS	4 696,08	s

Datenaufbau:

80 Merkmale (Pflanzenarten)

9 Gruppen (Varianten)

5 Wiederholungen (O-Variante nur 4)

FG zum F-Test:

35 zwischen Gruppen

1 innerhalb Gruppen

¹⁾ s = signifikant (P 5%)

hs = hochsignifikant (P 1%)

Gesamt-Artenzahl des Materials

116

Aufgenommene Arten

35

Ausgeschaltete Arten

19

Somit unberücksichtigt mangels FG

26

Tabelle 10: Signifikanzprüfung (F-Test) auf Unterscheidbarkeit der Düngungsstufen im Versuch Veitshof 1969 (alle Schnitte)

Vergleich	F-Wert	Signifikanz ¹⁾	Vergleich	F-Wert	Signifikanz ¹⁾
O : PK	14,55	hs	NP : NPK	13,40	hs
O : NP	13,13	hs	NP : NPKS	15,18	hs
O : NK	4,55	hs	NP : S	8,79	hs
O : NPK	21,17	hs	NP : Ko	12,78	hs
O : NPKS	23,24	hs	NK : NPK	54,05	hs
O : S	14,63	hs	NK : NPKS	57,63	hs
O : Ko	17,39	hs	NK : S	38,97	hs
PK : NP	11,95	hs	NK : Ko	44,14	hs
PK : NK	37,74	hs	NPK : NPKS	6,21	hs
PK : NPK	6,66	hs	NPK : S	4,81	hs
PK : NPKS	8,07	hs	NPK : Ko	5,17	hs
PK : S	2,26	hs	NPKS : S	4,19	hs
PK : Ko	3,94	hs	NPKS : Ko	4,97	hs
NP : NK	39,83	hs	S : Ko	3,01	hs

Datenaufbau:

80 Merkmale (Pflanzenarten)

8 Gruppen (Varianten)

6—18 Wiederholungen je Gruppe

FG zum F-Test:

80 zwischen Gruppen

15 innerhalb Gruppen

¹⁾ hs = hochsignifikant (P 1%)

Gesamt-Artenzahl des Materials

87

Aufgenommene Arten

80

Ausgeschaltete Arten

—

Somit unberücksichtigt

—

formiertes Datenmaterial zugrunde gelegt.

3.2.2 Die diskriminanzanalytische Trennung des Düngungseinflusses

Die in den Jahren 1969 bzw. 1970 in allen Wiederholungen untersuchten Düngungsstufen der Versuche Frauen-

Tabelle 11: Signifikanzprüfung (F-Test) auf Unterscheidbarkeit der Düngungsstufen im Versuch Agrikulturchemisches Versuchsfeld II 1970 (1. und 3. Schnitt)

Vergleich	F-Wert	Signifikanz ¹⁾
O : NP	329 133	hs
O : NPK	>1 Mill.	hs
O : NPKK	>1 Mill.	hs
NP : NPK	780 804	hs
NP : NPKK	>1 Mill.	hs
NPK : NPKK	>1 Mill.	hs

Datenaufbau:

80 Merkmale (Pflanzenarten)

4 Gruppen (Varianten)

8 Wiederholungen je Gruppe

FG zum F-Test:

28 zwischen Gruppen

1 innerhalb Gruppen

Gesamt-Artenzahl des Materials 88

Aufgenommene Arten 28

Ausgeschaltete Arten 52

Somit unberücksichtigt mangels FG —

¹⁾ s = signifikant (P 5%)

hs = hochsignifikant (P 1%)

Tabelle 12: Signifikanzprüfung (F-Test) auf Unterscheidbarkeit der Düngungsstufen im Versuch Dorfacker 1970 (2. bis 5. Schnitt)

Vergleich	F-Wert	Signifikanz
PK : NPK	17,91	—
PK : NPKZ	7,06	—
NPK : NPKZ	3,25	—

Datenaufbau:

45 Merkmale (Pflanzenarten)

3 Gruppen (Varianten)

16 Wiederholungen je Gruppe

FG zum F-Test:

44 zwischen Gruppen

2 innerhalb Gruppen

Gesamt-Artenzahl des Materials 45

Aufgenommene Arten 44

Ausgeschaltete Arten 1

Somit unberücksichtigt —

wiese, Veitshof, Agrikulturchemisches Versuchsfeld II und Dorfacker wurden diskriminanzanalytisch auf gegenseitige Unterscheidbarkeit geprüft.

Für den Versuch Frauenwiese 1970 (Tab. 9) zeigt sich, daß mit Ausnahme des Vergleichs PK:NPKS alle Pflanzenbestände gesichert, meistens sogar hoch gesichert, voneinander zu trennen sind. Die Erfahrung, daß die Düngung zu einem charakteristischen Pflanzenbestand führt, wird also auch durch diese Verrechnung bestätigt. Eine noch eindeutigere Trennung erlauben die Pflanzenbestände des Versuches Veitshof 1969 (Tab. 10). Sämtliche Pflanzenbestände unterscheiden sich hochsignifikant.

Allerdings konnten hier auf Grund der höheren Zahl von Wiederholungen sämtliche 80 Pflanzenarten in die Diskriminanzanalyse einbezogen werden, ohne daß die Freiheitsgrade „innerhalb Gruppen“ das Minimum von 1 erreichen.

Auch die Düngungsvarianten des Agrikulturchemischen Versuchsfeldes II (Tab. 11) setzen sich aus jeweils spezifischen Artenkombinationen zusammen. Andererseits gelingt es im Versuch Dorfacker (Tab. 12) trotz Benutzung sämtlicher 45 Pflanzenarten — 1 Art scheidet wegen Nichtbestehens des Toleranztestes aus dem Verfahren aus — nicht, die Pflanzenbestände gegenseitig gesichert abzugrenzen. Ein Blick in die Rohtabelle macht dies verständlich; die Artenzusammensetzung schwankt innerhalb der Düngungsstufe von Wiederholung zu Wiederholung relativ stark, so daß der Düngungseinfluß nicht mehr zum Tragen kommt. Allerdings lassen sich bis zum „Step 39“ (= Einbeziehung der 39. Art in die Diskriminanzanalyse) die Varianten noch mit P 1%, bis zum „Step 41“ noch mit P 5%, im „Step 42“ nur noch PK:NPK und PK:NPKZ und im „Step 43“ nur noch PK:NPK mit P 5% trennen. Erst die letzten 5 Arten, und zwar

Plantago major = Stetigkeit 100%

Phleum pratense = Stetigkeit 100%

Bellis perennis = Stetigkeit 100%
Sinapis arvensis = Stetigkeit 18,75%⁶⁾
Heracleum sphondylium = Stetigkeit 93,75%

haben also zur Verwischung der Grenzen maßgeblich beigetragen.

3.2.3 Die diskriminanzanalytische Trennung des Jahreseinflusses

Die langjährigen Versuchsbeobachtungen auf der Frauen- und Weiherwiese erlauben eine statistische Untersuchung des Jahreseinflusses. Voraussetzung für eine exakte Eliminierung desselben ist ein orthogonaler Vergleich über die Jahre, d. h. die Verwendung gleicher Düngungsvarianten in allen Jahren. Vom Versuch Frauenwiese kommen

1949	1951	1951	1955	1955	1957	1957
1950	1952	1956	1960	1962	1958	1960
1953			1961			1961

Ähnliche Verhältnisse sind im Versuch Weiherwiese anzutreffen. Jahren mit deutlich verschiedenen Beständen stehen solche mit gegenseitig nicht mehr zu unterscheidenden gegenüber. Es lassen sich hier die aus der Abbildung 2 ersichtlichen 4 Gruppen mit in sich ungesicherten Vegetationsunterschieden bilden. Die Art der Gruppierung deutet wiederum auf tatsächlich witterungsbedingte und nicht etwa methodisch bedingte Einflüsse hin. Jedenfalls liegen keine Verdachtsgründe vor, daß diese Jahresgruppen mit dem Wechsel der Autorenschaft im Laufe der Versuchsperiode in Verbindung stehen.

Insgesamt bestätigen beide Versuche Beobachtungen aus der Praxis, daß die Artenzusammensetzung in Grünlandversuchen auch vom Jahreseinfluß stark geprägt wird. Mit Hilfe der Diskriminanzanalyse läßt sich diese Einflußgröße meistens absichern. Sie beweist

hierfür die Aufnahmen von den 0-, P-, PK- und NPKS-Parzellen zum 1. Schnitt in Frage, von der Weiherwiese liegen für die Jahre 1955 bis 1963 von allen Düngungsstufen (0, P, PK, K, NK, NPK, NP) ebenfalls Aufnahmen zum 1. Aufwuchs vor.

Im Versuch Frauenwiese ist in der Mehrzahl der Fälle ein gesicherter Jahreseinfluß festzustellen, d. h. es ist häufig mit einer von der Jahreswitterung her geprägten typischen Artenzusammensetzung zu rechnen. Doch treten in einer Reihe von Jahren auch gleiche Pflanzenbestände auf. Folgende Jahresgruppen unterscheiden sich in der Bestandeszusammensetzung nur rein zufällig, also ohne Bestehen der Signifikanzprüfung mit P 5% (senkrechter Vergleich):

1957	1958	1959	1959	1959	1960	1963
1968	1968	1968	1969	1970	1962	1970
1969	1969					

aber auch, daß sich in manchen Jahren die Bestandesbilder wiederholen.

3.3 Der Einfluß der Niederschläge auf die Artengruppenanteile

Über den Einfluß der Witterung auf den Massenanteil von Arten oder Artengruppen ist wenig bekannt. WOLF (1969) beobachtete in Jahren mit hohem Winter- (1. Sept. bis 28. Febr.) und Frühlingsniederschlägen (1. März bis 10. Juni) im Vergleich zu Jahren mit entsprechend geringen Niederschlägen einen Anstieg der Gräser von 53 auf 72% und eine Abnahme der Kräuter von 28 auf 14% bzw. der Leguminosen von 19 auf 14%. Das Artengruppenverhältnis zum 2. Schnitt wurde durch die Regenmengen in der Zeit vom 1. März bis 10. Juni bzw. 11. Juni bis 31. August in geringerem Maße beeinflusst. SIEBOLD (1958) untersuchte den Einfluß der Sommerniederschläge (1. 4. bis 31. 8.) auf die Veränderung der

⁶⁾ Kommt in jeder Gruppe einmal vor und wirkt sich daher rechnerisch wie eine Art mit 100% Stetigkeit aus.

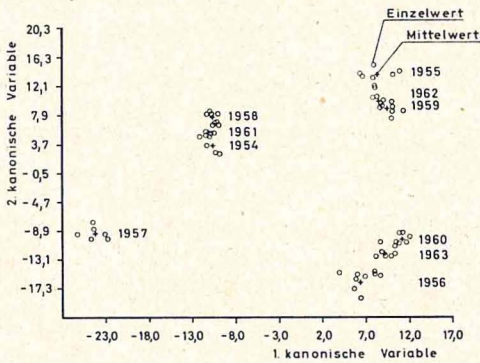


Abb. 2: Dispersion der Versuchsjahre „Weierwiese 1954–63“, dargestellt mit den ersten beiden kanonischen Variablen.

Artengruppen bei PK(Ca)-Düngung. Danach war ein Einfluß auf den Gräseranteil nicht nachzuweisen, hingegen führten hohe Sommerniederschläge zu höheren Leguminosen- und niedrigeren Kräuteranteilen.

Am Material der Frauen- und Weierwiese wurden die Korrelationskoeffizienten zwischen der Niederschlagsmenge bestimmter Zeiträume⁷⁾ und den landwirtschaftlichen Artengruppen errechnet. Als Vergleich dienten die Aufwüchse zum 1. Schnitt auf den 0-, PK- und NPKS-(Frauenwiese) bzw. NPK-(Weierwiese)Parzellen. Es ergaben sich nur in wenigen Einzelfällen signifikante Beziehungen zwischen der Niederschlagsmenge und bestimmten Artengruppen. Infolgedessen spielt nach unseren Ergebnissen die Niederschlagsmenge keine entscheidende Rolle für das Verhältnis der Ertragskomponenten. Jedoch erlauben die Beobachtungen auf beiden Standorten und unter verschiedener Düngung die Angabe von Tendenzen, die in Tabelle 13 zusammengestellt sind. Es läßt sich daraus der Schluß ziehen, daß in Übereinstimmung mit WOLF (1969) und SIEBOLD (1958) mit zunehmenden Niederschlägen (gleich

welchen Zeitraumes) der Kräuteranteil, speziell der Anteil wertvoller Kräuter, abnehmende Tendenz zeigt. Die Gräser, vor allem die mittel- und minderwertigen, verhalten sich mehr im entgegengesetzten Sinne. Dabei scheinen die Niederschläge in der Zeit vom 1. 3. bis 10. 6. von geringerer Bedeutung zu sein. Wir möchten der Erklärung von SIEBOLD (1958) beipflichten, derzufolge sich Grünlandkräuter auf Grund ihres tieferen Wurzelsystems besser an Trockenzeiten anzupassen vermögen. Andererseits dürften die Gräser bei reichlicher Wasserversorgung in ihrer Kampfkraft im Vorteil sein.

Für die Leguminosen wurde im Gegensatz zu SIEBOLD (1958) und DANCAU (1954) und eher in Übereinstimmung mit WOLF (1969) eine abnehmende Tendenz bei hohen Niederschlägen vom 1. Januar bis 10. Juni beobachtet. Ansonsten war das Verhalten der Leguminosen uneinheitlich, bei PK-Düngung

Tabelle 13: Tendenz der Beeinflussung der Artengruppen durch Niederschläge in bestimmten Zeiträumen¹⁾

Artengruppe	Niederschläge in der Zeit vom		
	1. 9. bis 10. 6.	1. 1. bis 10. 6.	1. 3. bis 10. 6.
Gräser	+	+	— bis ±
Wertvolle (WZ 7—8)	—	+	±
Mittelwertige (WZ 5—6)	+	±	±
Minderwertige (WZ <5)	+	+	— bis ±
Kräuter	—	—	—
Wertvolle (WZ 5—6)	—	—	—
Minderwertige (WZ 2—4)	±	+	— bis ±
Wertlose und giftige (WZ <2)	—	±	—
Leguminosen	±	—	±

⁷⁾ Nach Aufzeichnungen der Wetterstation Puch bei Fürstenfeldbruck, etwa 7 km südöstlich von Roggenstein.

¹⁾ Es bedeuten: + = positive Korrelation, — = negative Korrelation, — — = stets negative Korrelation, ± = keine Tendenz.

allerdings mehr nach positiver Korrelation ausgerichtet.

3.4 Der Einfluß der Düngung auf landwirtschaftliche Kriterien des Pflanzenbestandes

Die Nährstoffzufuhr auf Grünland beeinflusst das Artengefüge wie kaum eine andere Bewirtschaftungsmaßnahme. Das zeigten schon die von BRECHLEY (1926) mitgeteilten Ergebnisse der ROTHAMSTEDER Wiesendüngungsversuche von 1856 bis 1919 wie auch die Arbeiten von STEBLER und SCHRÖTER (1887). Die Bedeutung der Düngung für die Zusammensetzung der Grasnarbe ist darin zu sehen, daß mit zunehmender Düngungsintensität die Artenzahl zurückgeht und das Verhältnis der landwirtschaftlichen Artengruppen je nach Art der Düngung sich ändert. PK-Gaben fördern im allgemeinen den Leguminosenanteil, N-Gaben begünstigen auf Kosten der Leguminosen und sonstigen Arten das Gräserwachstum. Beispiele finden sich u. a. bei KLAPP (1926), NUDING (1931/32), PLÖTZE (1935), KÖNIG (1950), SALVADORI (1954), SIMON (1954, 1955), SIEBOLD (1958), STURM (1958), KORIATH (1960), KNÄUER (1963), VOIGTLÄNDER (1966), UNGLAUB und KLÖCKER (1968), STÄHLIN und DANIEL (1969) und KLAPP (1971).

Aus Düngungsversuchen kann auch das Verhalten der einzelnen Arten gegenüber Nährstoffzufuhr gut studiert werden, da die Nährstoffwirkungen auf kleinstem Raum, also unter weitgehend einheitlichen sonstigen Standortfaktoren, geprüft werden können. Auswertungen in dieser Form nahmen KLAPP (1927), WACKER (1934/35), KÖNIG (1950), MOTT (1956), SIEBOLD (1958), VORHAUER (1958), KLAPP (1962) und MOTT (1962) vor.

Wie nicht anders zu erwarten, gehen die Ergebnisse z. T. auseinander; selbst innerhalb einer Behandlungsreihe reagiert eine Art niemals einheitlich auf die Düngung. KLAPP (1962) erklärt dies

mit den von Fall zu Fall verschiedenen Konkurrenzverhältnissen innerhalb der Artenkombination. Er weist auch ausdrücklich darauf hin, daß in jeder landwirtschaftlichen Artengruppe Arten mit gegensätzlichem Verhalten vertreten sind; die häufig getroffene Feststellung, Stickstoff fördere das Gräser- und hemme das Leguminosenwachstum, oder PK-Gaben begünstigen die Leguminosen und drängen die Gräser zurück, brauche für den Einzelfall keineswegs zu gelten. Noch mehr trifft dies für die Einzelnährstoffe P und K zu, wie es auch in der Tabelle von SIEBOLD (1958) zum Ausdruck kommt.

Mit der Einführung der Wertzahlen für Grünlandpflanzen von KLAPP, BOEKER, KÖNIG und STÄHLIN (1953), denen bereits Bewertungsskalen von DE VRIES, T HART und KRUIJNE (1942) sowie von ELLENBERG (1952) vorausgingen, gelang es, mehrere wichtige Kriterien der Qualität unter Verwendung einer 10stufigen Skala (—1 bis +8) auf einen Nenner zu bringen. SPEIDEL (1954) und FINCKH (1958) überprüften die Brauchbarkeit der Wertzahlen und kommen zu dem Schluß, daß mit diesen die tatsächliche Heuqualität mit befriedigender Genauigkeit vorausgesagt werden kann. Auch MOTT (1957) setzt sich für die Verwendung der KLAPPschen Wertzahlen ein, vor allem auch deswegen, weil sie gegenüber der Heubewertung nach den DLG-Schlüsseln einem geringeren Fehler in der Probenahme unterliegen. DE BOER (1961) verwendet für die botanische Grünlandbeurteilung in Holland neben eigenen Schätzwerten auch die Wertzahlen nach KLAPP et al. (1953).

Die neue, von STÄHLIN (1971) vorgeschlagene Bewertungsmethode wird den differenzierten Verhältnissen in der Praxis zwar noch besser gerecht, verlangt aber einen erheblichen rechnerischen Aufwand. Die Methode erfordert zahlreiche Entscheidungen während des Rechengangs, so daß ein unangemessen hoher Programmier- und Rechenaufwand anfällt.

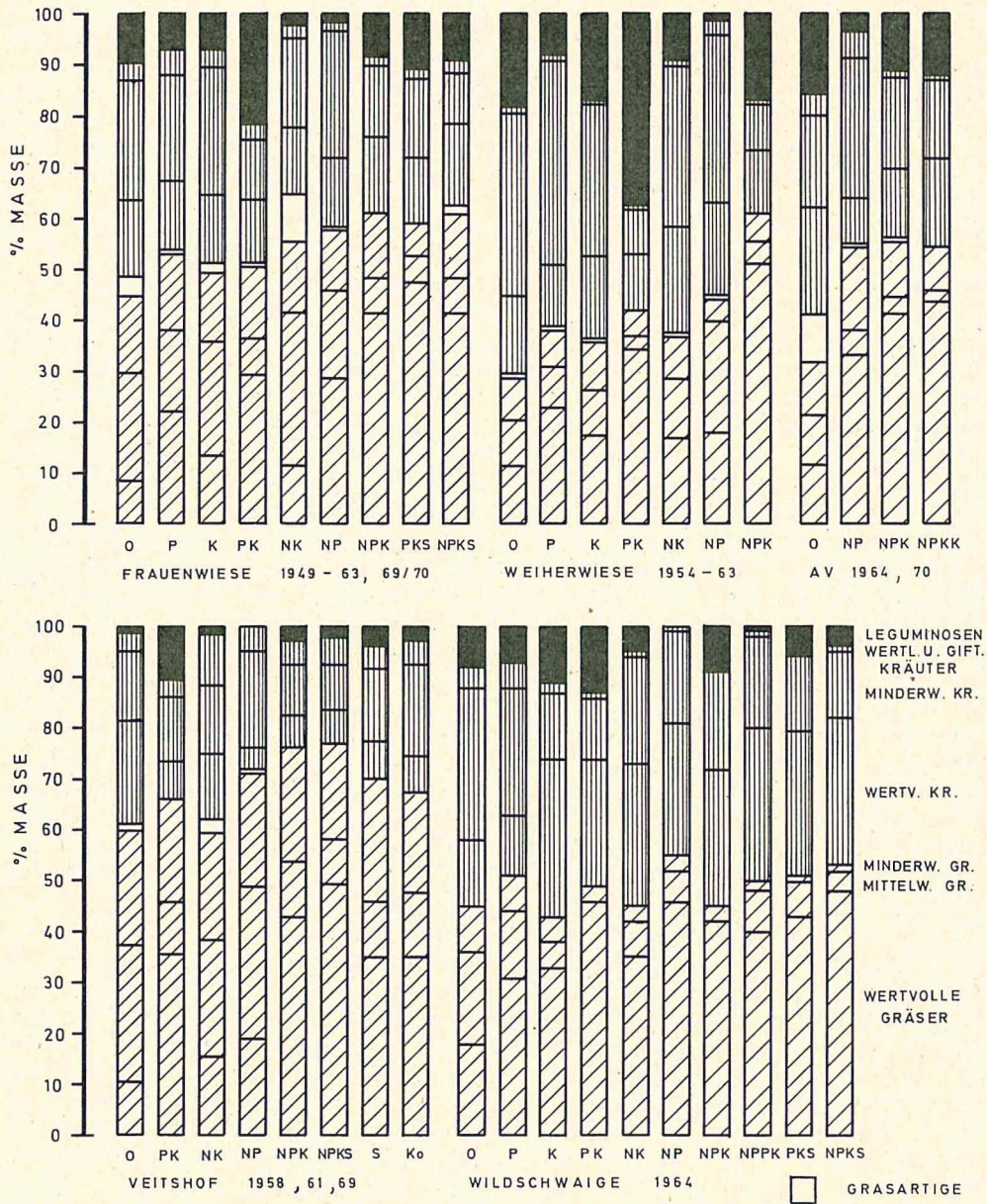


Abb. 3: Einfluß der Düngung auf den Massenanteil der landwirtschaftlichen Artengruppen (I. Schnitt)

3.4.1 Einfluß auf die landwirtschaftlichen Artengruppen

Die Einteilung eines Pflanzenaufwuchses in (Süß-)Gräser, Leguminosen und sonstige Arten (Kräuter und Grasartige)

ist von Anfang an in der Grünlandliteratur üblich gewesen und aus landwirtschaftlicher Sicht, wie KÖNIG (1950) betont, durchaus gerechtfertigt. Wir möchten ebenfalls an dieser Gruppierung festhalten, dabei allerdings alle

Grasartigen (Überordnung Juncanae = Cyperales i. w. S.) zu einer eigenen Gruppe zusammenfassen, weil deren landwirtschaftlicher Wert ausnahmslos als gering einzustufen ist. Ihr Vorkommen in Düngungsversuchen wirft ein charakteristisches Licht auf den Nährstoffversorgungszustand des Bodens, sofern dieser von extremen Standortbedingungen nicht überlagert wird. Außerdem glauben wir den spezifischen Ansprüchen der Arten in jeder Gruppe eher gerecht zu werden, wenn wir in „wertvolle“, „mittelwertige“ und „minderwertige Gräser“ sowie in „wertvolle“, „minderwertige“ und „wertlose oder giftige Kräuter“ unterscheiden und dabei die in Tabelle 13 näher bezeichneten Grenzen der Wertzahl als Kriterium benutzen. Schließlich sei erwähnt, daß bei der Zusammenstellung des folgenden Zahlenmaterials jede Aufnahme mit einem Gewichtungsfaktor versehen wurde, um unabhängig von der Zahl der Aufnahmen je Variante und Jahr einen gerechten Durchschnitt über die Jahre bzw. Versuchsorte zu erhalten.

In Abbildung 3 sind die betreffenden Massenanteile als Folge unterschiedlicher Düngung im Durchschnitt der Jahre und zum 1. Schnitt schematisch wiedergegeben.

Auf der *Frauenwiese* reagierten die Hauptgruppen Gräser, Kräuter und Leguminosen in typischer Weise: mit der stickstoffhaltigen Volldüngung, zu der auch die Kombination PK + Stallmist zu zählen ist, entwickelten sich die gräserreichsten Bestände (etwa 60% Anteil) mit relativ hohen Anteilen an wertvollen Gräsern. Die verhältnismäßig niedrige Gabe von 30 kg/ha N zum 1. Schnitt vermochte, wie der Vergleich zur 0-Parzelle zeigt, den Leguminosenanteil in den NPK-, NPKS- und PKS-Varianten nicht zu verringern, so daß der erhöhte Gräseranteil hauptsächlich auf Kosten der Kräuter geht. Der Kräuteranteil dieser Parzellen setzt sich etwa zur Hälfte aus wertvollen Arten zusammen und übertrifft damit aus qualitativer

Sicht den Kräuterwert der anderen Teilstücke.

Reine PK-Gaben erzeugten Bestände mit über 20% Leguminosenanteil, an dem hauptsächlich *Trifolium pratense* und *Lathyrus pratensis* beteiligt sind. Auch bei dieser Düngung schoben sich die wertvollen Gräser und Kräuter deutlich in den Vordergrund.

Unter den Mangeldüngungsparzellen schneidet die NP-Düngung noch am besten ab. Mit fast 30% wertvollen Gräsern ist sie in dieser Hinsicht der Wirkung der PK-Düngung gleichzusetzen, ohne allerdings den wünschenswert hohen Leguminosenanteil zu erreichen. NK-Düngung ließ einen auffällig hohen Seggenanteil gedeihen, der sich im wesentlichen aus *Carex panicea* und *Carex flacca* zusammensetzt. P- oder K-Düngung verursacht im Vergleich zur 0-Parzelle nur geringfügige Verschiebungen am Verhältnis der Hauptgruppen.

Der Versuch *Weierwiese* zeichnet sich im Durchschnitt der Jahre 1954—63 durch geringere Gräser- und höhere Kräuter- und Leguminosenanteile aus. Die Grasartigen übersteigen in diesem Versuch in keinem Fall 1%. Außerordentlich wirksam für den Gehalt an Leguminosen erwies sich die PK-Düngung; er stieg im Vergleich zur Kontrollparzelle von 18,0 auf 37,2%. Die zusätzliche N-Gabe förderte den Gräseranteil auf Kosten der Kräuter von 28,8% (0-Parzelle) auf 61,1%. Auch der Anteil wertvoller Gräser und Kräuter wird durch PK oder NPK entscheidend erhöht. Die übrigen Düngungsstufen stehen in ähnlicher Relation zueinander wie auf der *Frauenwiese*.

Die höheren N-Gaben (100 kg/ha N) auf dem *Veitshof* sind nicht allein für den höheren Gräseranteil verantwortlich zu machen, da auch auf den Kontrollflächen 59,7% Gräser — vorwiegend mittel- und minderwertige — festzustellen waren. Mit 77,0% (NPKS) und 76,3% (NPK) wurden im Durchschnitt der Jahre 1958, 1961 und 1969 die höchsten

Gräseranteile beobachtet, während die PK-Düngung mit 10,5% wiederum den höchsten Leguminosenanteil sicherte. Auch hier fanden sich auf den NK-Teilstücken die höchsten Werte für Grasartige. Die jährliche Kompost- bzw. Stallmistdüngung bewirkte ähnliche Artengruppenverhältnisse wie die PK-Düngung, ohne daß allerdings deren hoher Leguminosenanteil erreicht wurde. Es fällt außerdem auf, daß die Voll- düngung (einschließlich Stallmist und Kompost) zwar bei den Gräsern den Anteil wertvoller Arten erheblich erhöhte, aber auch den Anteil wertvoller Kräuter von 20,4% (0-Parzelle) auf etwa 7% zurückdrängte, ohne daß sich am Anteil der minderwertigen und wertlosen bzw. giftigen Kräuter Wesentliches änderte. Im übrigen muß auf die große Streubreite der Massenanteile der einzelnen Pflanzenarten verwiesen werden, die einerseits aus der insgesamt uneinheitlichen Versuchsfäche, andererseits aus den beträchtlichen Schätzdifferenzen zwischen den geprüften Jahren, die wohl auch einen unterschiedlichen Schätzmaßstab der Autoren vermuten lassen, resultiert. Die Bestände des Kalisteigerungsversuches auf dem Versuchsfeld II reihen sich ebenfalls in die allgemeine Tendenz ein. Dem geringen Süßgräseranteil auf den ungedüngten Teilstücken steht ein hoher Kräuteranteil von 43,3% gegenüber, während gleichzeitig 9,4% Gras-

artige und 15,6% Leguminosen notiert wurden. Die Mineraldüngung begünstigte auch hier die Gräser, und zwar vornehmlich wertvolle Arten. Die doppelte Kaligabe hatte kaum Auswirkungen auf das Artengruppenverhältnis. Die botanische Untersuchung des Versuches *Wildschwaige*^{b)} im Jahre 1964 ergab bei den reinen Mineraldüngungsparzellen wenig Differenzierungen im Gräser- und Kräuteranteil, dagegen die gewohnten Unterschiede im Leguminosenbesatz. Innerhalb der Gräser und Kräuter setzen sich jedoch mit PK- und NPK-Düngung deren wertvolle Vertreter stark durch. Die doppelten Phosphatgaben bis zum Jahre 1960 dezimierten überraschenderweise den Leguminosengehalt von 9 auf 1%; doch muß dieses Ergebnis vorsichtig gewertet werden, da dieser niedrige Prozentsatz erst anläßlich der Überprüfung der Schätzung im Sommer 1965 festgestellt wurde. Beim 1. Schätztermin notierte man immerhin 7% (VOIGTLÄNDER 1966). Die bis 1960 im 3jährigen Turnus zusätzlich zur PK- und NPK-Düngung verabreichten Stallmistgaben kamen den Gräsern und Kräutern zugute, während der Kleeanteil auf 6 bzw. 4% absank. Auch auf den PKS-Parzellen der Frauenwiese war ein so deutlicher

^{b)} Die von VOIGTLÄNDER (1966) veröffentlichten Artengruppenanteile weichen von unseren Ergebnissen geringfügig ab, da wir eine im Sommer 1965 vorgenommene Schätzungs-korrektur berücksichtigt.

Tabelle 14: Durchschnittliche Artengruppenanteile zum 1. Schnitt (jeweils letztes Aufnahmejahr)

Artengruppe	Versuche FW, WW, W							Versuche FW, WW, V, W							Versuche FW, WW, V, AV		
	O	P	K	NP	NK	PK	NPK	O	NP	NK	PK	NPK	O	NP	NPK		
Gräser	42,9	55,0	43,7	54,5	46,8	48,6	52,5	44,5	56,9	46,7	49,4	54,9	40,7	55,8	54,1		
Wertvolle	15,6	34,1	21,1	35,9	30,5	41,5	42,1	14,3	30,7	19,5	38,9	43,0	13,4	30,3	41,4		
Mittelwertige	18,1	11,0	14,8	12,3	18,0	3,3	6,1	17,6	14,8	16,8	4,0	6,5	15,8	13,1	6,2		
Minderwertige	9,1	9,9	7,8	6,3	8,3	3,8	4,2	12,6	11,3	10,5	6,6	5,5	11,5	12,4	6,5		
Grasartige Kräuter	1,8	0,2	2,8	0,1	3,1	—	—	2,0	0,1	3,9	—	—	3,9	0,2	—		
Wertvolle	43,7	38,6	40,3	42,5	39,1	27,3	37,1	44,0	40,8	40,7	28,4	36,4	44,8	41,8	37,6		
Minderwertige	14,7	11,2	17,1	19,4	17,7	14,5	21,0	16,8	17,1	18,0	13,8	19,2	19,1	15,5	19,0		
Wertlose und giftige	25,1	24,6	20,9	20,2	19,8	12,1	15,2	23,3	19,7	19,9	12,8	14,9	21,8	21,8	16,3		
	3,9	2,8	2,3	2,9	1,6	0,7	0,9	4,2	4,0	2,8	1,8	2,3	3,9	4,4	2,3		
Leguminosen	11,3	6,2	13,2	1,2	10,7	24,1	10,3	8,9	1,0	8,5	22,2	8,7	10,4	1,2	8,3		

Rückgang der Leguminosen festzustellen.

Einen zusammenfassenden Überblick über den Einfluß der Düngung auf das Artengruppenverhältnis zum 1. Schnitt vermittelt Tabelle 14. Außer den bekannten Zusammenhängen zwischen der PK- bzw. NPK-Düngung und dem Verhältnis von Gräsern, Kräutern und Leguminosen lassen sich folgende Schlußfolgerungen ableiten:

1. PK- oder NPK-Düngung fördert eindeutig die wertvollen Gräser (WZ 7—8) auf Kosten der mittelwertigen (WZ 5—6) und minderwertigen (WZ < 5), bis zu einem gewissen Maße auch auf Kosten der minderwertigen (WZ 2—4), wertlosen und giftigen Kräuter (WZ < 2).
2. PK-Düngung bewirkt eine Abnahme des Kräuteranteils, der im wesentlichen aber nur auf dem Rückgang von minderwertigen und wertlosen Arten beruht. NPK-Düngung verringert ebenfalls den Gesamtkräuterbesatz gegenüber „ungedüngt“, trägt aber dennoch zu einem Anstieg der wertvollen Kräuter bei.
3. Für die Grasartigen bestehen bei fortgesetzter PK- oder NPK-Düngung keine Entwicklungsmöglichkeiten mehr.
4. Alleinige Phosphorsäuregaben kommen den Gräsern, insbesondere den wertvollen Arten, zugute. Negative Auswirkungen sind auf die Leguminosen zu beobachten. Auch der Anteil wertvoller Kräuter nimmt ab.
5. Reine Kaligaben beeinflussen die Artengruppenanteile im Vergleich zu „ungedüngt“ nicht wesentlich; selbst der Leguminosenanteil wird nicht erhöht.
6. Mit NP- und NK-Düngung verhalten sich die Gruppen im wesentlichen wie bei alleiniger P- bzw. K-Düngung. Allerdings bedingt das schlechte K-Aneignungsvermögen der Leguminosen (KLAPP 1971) auf diesen ohnehin K-armen Standorten einen nahezu

totalen Ausfall der Kleeartigen bei NP-Düngung. Dagegen können NK-Gaben noch weniger als reine K-Gaben ein weiteres Ansteigen der Grasartigen verhindern.

Eine Überprüfung der Aufnahmen zum 2. Schnitt ergibt im wesentlichen dieselben Zusammenhänge zwischen Düngung und Artengruppe wie zum 1. Schnitt. Kleinere Differenzen können ohnehin nicht gewertet werden, da diesen Berechnungen jeweils nur wenige Jahresergebnisse zugrunde liegen.

Es darf lediglich noch auf das Ergebnis von Dorfacker 1970, 2. Schnitt, hingewiesen werden. Auf diesem kleewüchsigen Standort setzten sich die Bestände der PK-Parzellen im Durchschnitt aus 51% Gräsern, 14,2% Kräutern und 34,8% Leguminosen zusammen, während die zusätzliche Stickstoffgabe den Gräseranteil auf 64,8% erhöhte und den Kräuteranteil auf 12,7%, die Leguminosen auf 22,5% beschränkte. Die Mg-Düngung beeinflusste das Artengruppenverhältnis praktisch nicht. Allen drei Varianten ist gemeinsam, daß sich ihre Gräser- und Kräuteranteile — wie für eine gute Weide zu erwarten — vornehmlich aus wertvollen Arten zusammensetzen.

3.4.2 Das Verhalten der Arten in Abhängigkeit von der Düngung

Untersuchungen über die Reaktion einzelner Pflanzenarten auf bestimmte Versuchsmaßnahmen gestalten sich insofern schwieriger, als Versuchsfehler, insbesondere Schätzungenauigkeiten, stärker zum Tragen kommen. Wie in Kapitel 3.1 gezeigt wurde, verunsichern sie das Schätzergebnis vor allem für die Einzelart erheblich. An einen Vergleich von Schätzwerten einer Art wird man aus diesem Grunde einen wesentlich strengeren Maßstab anlegen müssen als bei Artengruppen. Dies geschieht am besten dadurch, daß man aus möglichst vielen Beobachtungen Tendenzen herauszulesen versucht. Vor

allem das Zahlenmaterial von KLAPP (1962) und SIEBOLD (1958) trägt diesem Gesichtspunkt Rechnung.

Eine weitere Verbesserung der Auswertung ist zu erreichen, wenn nicht jede beliebige Abweichung im Massenvorkommen als Wirkung des Versuchsfaktors gewertet, sondern erst nach Überschreitung eines bestimmten Schwellenwertes als „Förderung“ bzw. „Abnahme“ anerkannt wird. Außerdem weiß jeder mit der Schätzung Vertraute — und die Prüfung von Schätzergebnissen durch Wägungen (Kap. 3.1) bestätigte dies —, daß die Schätzunsicherheit mit steigendem Massenanteil wächst. Es empfiehlt sich daher, auch die Schwellenwerte mit steigendem Massenanteil anwachsen zu lassen.

In Tabelle 15 sind die von uns benutzten Schwellenwerte für die Kriterien „Indifferenz“, „Förderung“, „starke Förderung“, „Abnahme“ und „starke Abnahme“ bei unterschiedlichen Massenanteilen enthalten. Der Gebrauch dieser Tabelle soll an einem Beispiel erläutert werden:

Eine beliebige Art wurde auf einer PK-Parzelle (Bezugsaufnahme) mit 11% Massenanteil beobachtet. Zur Feststellung der N-Wirkung wurde der Massenanteil derselben Art auf der NPK-Parzelle (Vergleichsaufnahme) zum Vergleich herangezogen. Es fanden sich hier 8% Ertragsanteil. Nach Definition der Tabelle 15 ist die Art in diesem Falle noch als „indifferent“ gegenüber N einzustufen, da aus der Zeile „10—15% Masse“ zu ersehen ist, daß Differenzen bis -3%, also $11 - 3 = 8\%$, noch nicht als Düngewirkung anerkannt werden können. Erst ein Rückgang auf 7% hätte die Einstufung in „Abnahme“ zur Folge gehabt.

Wir glauben, daß dieses Bewertungsschema einen zuverlässigeren Einblick in die Verhaltensweisen der Arten gegenüber Düngung und Schnitt vermittelt als die meist übliche Berechnung der Stetigkeit und der durchschnittlichen Massenanteile (KLAPP 1927,

1962, WACKER 1934/35, KÖNIG 1950, MOTT 1956, 1962, SIEBOLD 1958, VORHAUER 1958).

Nach diesem Schema wurden die Wirkungen der Einzelnährstoffe N, P, K und der Nährstoffkombinationen PK und NPK, ferner die Veränderungen des Vorkommens im 2. und 3. Aufwuchs gegenüber dem 1. untersucht. Folgende Behandlungen wurden einander gegenübergestellt:

Untersuchung auf	Vergleich von
N	K:NK, P:NP, PK:NPK
P	0:P, K:PK, NK:NPK
K	0:K, P:PK, NP:NPK
PK	0:PK
NPK	0:NPK
2. Schnitt	1.:2. Schnitt
3. Schnitt	1.:3. Schnitt

Die Ergebnisse der Schnittvergleiche wurden bereits im Kapitel 3.1.2 besprochen.

Für die Untersuchung auf N-, P- und K-Wirkung standen also jeweils 3 Vergleiche zur Verfügung, die naturgemäß z. T. zu divergierenden Ergebnissen führen mußten, bei summarischer Betrachtung aber den durchschnittlichen Einfluß des Einzelnährstoffes erkennen lassen. Berücksichtigt wurden nur Arten, für die mindestens 20, bei Einzelvergleichen zu N, P, K und 3. Schnitt mindestens 10 Beobachtungen vorlagen. Das umfangreiche Zahlenmaterial bedurfte einer weiteren Bearbeitung, indem die Nährstoffwirkungen mit Zeichensymbolen zum Ausdruck gebracht wurden (Tab. 16). Es bedeuten:

- ohne Symbol: Art verhält sich indifferent
- ++: Art wird stark gefördert
- +: Art wird gefördert
- : Art nimmt ab
- —: Art nimmt stark ab
- ..: Die Zahl der Beobachtungen reicht nicht aus, um eine Aussage treffen zu können.

Tabelle 15: Schwellenwerte für die Einstufung der Arten nach Verhaltensweisen

% Masse in der Bezugsaufnahme	Infolge ... % Differenz zum Massenanteil in Vergleichsaufnahme					Eingruppierung in
	Indifferenz	Förderung	starke Förderung	Abnahme	starke Abnahme	
0	bis „+“ (= 0,2)	> „+“ bis +1	> +1	—	—	—
+	0 bis +0,8	> +0,8 bis +2	> +2	—	—	—
1	bis -0,8; bis +1	> +1 bis +2	> +2	> -0,8 bis 0	—	—
2	bis -1; bis +1	> +1 bis +2	> +2	> -1 bis -1,8	> -1,8	> -1,8
3—5	bis -1; bis +2	> +2 bis +4	> +4	> -1 bis -2	> -2	> -2
6—9	bis -2; bis +3	> +3 bis +5	> +5	> -2 bis -3	> -3	> -3
10—15	bis -3; bis +4	> +4 bis +7	> +7	> -3 bis -5	> -5	> -5
16—23	bis -4; bis +5	> +5 bis +9	> +9	> -4 bis -7	> -7	> -7
24—33	bis -6; bis +6	> +6 bis +11	> +11	> -6 bis -10	> -10	> -10
>33	bis -8; bis +8	> +8 bis +14	> +14	> -8 bis -14	> -14	> -14

Tabelle 16: Die Wirkung der Nährstoffe auf das Verhalten der Arten im Bestand (Erläuterungen s. Text)

Arten	N	P	K	PK	NPK	Nach KLAPP (1962) ¹⁾	
						PK	NPK
Gräser							
<i>Arrhenatherum elatius</i>		++	++	++	++	++	++
<i>Festuca pratensis</i>		++		++	++	+	++
<i>Poa pratensis</i>		++		++	++	+	++
<i>Poa trivialis</i>	+	++		+	++	++	++
<i>Dactylis glomerata</i>			++	++	++	+	++
<i>Trisetum flavescens</i>		++		++	++	+	++
<i>Phleum pratense</i>		++		++	++	+	++
<i>Alopecurus pratensis</i>	(+)	+		+	++	+	++
<i>Bromus mollis</i>	.	.	++		+		+
<i>Holcus lanatus</i>		+		+		—	
<i>Lolium perenne</i>	.			++			+
<i>Phalaris arundinacea</i>	++	?	?
<i>Poa palustris</i>	++	?	?
<i>Sesleria uliginosa</i>	.	.	.	—	—	?	?
<i>Brachypodium rupestre</i>	.	—	.	—	—	?	?
<i>Agrostis gigantea</i>		—	—	—	—	+	+
<i>Festuca arundinacea</i>	.	—	.	—	—	?	?
<i>Briza media</i>		—	—	—	—	—	—
<i>Molinia coerulea</i>	.	—	.	—	—	?	—
<i>Brachypodium pinnatum</i>		—	—	—	—	?	?
<i>Festuca rubra</i> ssp. <i>rubra</i>		—	—	—	—	(—)	—
<i>Deschampsia caespitosa</i>		—	—	—	—	—	—
<i>Anthoxanthum odoratum</i>		—	—	—	—	—	—
Kräuter und Grasartige							
<i>Achillea millefolium</i>		+	++	++	++	+	+
<i>Taraxacum officinale</i>			+	+	++		—
<i>Crepis biennis</i>				+	++		—
<i>Rumex acetosa</i>			—		(+)+	—	—
<i>Cirsium oleraceum</i>					+	?	?
<i>Galium mollugo</i>					+	—	—
<i>Ranunculus repens</i>				+			—
<i>Rumex obtusifolius</i>	+	?	?
<i>Glechoma hederacea</i>					+	?	?
<i>Symphytum officinale</i>	+	?	?
<i>Ranunculus acer</i>			—			—	—
<i>Phyteuma orbiculare</i>				—		?	?
<i>Pimpinella saxifraga</i>					—	—	—

Arten	N	P	K	PK	NPK	Nach KLAPP (1962) ¹⁾	
						PK	NPK
<i>Cirsium palustre</i>	.	.	.	—	.	—	—
<i>Cirsium tuberosum</i>	.	—	.	—	.	?	?
<i>Linum catharticum</i>	.	.	.	—	.	—	—
<i>Galium verum</i>	.	.	.	—	.	?	?
<i>Equisetum arvense</i>	?	?
<i>Senecio aquaticus</i>	.	.	—	.	.	?	?
<i>Sanguisorba officinalis</i>	—	—
<i>Galium boreale</i>	.	.	.	—	.	?	?
<i>Plantago media</i>	.	.	.	—	.	?	?
<i>Polygala amarella</i>	.	.	.	—	.	?	?
<i>Leontodon hisp. ssp.</i>	—	—
<i>hastilis</i>	—	—
<i>Leontodon hisp. ssp.</i>	—	—
<i>hispidus</i>	—	—
<i>Daucus carota</i>	—	—
<i>Tragopogon pratensis</i>	.	—	.	—	.	+	—
<i>Carex caryophylla</i>	.	—	.	—	.	?	?
<i>Prunella vulgaris</i>	.	—	.	—	.	—	—
<i>Cardamine pratensis</i>	.	.	—	—	.	—	—
<i>Galium uliginosum</i>	.	.	.	—	.	?	2
<i>Carex spec.</i>	.	—	.	—	.	?	?
<i>Hypochoeris radicata</i>	.	—	.	—	.	—	—
<i>Geum rivale</i>	.	.	—	—	.	?	?
<i>Succisa pratensis</i>	.	.	.	—	.	—	—
<i>Scabiosa columbaria</i>	.	—	.	—	.	?	?
<i>Plantago lanceolata</i>	.	(—)	—	—	(—)	—	—
<i>Centaurea jacea</i>	.	—	.	—	.	—	—
<i>Carex panicea</i>	.	—	.	—	.	?	2
<i>Carex flacca</i>	.	—	.	—	.	?	?
<i>Chrysanthemum</i>	.	.	.	—	.	—	—
<i>leucanthemum</i>	—	—	—	—	—	—	—
Leguminosen							
<i>Lathyrus pratensis</i>	—	(+)	++	++		++	—
<i>Vicia cracca</i>	—		+	++		++	
<i>Trifolium repens</i>			+	+		+	—
<i>Trifolium hybridum</i>		(+)	+	+		++	—
<i>Trifolium dubium</i>		.	.	++		—	—
<i>Medicago lupulina</i>	—	+	.	(+)		—	—
<i>Lotus corniculatus</i>		.	.	.		—	—
<i>Lotus uliginosus</i>	—		.	.		+	—
<i>Trifolium pratense</i>	—		+	.		+	—

¹⁾ „?“ bedeutet, KLAPP (1962) macht zu diesen Arten keine Angaben.

Eine Zuordnung der Arten zu den Ereignissen „++“, „+“, „—“ oder „—“ erfolgte nur dann, wenn eines dieser Ereignisse gemäß Tabelle 15 in mindestens 30% aller Fälle und das entgegengesetzte nur in höchstens 5% der Fälle beobachtet wurde. Entsprechend gilt auch: 40% bzw. 10% und 50% bzw. 15%.

Wie der Tabelle 16 zu entnehmen ist, wird in Übereinstimmung mit KLAPP (1962), dessen Ergebnisse mit unseren

Symbolen der Tendenz nach wiedergegeben werden, eine Reihe wirtschaftlich wichtiger Gräser durch Düngung, insbesondere durch PK- und NPK-Düngung gefördert. Da es sich durchweg um wertvolle Arten handelt, deckt sich dieses Ergebnis mit der im vorigen Kapitel getroffenen Feststellung, daß PK- und NPK-Gaben den Anteil der Gräsergruppe mit WZ 7 und 8 erhöhen. Eine starke Förderung durch beide Düngungsmaßnahmen erfahren *Arrhenathe-*

rum elatius, *Festuca pratensis*, *Poa pratensis*, *Dactylis glomerata*, *Trisetum flavescens* und *Phleum pratense*. Die Arten *Poa trivialis* und *Alopecurus pratensis* werden insbesondere durch NPK gefördert. Beide sind im übrigen die einzigen Arten, die auch (im Artenverband) durch Stickstoff begünstigt werden. Auch SIEBOLD (1958) berichtet, daß der Einfluß des Stickstoffs auf die Gräser wesentlich geringer ist als der des Kaliphosphats. Allerdings waren bei ihm wie bei uns die Stickstoffgaben relativ niedrig, so daß mit reichlicherer Stickstoffernährung eine gräserfördernde Wirkung — wie sie oft beobachtet wird — wohl angenommen werden darf. Außerdem liegen unsere Versuche auf relativ N-reichen Böden, so daß auch für die Gräser die P- und K-Versorgung von Natur aus die wichtigere Rolle spielt. Weiter fällt auf, daß die PK- und NPK-Wirkung mehr der Phosphorsäure als dem Kali zuzuschreiben ist. Nur *Arrhenatherum*, *Dactylis* und *Bromus mollis* erwiesen sich als sehr kalidankbar. Diese im Widerspruch zu SIEBOLD (1958) stehende Beobachtung erklärt sich wohl dadurch, daß auf unseren P- und K-armen Standorten die Kalidüngung zunächst den Leguminosen mit ihrem geringeren K-Aneignungsvermögen (KLAPP 1971, S. 161) zugute kommt, während umgekehrt die wenig bewegliche Phosphorsäure in erster Linie den flachwurzelnden Gräsern von Nutzen ist.

Durch Düngung zurückgedrängt werden dagegen mittel- und minderwertige Gräser, wie *Anthoxanthum*, *Deschampsia caespitosa*, *Molinia* und *Briza*. Besonders eindrucksvoll ist auch die Abnahme von *Festuca rubra*, wie ein Auszug aus dem Datenmaterial zeigt (s. o.).

Auf NP-Parzellen ist der Rotschwingel in der Regel die dominierende Grasart, was mehr auf ein sehr geringes Kali-bedürfnis als auf P-dankbares Verhalten, wie SIEBOLD (1958) und KÖNIG (1950) annehmen, hinweist, da auch reine P-

Vergleich	St. För- derung	In % der Fälle För- derung	Ab- nahme	St. Ab- nahme
0 : P	3,0	3,0	33,3	12,1
K : PK	0	0	71,4	53,6
NK : NPK	2,6	10,5	42,1	31,6
0 : K	3,7	11,7	37,0	18,5
P : PK	0	0	70,6	55,9
NP : NPK	0	0	91,1	75,0
0 : PK	0	0	85,4	66,7
0 : NPK	8,1	14,5	53,2	37,1

Düngung zum Rückgang dieser Art führt.

Unsere Beobachtungen zu *Agrostis gigantea* stehen wohl nur in scheinbarem Widerspruch zur Bewertung bei KLAPP (1962). Seine Angaben beziehen sich auf die Kollektivspezies „*Agrostis alba*“ und dürften überwiegend die tatsächlich düngerdankbare *Agrostis stolonifera* betreffen, während wir von vornherein in die Kleinarten *A. stolonifera* und *A. gigantea* zu trennen versuchten. Als düngerunempfindlich darf nach KLAPP (1962) *Deschampsia caespitosa* angesehen werden. Unsere Ergebnisse stützen aber die Befunde von WACKER (1934/35) und SIEBOLD (1958), die beide abnehmende Massenanteile durch Düngung feststellten.

Wie von der Besprechung der Artengruppenanteile her zu erwarten, reagieren viele Kräuter und Grasartige auf Düngungsmaßnahmen mit abnehmenden Massenanteilen. Bald sind es Einzelnährstoffe, bald PK- oder NPK-Gaben, die ein deutliches Zurückdrängen bewirken. Konträres Verhalten gegenüber den Nährstoffen und ihren Kombinationen wurde nur in einem Falle, und zwar bei *Rumex acetosa*, beobachtet. Die Art wird durch Kali gemindert, andererseits durch NPK-Düngung aber recht eindeutig gefördert, ohne daß N oder P allein irgendwelchen Einfluß nehmen.

Die wenigen Kräuter mit volldüngerdankbarem Charakter sind *Achillea millefolium*, *Taraxacum officinale*, *Crepis biennis*, *Rumex acetosa*, *Cirsium ole-*

raceum, *Galium mollugo*, *Rumex obtusifolius*, *Glechoma hederacea* und *Symphytum officinale*. *Ranunculus repens* findet nur bei PK-Düngung verbesserte Wuchsbedingungen. Wenn insbesondere WACKER (1934/35), König (1950) und SIEBOLD (1958) für die meisten dieser Arten zwar ebenfalls eine Zunahme feststellten, darüber hinaus aber auch noch weitere, auch in unserem Material vorkommende Arten zu dieser Gruppe zählen, dann möchten wir dies dem weniger strengen Maßstab zuschreiben, den diese Autoren anlegten. Jedenfalls können bei näherer Betrachtung der dortigen Tabellen nicht wenige Arten mit relativ geringen Dominanzdifferenzen ermittelt werden, die uns für eine entsprechende Bewertung zu gering erscheinen. KLAPP (1962) stimmt mit uns nur im Fall *Achillea millefolium* überein; eine Erklärung für diese Widersprüche läßt sich nicht finden, zumal bei den Gräsern und Leguminosen die Bewertungen im allgemeinen recht gut übereinstimmen.

Nach Tabelle 16 wird eine große Anzahl von Kräutern durch PK- oder NPK-Düngung gemindert, u. a. die wichtigen Arten *Chrysanthemum leucanthemum*, *Carex flacca*, *Carex panicea*, *Centaurea jacea*, *Plantago lanceolata*, *Geum rivale*, *Cardamine pratensis*, *Prunella vulgaris*, *Daucus carota*, *Tragopogon pratensis*, *Sanguisorba officinalis*. Außer *Plantago lanceolata* und *Sanguisorba officinalis* besitzen alle Arten nur geringen Futterwert. Hierin liegen die besonderen Chancen einer Qualitätsverbesserung durch PK- oder NPK-Gaben, vor allem, wenn auch ein gewisser Anteil an Leguminosen erhalten bleibt.

Schließlich geht aus Tabelle 16 noch die überragende Bedeutung einer PK-Düngung für wichtige Leguminosen hervor. Wie die Eliminierung des Nährstoffes Kali zeigt, beruht der günstige Effekt von PK in erster Linie auf dieser Komponente. KLAPP (1971, S. 181/182) führt aus, daß der Leguminosenanteil durch Kaligaben um so stärker gefördert

Tabelle 17: Der Einfluß der Düngung auf die Bestandeswertzahl im Durchschnitt der Versuche (jeweils letztes Aufnahmejahr, 1. Schnitt)

Variante	W, FW, WW WW	W, FW, WW V	W, FW, WW, V, AV
0	4,7	4,6	4,6
P	5,2	—	—
K	5,0	—	—
PK	6,2	6,0	—
NK	5,0	4,8	—
NP	5,3	5,1	4,9
NPK	5,8	5,8	5,7

wird, je niedriger der K-Gehalt des Bodens ist — eine Bedingung, die für unsere Versuche im vollen Umfang zutrifft. Auch SIEBOLD (1958) kommt zu dem Schluß, daß in dieser Hinsicht der Kalianteil der PK-Gabe wichtiger als die Phosphorsäure ist.

Mit Ausnahme der *Lotus*-Arten und von *Trifolium pratense*, die ihren Anteil selbst bei PK-Gaben nicht erhöhen konnten, verhalten sich in unseren Versuchen die Kleeartigen gegenüber NPK-Düngung indifferent. Zum Teil liegt dies an dem gegensinnigen Einfluß von N und PK (*Lathyrus pratensis*, *Vicia cracca*, *Medicago lupulina*), zum anderen an den nach heutiger Ansicht recht niedrigen N-Gaben in unseren meisten Versuchen.

Somit darf festgehalten werden, daß von der PK-Düngung insbesondere *Lathyrus pratensis*, *Vicia cracca* und *Trifolium dubium* profitierten; aber auch *Trifolium repens* und *Trifolium hybridum* erfuhren noch eine Förderung ihres Ertragsanteils.

3.4.3 Einfluß auf die Futterqualität

Die Wertzahl als Maßstab für die qualitative Beschaffenheit des Futters eignet sich nach KLAPP (1971, S. 108) besonders für den Vergleich soziologisch deutlich verschiedener Bestände und weniger für den Vergleich nahe verwandter Wirtschaftsflächen. Wie noch

zu zeigen sein wird, ist unser Material im soziologischen Sinne zwar ziemlich einheitlich, andererseits unterscheiden sich aber die Mangeldüngungspartellen z. T. recht deutlich von den vollgedüngten „typischen Wirtschaftsflächen“. Die Variabilität unserer Versuche genügt deshalb durchaus, um die Bestandeswertzahlen (mW) zur Charakterisierung der düngungsbedingten Futterqualität heranzuziehen. Auch aus Weideuntersuchungen von VOIGTLÄNDER (1967) geht die Brauchbarkeit dieser Maßzahl hervor. Er fand zwischen den Bestandeswertzahlen von PK- und NPK-Teilstücken zwar geringe, aber stets deutliche Differenzen.

Zur Ermittlung des durchschnittlichen Einflusses der Düngung auf die Bestandeswertzahl verwendeten wir jeweils die letzten Aufnahmen der Versuche, damit der derzeitige Stand durch evtl. vorausgegangene Bestandsveränderungen nicht verfälscht wird.

Die drei Versuchsgruppen in Tabelle 17 folgen der Reihe

O→K/NK→P/NP→NPK→PK

d. h. je weiter rechts die Düngungsstufe steht, um so höher fällt die Bestandeswertzahl aus. Die NPK- oder PK-Düngung erweist sich eindeutig als die wirksamste Maßnahme zur Verbesserung des Futterwertes eines Pflanzenbestandes.

Auch die zum 2. Schnitt errechneten Wertzahlen stimmen in ihrer Tendenz mit den obigen Ergebnissen überein. Der 5schnittige Versuch Dorfacker ergab für die Varianten PK, NPK und NPKZ die einheitliche Wertzahl von 7,2, obwohl die Massenbildner *Trifolium repens* mit 35% (PK), 23% (NPK) bzw. 21% (NPKZ) als auch *Poa pratensis* mit 12% (PK) und 24% (NPK) bzw. 28% (NPKZ) sehr unterschiedliche Anteile einnehmen. Beide Arten bekamen von KLAPP et al. (1953) die Wertzahl 8 zuerkannt und beeinflussen somit die mW im gleichen Sinne.

3.5 Der Einfluß der Düngung auf soziologische und ökologische Kriterien des Pflanzenbestandes

Die floristische Grundstruktur und damit die soziologische Stellung einer regelmäßig genutzten Grasnarbe wird, wie auch WEISE (1961) betont, von der Düngung wenig beeinflusst. Werden allerdings Extensivflächen oder Ödland regelmäßig gedüngt, stellt sich bald eine völlig neue Pflanzengesellschaft des Dauergrünlandes ein (ELLENBERG 1952, KLAPP 1949, 1951, 1965). Wenngleich also die „Pflanzengesellschaft“ vom Standort und Nutzungssystem her bestimmt wird, sind dennoch düngungsbedingte Verschiebungen am Verhältnis der soziologischen Artengruppen zu beobachten (MAAF 1969).

Objektivierende Hilfsmittel zur Bewertung von tabellarisch erstellten Artengruppen empfehlen TÜXEN und ELLENBERG (1937). Mit der Berechnung des „systematischen Gruppenwertes“ werden Artenzahl und Stetigkeit im gleichen Verhältnis zur soziologischen Diagnose einer Tabelle herangezogen. Der Massenanteil bleibt unberücksichtigt, da nach Meinung dieser Autoren „die Menge, mit der eine Art auftritt, weitgehend von den besonderen Eigenschaften dieser Pflanzenart selbst abhängig ist und nicht eindeutig und bei allen Arten in gleicher Weise von den Standortbedingungen bestimmt wird“ (S. 174). Diesem Argument kann aber aus unserer Sicht nur bedingt zugestimmt werden. Landwirtschaftliche Pflanzensoziologie muß auch die ökonomisch relevanten Kriterien einer Grasnarbe berücksichtigen. Es ist nämlich unbestritten, daß Ertrag und Qualität vor allem vom Mengenverhältnis der Arten bestimmt werden. Gerade bei Düngungsversuchen werden diese Zusammenhänge besonders sichtbar. Es erscheint uns daher nicht gerechtfertigt, grünlandsoziologische Untersuchungen allein auf der Basis der Artenpräsenz vorzunehmen.

Ökologische Indikationswerte für Wiesenpflanzen wurden von ELLENBERG (1952), KLAPP (1965), REGAL (1967) und KRUIJNE, DE VRIES und MOOI (1967) erarbeitet. Sie besitzen Gültigkeit, wie ELLENBERG (1956) nachdrücklich betont, nur für das Verhalten im Mischbestand, also unter Wirkung der natürlichen Konkurrenz („ökologisches Verhalten“). Das „physiologische Verhalten“, wie es WEISKE (1929a, 1929b) und RACKMANN (1938) am Beispiel der Bodenreaktion sowie REMY und VASTERS (1931) am Beispiel steigender Stickstoffgaben in Reinkulturen prüften, weicht oft sehr stark vom ökologischen ab.

Über die Methodik der Errechnung von ökologischen Kennwerten für Bestände gibt es noch widersprüchliche Ansichten. Soweit das Schätzverfahren nach KLAPP/STÄHLIN Anwendung findet, wird analog zur Wertzahlberechnung — so auch die Empfehlung von ELLENBERG (1956) und von KLAPP (1965) — der Kennwert für eine Aufnahme aus Mengenanteil der Art mal Kennzahl, dividiert durch die Summe der Mengenteile, errechnet⁹⁾. Liegt den Aufnahmen eine Schätzskala zugrunde, so sollten nach WEINMEISTER (1953) die mittleren Deckungsprozente der Skalenstufen ersatzweise herangezogen werden. Auch HUNDT (1958, 1964) verwendet das jeweilige Mittel der Deckungsprozente der Skala von BRAUN-BLANQUET. KRISO (1953) benutzt für seine Spektrendarstellungen „Standortswerte“, das sind um ein Mehrfaches erweiterte Skalenwerte von BRAUN-BLANQUET. VOLLRATH (mündl. Mitteilung) befürwortet die direkte Verrechnung der um 1 erhöhten Skalenstufen, weil damit eine ökologisch sinnvolle Gewichtung der Arten mit geringen und solcher mit hohen Massen-

anteilen erreicht wird. Schließlich kann bei der Auswertung einer Gruppe von Aufnahmen auch nur die relative Steigtigkeit, also die bloße Präsenz einer Art ungeachtet ihrer Menge, berücksichtigt werden, wie es ELLENBERG (1950) für Ackerunkrautgemeinschaften vorschlägt. Auch KLAPP (1965) hält diesen Weg bei der Prüfung von Pflanzengesellschaften für möglich.

Für das Verhältnis der durchschnittlichen Kennzahl verschiedener Aufnahmegruppen mag, wie auch KLAPP (1965) bemerkt, die Art der Bewertung nicht so ausschlaggebend sein. Doch ist es beim Vergleich der Ergebnisse von verschiedenen Autoren wichtig zu wissen, nach welchem Verfahren die Berechnungen durchgeführt wurden, da sie nicht nur im Einzelfall verschiedene Ergebnisse, sondern auch unterschiedliche Mittelwerte für Aufnahmegruppen liefern.

3.5.1 Zur soziologischen Definition der Versuche

Die soziologische Auswertung der Versuche stützt sich auf die „Charakterartenlehre“. Es wurde in Anlehnung an OBERDORFER (1967) ein 64teiliges Klassifikationsschema erstellt. Die Einordnung der Arten erfolgte nach Angaben von OBERDORFER (1962), in einigen Fällen auch von KLAPP (1965). Dort nicht aufgeführte Arten und Unterarten wurden von uns nach bestem Wissen eingestuft.

Große Tabellen — wie sie zwangsläufig entstanden — haben den Nachteil der Unübersichtlichkeit. Um mehr Transparenz in das Zahlenmaterial zu bringen, haben wir — ähnlich wie TÜXEN und ELLENBERG (1937) — die soziologischen Komponenten des Pflanzenbestandes mit einem Koeffizienten ausgedrückt:

$$K = \left(\frac{\text{Summe der Masse}}{100} + \frac{\text{Zahl der Arten}}{\text{Gesamtartenzahl}} \right) \cdot 1/2 \cdot 100$$

⁹⁾ Bedenklich stimmt, daß diese Verrechnungsweise die aus ökologischer Sicht sicher nicht unwichtigen Arten mit Masse „+“ vernachlässigt.

Tabelle 18. *Relative Präsenz der soziologischen Gruppen (Aufnahmen zum 1. Schnitt, Erklärungen siehe Text)*

Soziologische Gruppe	Jahr 19 . . .	Frauenwiese																	
		0					PK					NPKS							
		49	50	59	60	69	70	49	50	59	60	69	70	49	50	59	60	69	70
Molinio-Arrhenatheretea		48	45	37	35	27	39	48	48	45	42	38	39	44	45	43	47	36	34
Arrhenatheretalia		14	18	14	18	13	17	16	22	19	25	26	27	22	27	17	22	27	33
Arrhenatherion elat.		5	4	9	4	5	7	5	3	4	3	4	8	4	3	4	3	8	7
Polygono-Trisetion		2	6	1	1			2	2	2	1			2	1	2	2		
Cynosurion		5	3	3	3	2	3	7	8	7	5	3	5	8	7	11	5	6	5
Molinietalia		5	5	5	3	7	4	5	4	3	3	4	4	4	3	5	5	3	5
Calthion (Bromion rac.)		4	5	5	4	5	5	8	5	6	8	5	5	7	4	4	5	4	4
Molinion		2		3	3	4	1	1	1				1	2	1	3			
Scheuchzerio-Caric. fuscae						3	2												
Tofieldietalia						1													
Eriophorion latifolii					2														
Plantaginetea				1	1	1	1				1								
Agropyro-Rumicion		2	2	1	1	1	2	1	1	1	3	4	3	1	3	2	1	1	5
Polygonion avicularis																			
Phragmitetea																			
Phragmition		1										1				1			1
Magnocaricion elatae																			
Festuco-Brometea		1			1		1									1			
Brometalia erecti																			
Mesobromion				1	2														
Nardo-Callunetea		2		1	2	3	1				1								
Nardetalia						2													
Violion caninae																			
Unvollständig det. Pflanzen		1	1	8	6			1						1	1				
Begleiter auf Magerrasen		5	6	6	7	14	11	3	5	7	6	10	7	3	2	4	8	8	3
Begleiter auf Trockenrasen																			
Begleiter auf Kalkstandorten				3	2	5	4			3						1			
Begleiter aus Chenopodietea												1							
Begleiter aus Secalinetea												1							
Begleiter aus Artemisietea																			
Sonstige Begleiter		3	4	4	5	6	5	3	3	3	1	2	1	2	3	1		5	3

Nach dieser Berechnung bekommt jede vertretene soziologische Gruppe einen Wert („relative Präsenz“) zwischen 0 und 100. Die Summe aller Koeffizienten einer Aufnahme ergibt 100; die Präsenz einer soziologischen Gruppe wird also mit einem Relativwert ausgedrückt. Weiter ist sichergestellt, daß Artenpräsenz und Mengenanteil im gleichen Verhältnis Berücksichtigung finden. Wie bereits begründet, halten wir gerade bei Düngungsversuchen eine soziologische Auswertung allein auf der Basis der Artenpräsenz, wie sie allgemein in der Pflanzensoziologie üblich ist, für unbefriedigend. Andererseits möchten wir uns dem zitierten Argument von TÜXEN und ELLENBERG (1937) nicht ganz verschließen. Der von uns beschrittene

Mittelweg ist daher im Sinne einer landwirtschaftlich orientierten Pflanzensoziologie zu verstehen.

Tabelle 18 dient im Zusammenhang mit den hier nicht aufgeführten Artentabellen als Grundlage für die soziologische Definition der Versuchsflächen. Es sind jeweils in gewissen Zeitabständen die Ergebnisse der wichtigsten Varianten angeführt.

Die Pflanzengesellschaft auf den 0-Parzellen der *Frauenwiese* muß als ein „mageres *Arrhenatheretum cirsietosum oleracei* (Kohldistel-Glatthaferwiese) mit Elementen des *Calthion* und *Molinion*“ angesprochen werden. Die PK- und NPKS-Parzellen zeigen in ziemlich reiner Form alle Merkmale der Kohldistel-Glatthaferwiese; die deutliche Präsenz

medioeuropaeum“ zu definieren ist. Wenn die Aufnahmen aus dem Jahre 1969 einen Rückgang des *Molinions* verzeichnen, so steht dies mit der in den Jahren 1966—68 vorgenommenen Dreischnittnutzung im Zusammenhang, die vor allem die schnittempfindliche *Molinia coerulea* — 1965 noch mit durchschnittlich 14% vertreten — beeinträchtigte. Die ab 1969 einschnittige Nutzung dieser Parzellen läßt erwarten, daß sich das *Molinietum* wieder regeneriert. Durch PK- bzw. NPK-Düngung hat sich eine Umwandlung in Richtung *Arrhenatherion* vollzogen, ohne daß allerdings der Charakter einer Feuchtwiese (*Molinietalia*) verloren ging. Es dürfte sich noch um eine feuchte Form des „*Arrhenatheretum cirsietosum oleracei*“ (Kohldistel-Glatthaferwiese) handeln, vorläufig noch mit deutlichem *Molinion*-Einschlag, der sich zumindest auf den seit 1969 mit 3 Schnitten genutzten NPK- und NPK+Stallmist-Parzellen in naher Zukunft noch verlieren dürfte. Durch den „Florenndruck“ der umgebenden Weidelgras-Weißkleeweide hat sich von 1958 auf 1969 auch das *Cynosurion* eingestellt. Die 0- und NPKK-Teilstücke des Agrikulturchemischen Versuchsfeldes II tragen einwandfrei die Züge eines „*Arrhenatheretum cirsietosum oleracei*“ (Kohldistel-Glatthaferwiese). Die Präsenz des *Arrhenatherion* ist hoch, besonders bei Volldüngung. Das *Molinion* ist nur in der 0-Variante spärlich vertreten (Präsenzwert 1). Die 0-Parzelle ist noch stärker mit *Festuco-Brometea*-Vertretern (Trockenrasen) durchsetzt; ein Zeichen, daß der Standort zwischen durch auch Trockenperioden unterliegt, die jedoch bei guter Nährstoffversorgung — wie das Fehlen dieser Arten auf der NPKK-Variante beweist — dem normalen Konkurrenzkampf weniger abträglich sind. Schließlich fällt noch auf, daß auf den ungedüngten Parzellen hohe Präsenzwerte für „*Sonstige Begleiter*“ festgestellt wurden. Es ist dies hauptsächlich den gesellschaftsvagen

Arten *Briza media*, *Lotus corniculatus* und *Plantago media* zuzuschreiben, die hier gleichzeitig Zeiger für Nährstoffarmut sind.

Auch der Versuch *Wildschwaige* gehört dem „*Arrhenatheretum cirsietosum oleracei*“ (Kohldistel-Glatthaferwiese) an. Die Gesellschaft trägt nur insofern individuelle Züge, als das *Agropyro-Rumicium* (Kriech- und Flutrasen) mit 4—6% präsent ist. Dies stimmt auch mit der Bemerkung von VOIGTLÄNDER (1966) überein, daß häufig Überschwemmungen im Frühjahr und Vorsommer vorkommen. Die soziologischen Unterschiede zwischen 0 und PK/NPK deuten sich relativ schwach an, weil der Ausgangsbestand zu Versuchsbeginn bereits Volldüngungscharakter hatte und sich die 0-Parzellen während der relativ kurzen Versuchsdauer noch nicht weit zurückentwickeln konnten. Immerhin nahmen aber die Präsenzwerte von *Arrhenatheretalia* und *Arrhenatherion* durch Düngung um mehr als die Hälfte zu bzw. sind auf den 0-Parzellen um ein Drittel zurückgegangen.

Die Pflanzengesellschaft des Versuches *Dorfacker* ist ein „*Lolio-Cynosuretum*“ (Weidelgras-Weißkleeweide). Der Verband *Cynosurion* erreichte 1970 mit PK-Düngung einen Präsenzwert von 24, mit NPK-Düngung von 27 (Tab. 18). Massenbildende Arten dieses Verbandes sind *Poa pratensis* und *Lolium perenne*, zu denen sich mit hohen Ertragsanteilen die Klassenkennarten *Trifolium repens* und *Festuca pratensis* sowie *Taraxacum officinale* (Ordnung *Arrhenatheretalia*) mit meist über 10% Massenanteil gesellen. Auch das *Agropyro-Rumicium* (Hangwassereinwirkungen!) und das *Polygonion avicularis* (Beweidung!) treten noch merklich in Erscheinung.

3.5.2 Einfluß der Düngung auf soziologische Veränderungen

In weiteren Untersuchungen wurden die Nährstoffwirkungen auf das soziologische Gefüge noch genauer geprüft.

Zu diesem Zweck wurden für jeden Versuch die im Durchschnitt der Jahre ermittelten relativen Präsenzwerte in der einzelnen Düngungsstufe einander gegenübergestellt. Mit der Zusammenfassung der Jahre besteht zwar die Gefahr der Verwischung langjähriger Düngewirkungen; da aber andererseits unser Aufnahmematerial — mit Ausnahme der Frauenwiese — die ersten Versuchsjahre, in denen ein Differenzierungsprozeß zu erwarten ist, ohnehin nicht berücksichtigt, halten wir diesen Fehler für gering. Dagegen können mit durchschnittlichen Präsenzwerten zufällige Jahreseinflüsse, mit denen immer zu rechnen ist (vgl. Kap. 3.2.3), weitgehend ausgeschaltet werden.

Insgesamt bestätigt diese Auswertung die bereits bei der Beschreibung der Pflanzengesellschaften getroffene Feststellung, daß die stickstoffhaltige wie -freie Volldüngung den Charakter von Wirtschaftswiesen und -weiden verstärkt, dagegen die „Feuchtwiesenanteile“ zurückdrängt. Einseitige Mangeldüngung kann in ihren Auswirkungen nicht pauschal beurteilt werden; je nach den Standortvoraussetzungen sind bald Verhältnisse wie bei „ungedüngt“, bald wie bei „vollgedüngt“ anzutreffen. Düngungszustand und natürlicher Nährstoffgehalt der Versuchsflächen vor Versuchsbeginn dürften hier eine gewisse Rolle spielen.

Es zeigte sich aber auch, daß selbst bei genauester Aufnahme der Versuchsvarianten ihre soziologische Einordnung auf Schwierigkeiten stößt, weil

1. die soziologische Gliederung des Grünlandes wie anderer Formationen von Gebiet zu Gebiet wechselt; um die für den Naturraum der Versuchsfläche gültige Gliederung zu erfahren, müßte eine ganze Anzahl von Vegetationsaufnahmen auch außerhalb der Versuchsflächen gemacht werden.
2. die Mangeldüngungsparzellen oft Bestände tragen, die sonst kaum vorkommen, da Mangeldüngungen

praxisfremd sind und deshalb im pflanzensoziologischen System (noch) nicht existieren.

3.5.3 Einfluß der Düngung auf ökologische Kennzahlen

Soziologische Veränderungen sind der Ausdruck eines Anpassungsprozesses an veränderte Umweltbedingungen. Diese näher zu fassen, gelingt mit der Berechnung ökologischer Kennwerte, von denen die Bestandes-Reaktions- (mR), -Feuchte- (mF) und -Stickstoffzahl (mN) die wichtigsten sind. Eine entsprechende ökologische Auswertung unserer Versuche erschien uns aus zwei Gründen sinnvoll. Einmal sollte geprüft werden, wie sich der Düngungseinfluß in der mN-Zahl als Ausdruck der Düngungsintensität niederschlägt. Zum anderen waren die Reaktions- und Feuchtezahlen, die in einem Versuch mit einheitlichen pH- und Feuchtigkeitsverhältnissen nicht schwanken sollten, auf ihre Manipulierbarkeit durch Düngung zu kontrollieren. Beide Fragen betreffen also in erster Linie den Aussagewert solcher Kennzahlen für Grünlandstandorte unterschiedlicher Bewirtschaftungsintensität.

Schließlich soll in Ergänzung zur soziologischen Auswertung der durchschnittliche Einfluß der Düngung auf die ökologischen Kennzahlen dargestellt werden. Grundlage der Berechnungen sind die bei KLAPP (1965) angegebenen Kennwerte für die einzelnen Arten und, soweit für bestimmte Arten keine Angaben zu finden waren, eigene, nach bestem Wissen vorgenommene Einstufungen.

Es war zunächst zu prüfen, welche Form der Verrechnung für dieses soziologisch nicht einheitliche Aufnahmematerial zweckmäßig ist. In einer Testrechnung wurde das „Massenprozentverfahren“ mit der „Skalenwertmethode“ verglichen. Beim letzteren Verfahren wurde jeder Massenwert der Einzelart in die in Kap. 3.1.4 von uns vorgeschlagene Skala transformiert und aus „Summe

der Produkte von Skalenwert mal ökologischer Wertzahl, dividiert durch die Summe der Skalenwerte“ die mR -, mF - und mN -Zahl ermittelt. Die erste Skalenstufe hat hier allerdings den Wert 1, die letzte (Massenanteil $> 40\%$) den Wert 6, um auch Arten mit Masse „+ bis 1%“ berücksichtigen zu können. Durch die Verrechnung der Skalenwerte wird der Einfluß der Massenbildner zurückgedrängt, während Arten mit geringerem Massenanteil stärker als bei der Vergleichsmethode in den Mittelwert einfließen.

Der Vergleich wurde am Aufnahme-material des Veitshofes 1969 (1. Schnitt) durchgeführt. Aus den für jede Variante auf allen 6 Wiederholungen angefertigten Aufnahmen wurden die in Tabelle 19 zusammengestellten Mittelwerte und die relative Streuung (Variationskoeffizient) nach beiden Berechnungsverfahren bestimmt. Ein Berechnungsverfahren befriedigt um so mehr, je sinnvoller (\bar{mN} -Zahlen!) bzw. je geringer (\bar{mR} - und \bar{mF} -Zahlen!) die Abstufungen zwischen den Düngungsvarianten und je geringer die Variationskoeffizienten ausfallen.

Man stellt zunächst bei allen drei ökologischen Kennzahlen bezüglich der Mittelwerte relativ geringe Unterschiede zwischen den beiden Berechnungsverfahren fest. Mit beiden Berechnungsverfahren sind also ähnliche Ergebnisse

zu erzielen. Wenn wir uns dennoch für die Benutzung der Skalenwerte entschieden, dann aus folgenden zwei Gründen:

1. Alle 3 Kennzahlen, besonders die mittleren Reaktions- und Stickstoffzahlen, streuen bei dieser Verrechnungsweise am geringsten; ein Einzelergebnis liefert also den zuverlässigeren Wert. Gerade weil ein Teil unserer Jahresergebnisse nur von einer Wiederholung stammt, sollte dieser Vorteil genutzt werden.
2. Die mittleren Feuchtezahlen liegen grundsätzlich etwas höher, ohne daß dabei die Unterschiede zwischen den Düngungsstufen verlorengehen. Die höheren Feuchtezahlen sind eine Folge der Berücksichtigung auch der in Spuren auftretenden Arten, die überwiegend die eigentlichen Feuchtezeiger dieses Standortes sind. Das kommt besonders mit der \bar{mF} der Null-Variante zum Ausdruck, die nach der „Massenprozentverrechnung“ „trockener“ als die NK- und NP-Variante zu bewerten wäre, in Wirklichkeit aber — und das zeigte bereits die soziologische Untersuchung — feuchtemäßig ähnlich wie diese zu beurteilen ist. Die entsprechenden \bar{mF} auf Basis „Skalenwerte“ tragen diesem Sachverhalt besser Rechnung.

Tabelle 19: Mittelwerte (\bar{x}) und Variationskoeffizienten ($s\%$) der mittleren Reaktions- (mR), Feuchte- (mF) und Stickstoffzahlen (mN) vom Versuch Veitshof 1969 (1. Schnitt), errechnet nach dem „Massenprozent-“ (M) und „Skalenwertverfahren“ (S) (Näheres s. Text)

Variante	\bar{mR}				mF				\bar{mN}				
	M	\bar{x}	S	$s\%$	M	\bar{x}	S	$s\%$	M	\bar{x}	S	$s\%$	S
0	3,2	3,3	2,8	1,6	5,0	5,3	4,6	5,2	3,0	3,0	4,2	2,8	
NK	3,3	3,3	3,0	1,6	5,4	5,5	6,8	5,1	3,1	3,0	7,8	4,6	
NP	3,2	3,3	1,3	0,0	5,3	5,3	3,4	3,3	3,3	3,3	3,8	3,6	
PK	3,3	3,3	1,6	1,6	4,7	5,0	4,5	4,0	3,7	3,5	4,8	2,4	
NPK	3,4	3,4	1,2	1,9	4,7	5,0	3,6	2,7	3,9	3,7	1,9	2,2	
NPKS	3,5	3,4	1,5	0,0	4,8	5,1	4,5	3,5	4,1	3,8	2,7	2,0	
S	3,4	3,4	2,2	1,9	4,7	5,0	3,5	4,7	3,8	3,6	1,4	2,4	
Ko	3,4	3,4	1,6	1,2	4,7	5,0	2,7	3,8	3,7	3,6	3,6	3,0	

Tabelle 20: *Einfluß der Düngung auf die mittleren Reaktions- (\bar{mR}), Feuchte- (\bar{mF}) und Stickstoffzahlen (\bar{mN}), errechnet aus Aufnahmen zum 1. Schnitt*

Var.	Jahr	\bar{mR}	\bar{mF}	\bar{mN}	Var.	Jahr	\bar{mR}	\bar{mF}	\bar{mN}
<i>Frauenwiese</i>					<i>Weiherwiese</i>				
0	1949	3,2	5,0	3,3	NPK	1954	3,3	4,1	3,3
	1950	3,2	4,8	3,4		1955	3,3	4,1	3,3
	1959	3,1	4,5	2,9		1962	3,4	4,2	3,3
	1960	3,1	4,4	2,8		1963	3,4	4,2	3,3
	1969	3,1	5,0	2,6	<i>Veitshof</i>				
	1970	3,2	4,7	3,0	0	1958	3,2	5,3	2,8
PK	1949	3,2	5,0	3,3		1969	3,3	5,3	2,9
	1950	3,2	5,0	3,5	PK	1958	3,3	5,1	3,4
	1959	3,3	4,9	3,4		1969	3,3	5,0	3,5
	1960	3,3	4,9	3,5	NPK	1958	3,3	5,1	3,3
	1969	3,3	4,9	3,4		1969	3,4	5,0	3,7
	1970	3,4	4,8	3,5	<i>Agrik. Versuchsfeld II</i>				
NPKS	1949	3,2	4,9	3,4	0	1964	3,2	4,4	2,9
	1950	3,2	4,8	3,5		1970	3,3	4,5	2,9
	1959	3,4	5,1	3,5	NPKK	1964	3,4	4,7	3,7
	1960	3,3	4,9	3,6		1970	3,5	4,6	3,7
	1969	3,4	4,7	3,5	<i>Wildschwaige</i>				
	1970	3,6	4,9	3,7	0	1964	3,2	5,0	3,5
<i>Weiherwiese</i>					PK	1964	3,4	4,8	3,9
0	1954	3,3	4,2	2,8	NPK	1964	3,4	4,8	3,8
	1955	3,3	4,2	2,9	<i>Dorfacker (2. Schnitt)</i>				
	1962	3,3	4,3	3,0	PK	1970	3,5	4,6	4,1
	1963	3,3	4,3	2,9	NPK	1970	3,4	4,7	4,1
PK	1954	3,3	4,2	3,3					
	1955	3,3	4,2	3,3					
	1962	3,3	4,3	3,3					
	1963	3,4	4,3	3,3					

Auch VOLLRATH (1972, mündl. Mitteilung) benützt neuerdings aus denselben Erwägungen heraus „Verrechnungswerte“, d. s. die um 1 erhöhten Stufen der Schätzskala von BRAUN-BLANQUET (1951).

Für die Beantwortung der eingangs gestellten Fragen sollen — wie bei der Untersuchung der soziologischen Gruppenanteile — die in jedem Versuch wichtigsten Varianten in bestimmten Zeitabständen miteinander verglichen werden, um auch den langjährigen Düngungseinfluß erfassen zu können (Tabelle 20).

Die *Bestandes-Reaktionszahlen* verhalten sich in allen Versuchen und über Jahre hinweg außerordentlich nährstoffneutral. Es fällt nur das Ergebnis der NPKS-Variante 1970 mit \bar{mR} 3,6 etwas aus dem Rahmen. Da das Vorjahres-

ergebnis mit \bar{mR} 3,4 sich recht gut mit den Werten der anderen Jahre deckt, ist dieses Ergebnis wohl mehr zufallsbedingt. Es besteht jedenfalls Grund zu der Annahme, daß die Reaktionszahl den pH-Wert des Bodens auch bei unterschiedlicher Nährstoffversorgung und trotz Jahresschwankungen in der Bestandszusammensetzung richtig wiederzugeben vermag.

Die mittlere *Bestandes-Feuchtezahl* unterliegt nur geringen Jahresschwankungen. Größere Abweichungen treten nur auf den 0-Parzellen der Frauenwiese in den Jahren 1959 und 1960 auf. Dagegen ist eine gewisse, wenn auch schwache Düngungsabhängigkeit in den meisten Versuchen festzustellen. Offensichtlich bestehen zwischen den Feuchte- und Nährstoffansprüchen der Arten Zusammenhänge, die trotz gleichbleiben-

der Wasserversorgung die $\bar{m}F$ -Zahl in bestimmte Richtungen drängen können. Die grundsätzliche Eignung der Feuchtezahl zur Charakterisierung der Feuchteverhältnisse von Standorten mit unterschiedlicher Nährstoffversorgung wird hiervon freilich nicht berührt.

Neben dem erwarteten Einfluß der Düngung auf die mittleren *Bestandes-Stickstoffzahlen* treten nur geringe Dif-

ferenzen innerhalb der Düngungsvarianten auf, so daß auch hier im allgemeinen mit unbedeutenden Jahreseinflüssen zu rechnen ist. Voraussetzung allerdings ist, daß die Grasnarbe den Wandel zur düngungsbedingten Artenzusammensetzung vollzogen hat. Das zeigt die Null-Variante der Frauenwiese im Versuchszeitraum 1949 (Versuchsbeginn!) bis 1970:

Jahr	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1968	1969	1970
$\bar{m}N$	3,3	3,4	3,2	3,1	3,1	2,9	2,9	2,9	2,8	2,8	2,9	2,8	2,8	2,8	2,7	2,6	2,6	3,0

Um die durchschnittlichen Düngereffekte darzustellen, werden in Tabelle 21 die langjährigen Mittelwerte der Varianten getrennt nach Versuchen angeführt. Hinsichtlich der $\bar{m}R$ bestehen keine Unterschiede zwischen den Düngungsvarianten. Selbst zwischen den Versuchen treten kaum Differenzen auf. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Bodenuntersuchungsbefunden. Dagegen sind gewisse Zusammenhänge zwischen der Düngung und der $\bar{m}F$ zu erkennen, die aber den Standorteinfluß nicht verdecken können. So erweist sich der Versuch Veitshof mit $\bar{m}F$ -Werten von 5,0 und darüber als der eindeutig feuchteste Standort, während die Weiher-

wiese mit Werten von 4,1 bis 4,3 den „trockensten Versuch“ darstellt. PK-, NPK- und NPKS-Düngung erhöhte auf der Frauenwiese die $\bar{m}F$ im Vergleich zur Null-Variante, andererseits führten dieselben Nährstoffkombinationen auf dem Veitshof zu niedrigeren Feuchtezahlen. Auch auf der Wildschwaige ist ein Rückgang durch die Volldüngung zu verzeichnen, während auf der Weiherwiese und dem Agrikulturchemischen Versuchsfeld II praktisch keine Veränderungen eintraten. Diese unterschiedlichen Tendenzen sind so zu deuten, daß im Falle des Veitshofes durch die Düngung eine Reihe von anspruchslosen Arten zurückgeht oder ganz ver-

Tabelle 21: *Einfluß der Düngung auf die Reaktions- ($\bar{m}R$), Feuchte- ($\bar{m}F$) und Stickstoffzahlen ($\bar{m}N$) im Durchschnitt der Jahre (1. Schnitt)*

Var.	FW (1949—63, 69/70)			WW (1954—63)			V (1958, 61, 69)			AV (1964, 70)			W (1964)			D ¹⁾ (1970)		
	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$	$\bar{m}R$	$\bar{m}F$	$\bar{m}N$
0	3,1	4,7	3,0	3,3	4,2	2,9	3,3	5,3	2,8	3,3	4,5	2,9	3,2	5,0	3,5			
P	3,2	4,9	3,2	3,3	4,2	3,0							3,3	4,9	3,6			
K	3,1	4,6	3,0	3,3	4,1	3,1							3,4	4,7	3,7			
PK	3,3	5,0	3,4	3,3	4,3	3,3	3,4	5,0	3,4				3,4	4,8	3,9	3,5	4,6	4,1
NK	3,2	4,8	2,9	3,4	4,1	3,1	3,3	5,6	2,9				3,4	4,8	3,7			
NP	3,3	4,8	3,4	3,3	4,1	3,0	3,3	5,1	3,2	3,4	4,6	3,3	3,4	4,8	3,8			
NPK	3,3	5,0	3,4	3,4	4,2	3,3	3,4	5,0	3,5	3,4	4,5	3,6	3,4	4,8	3,8	3,4	4,7	4,1
NPKS	3,3	5,0	3,5				3,4	5,1	3,7				3,5	4,9	4,0			
PKS	3,3	4,8	3,6										3,4	5,0	4,0			
S							3,4	5,1	3,5									
Ko							3,4	5,0	3,5									
NPKK										3,4	4,7	3,7						
NPPK													3,4	5,0	3,9			
NPKZ																3,4	4,7	4,2

¹⁾ 2. Schnitt.

schwindet, um Arten des Wirtschaftsgrünlandes Platz zu machen, die von Haus aus weniger feuchte Standorte bevorzugen (MAAF 1969). Von einer „biologischen Entwässerung“ sollte daher besser nicht gesprochen werden, denn gerade Erscheinungen dieser Art auf engstem Raum beweisen, daß nicht ein erhöhter Wasserverbrauch mit folgender Grundwassersenkung als Ursache in Frage kommen kann. Im Versuch Frauenwiese werden durch die Düngung dagegen hauptsächlich „Begleiter auf Magerrasen“ und „Sonstige Begleiter“ dezimiert, die sonst — darauf wies bereits SCHWEIGHART (1962) hin — das etwas trockenere Milieu vorziehen; somit steigen folgerichtig die $\bar{m}F$. Hier ist trotz gleicher Ursache sogar der umgekehrte Fall einer „biologischen Entwässerung“ eingetreten — ein weiterer Beweis für die geringe Bedeutung der Transpirationsrate im Zusammenhang mit dem Feuchtecharakter eines Pflanzenbestandes. Einseitige Mineraldüngung hat Feuchtezahlen zur Folge, die zwischen 0 und PK/NPK bzw. in Höhe der letzteren liegen. Aus dem Rahmen fällt allerdings die Variante NK auf dem Veitshof mit $\bar{m}F$ 5,6. Ursache ist die starke Förderung der *Carices*, die sich auf der von Haus aus feuchtesten Versuchsfläche naturgemäß am stärksten ausbreiten können.

Es entscheidet also die Pflanzenzusammensetzung des Ausgangsbestandes, ob die Entwicklung zum „Feuchteren“ oder „Trockeneren“ verläuft, bzw. ob eine solche überhaupt stattfindet.

Die mittleren Stickstoffzahlen werden durch PK- und NPK(S)-Gaben in allen Versuchen angehoben, d. h. der Intensivcharakter der Narbe nimmt zu. In dessen bestehen zwischen PK und NPK im allgemeinen keine Unterschiede in den Stickstoffzahlen, selbst nicht auf dem Weideversuch Dorfacker, wo auf Grund des Ersatzes des Weißkleees durch nitrophile Gräser eine Erhöhung der Stickstoffzahlen am ehesten zu erwarten gewesen wäre. Andererseits steigen die

$\bar{m}N$ -Zahlen durch P- und K-Gaben an, wie insbesondere aus den Vergleichen NK : NPK und NP : NPK in Tabelle 21 hervorgeht. Dies besagt, daß der N-Zahl nur eine globale Nährstoffzeigerfunktion zukommt und sie über die Stickstoffversorgung des Pflanzenbestandes primär nichts aussagt. So gibt die mittlere N-Zahl einen groben Einblick in die Situation der Nährstoffversorgung, erlaubt aber keine spezifische Aussage über die Stickstoffzufuhr. Die $\bar{m}N$ -Werte von Mangeldüngungsparzellen können gelegentlich sogar niedriger ausfallen als jene der 0-Parzellen (vgl. NK auf FW).

4. Diskussion

Der Arbeit liegt ein Aufnahmematerial zugrunde, das durch Schätzung der Ertragsanteile gewonnen wurde. Dieses von KLAPP und STÄHLIN um 1928 eingeführte „Massenprozentverfahren“ gestattet eine schnelle Erstellung der Artenliste mit Mengenangaben, ohne daß die mühselige Trennung und Wägung der einzelnen Arten notwendig ist. Ein weiterer Vorteil dieser Methode liegt in der Erfassung einer größeren, für das Untersuchungsobjekt repräsentativen Aufnahmefläche, während an der Zuverlässigkeit einer notgedrungen klein zu haltenden Stichprobe für die Ertragsvollanalyse auch dann zu zweifeln ist, wenn die von VOIGT (1894) und SCHECHTNER (1959) empfohlene Technik berücksichtigt wird.

Dem seit etwa 40 Jahren in der Grünlandbotanik verwendeten **Schätzverfahren** wird allerdings allzu oft eine Genauigkeit unterstellt, die es aus sachlogischen Gründen nicht bieten kann. Einmal ist die Schätzung als solche ein von subjektiven Eindrücken motivierter Entscheidungsprozeß, zum andern ist der Pflanzenbestand in seiner quantitativen Zusammensetzung ein recht labiles Untersuchungsobjekt, das nur das augenblickliche, aus Wachstumsrhyth-

mus und Konkurrenzkraft der Arten resultierende Bestandsbild festzuhalten erlaubt. Bei der Prüfung von Versuchsflächen tritt der versuchstechnisch bedingte Fehler als weiterer störender Einfluß hinzu. Hierunter zählen der von Natur aus niemals völlig homogene Ausgangsbestand, die schwer vermeidbaren Nachbar- und Randwirkungen wie auch ein u. U. nicht zur Verfügung stehendes Minimiareal für die einzelnen Arten.

Über die Bedeutung und Größe der letztgenannten Versuchsfehler ist wenig bekannt, wohl auch deshalb, weil dieses Problem nur auf dem Wege aufwendiger Untersuchungen zu lösen wäre. KLAPP (1931) schätzt die Bedeutung der gegenseitigen Beeinflussung der Teilstücke gering ein und glaubt mit 10—20m² großen, länglichen, möglichst häufig wiederholten Parzellen auch günstige Voraussetzungen für die botanische Aufnahmearbeit vorzufinden. In der umfangreichen Literatur zum Problem des Minimiareals (vgl. Bibliographie von TÜXEN 1970) wird auf die speziellen Verhältnisse des Grünlandversuches nicht eingegangen. Das Problem müßte von anderer Seite bearbeitet werden.

Untersuchungen über das Ausmaß des eigentlichen Schätzfehlers liegen nur vereinzelt vor. Im allgemeinen werden die Abweichungen von der tatsächlichen Zusammensetzung als tragbar angesehen, vor allem, wenn der Schätzer gewisse Erfahrungen besitzt (KLAPP und STÄHLIN 1936, WACKER 1943, KLAPP 1956). Dem Ungeübten wird empfohlen, die Schätzergebnisse durch öftere Gewichtskontrollen nachzuprüfen, um so allmählich zu einem geeichten Schätzmaßstab zu finden. Gerade weil unser bearbeitetes Material von sehr vielen Autoren — darunter auch weniger geübten — stammt, hielten wir es für angebracht, dieser Frage durch Stichprobenerhebungen nochmals nachzugehen. Es war eindeutig festzustellen, daß die Meinungen besonders bei wirtschaftlich

relevanten Arten mit mittlerem bis hohem Massenanteil häufig differieren. Diese Beobachtung wurde auch durch weitere, mit einem anderen Personenkreis durchgeführte Schätzvergleiche am Institut für Grünlandlehre bestätigt. Wir haben Grund zu der Annahme, daß die Schätzgenauigkeit der drei Testpersonen (Kap. 3.1.1) über dem Durchschnitt der in der Grünlandpraxis erzielten liegt. Die Abweichungen zu den Wägungen sind aber dennoch bei den einzelnen Arten so groß, daß eine prinzipiell kritische Einstellung zur Massenprozentenschätzung gerechtfertigt erscheint. Allerdings waren bei den Artengruppenanteilen (Gräser, Kräuter und Leguminosen) die Differenzen zwischen den Schätzern geringer; auch die aus den Aufnahmen errechneten Bestandeshertzahlen schwankten in erträglichen Grenzen.

Ein weiterer wesentlicher Fehler bei der Schätzarbeit ergibt sich durch die mögliche Bestandesveränderung in der Zeit vom Aufnahmetermin bis zum Tag des Schnittes. Die starke Veränderlichkeit der Grasnarbe während der Vegetationsperiode geht aus den Arbeiten von KLAPP und STÄHLIN (1934), GRUMMEL (1955) und VOIGTLÄNDER und VOLLRATH (1970) sowie aus der Empfehlung von DE VRIES (1962), vorzugsweise nur Aufnahmen aus der gleichen Jahreszeit gemeinsam auszuwerten, hervor. Dagegen hält ELLENBERG (1952) es für vertretbar, den Aufnahmezeitpunkt bis einen Monat vor den Schnittermin zu verlegen. Wir meinen, daß dies nur für Zweischneidwiesen zutrifft, die seinerzeit recht spät geschnitten wurden. Bei den heute üblichen früheren Schnitterminen und auf Weideflächen sind die Bestandsveränderungen noch so lebhaft, daß die Aufnahme maximal zwei Wochen vor dem Erntetermin liegen darf. Diese mögliche Fehlerquelle entfällt jedoch für das von uns verarbeitete Material, da es mit wenigen Ausnahmen kurz vor dem Schnitt botanisch aufgenommen wurde. Zur Wahrung der

strengen Vergleichbarkeit wurden außerdem die einzelnen Aufwüchse stets gesondert verrechnet.

Die Unzulänglichkeiten bei der Ertragsanteilschätzung der Einzelarten bewogen uns, die Brauchbarkeit verschiedener (einfacher) Schätzskalen zu prüfen. Das Aufnahmematerial schien uns wegen seiner Verschiedenartigkeit dafür besonders geeignet. Als Parameter für die Güte einer Schätzskala wurden die nach dem Massenprozentverfahren errechneten Bestandeswertzahlen verwendet, da sie ein landwirtschaftlich wichtiges Kriterium eines Pflanzenbestandes darstellen und außerdem von den unvermeidbaren Schätzfehlern nur wenig beeinflusst werden. Eine geeignete Schätzskala muß also Wertzahlen liefern, die sich nur zufällig vom Parameter unterscheiden.

Wie die Überprüfung von 31 Skalen ergab, eignen sich die in der allgemeinen Pflanzensoziologie angewandten Schätzskalen nur bedingt zur Erfassung der Futterqualität. Die Bedenken der Pioniere der Grünlandsoziologie (KLAPP 1930) gegenüber der Skala von BRAUN-BLANQUET und anderen sind also auch nach unseren Berechnungen berechtigt. Durch andere Abstufungen konnten wir jedoch geeignete Skalen finden. Am brauchbarsten erwiesen sich merkwürdigerweise Skalen, die Arten mit Massenanteilen bis 1% bei der Bildung der Bestandeswertzahl nicht beteiligen.

Aufnahmematerial, das nach der Artmächtigkeitsskala von BRAUN-BLANQUET (1951) geschätzt ist, dürfte nur dann zur Berechnung von Bestandeswertzahlen brauchbar sein, wenn die Stufe „+“ großzügig ausgelegt, d. h. im Material häufig enthalten ist. Die Frage steht noch an, wie Aufnahmen nach der Skala von BRAUN-BLANQUET zu behandeln sind, wenn die Stufe „+“ eng ausgelegt ist. Vielleicht ergeben sich die geringsten Fehler, indem diese Aufnahmen mit Hilfe der tatsächlichen Klassenmittelwerte (s. Spalten B in Tab. 6

und 7) in Massenwerte transformiert werden und anschließend in der üblichen Weise die Bestandeswertzahl errechnet wird.

Die vorgeschlagene, sehr leicht zu handhabende 6stufige Skala führte jedoch zu einer noch besseren Übereinstimmung mit den Werten auf Basis Ertragsanteilschätzung. Obwohl diese Skala an nahezu 500 Aufnahmen getestet wurde, wäre noch zu klären, inwieweit sie auch in anderen Gebieten gute Dienste leisten kann. Auch sollte ihre Anwendbarkeit für Weidebestände an einem umfangreicheren Material nochmals überprüft werden.

Es empfiehlt sich, bei Verwendung einer Schätzskala die Prozentanteile für die einzelnen Artengruppen (Gräser, Grasartige, Kräuter und Leguminosen) zusätzlich zu notieren, da solche Angaben die Beurteilung eines Pflanzenbestandes aus landwirtschaftlicher Sicht erleichtern. Fehlen diese Werte, so können sie wiederum durch Benutzung der Stufenmittelwerte und Abgleichung auf 100% näherungsweise errechnet werden. Im übrigen wird mit dieser Berechnung der Beweis erbracht, daß das tatsächliche Mittel einer Stufe in der Regel erheblich vom arithmetischen abweicht und das von WEINMEISTER (1953), HUNDT (1958, 1964) u. a. verwendete arithmetische Mittel der Deckungsprozente (Skala von BRAUN-BLANQUET) für die Bestimmung der ökologischen Kennzahlen ungeeignet ist.

Es muß noch einmal hervorgehoben werden, daß Schätzskalen keine Verbesserung der Schätzgenauigkeit erwarten lassen. Die Motive unserer Bestrebungen, die Schätzarbeit auf der Basis einer für landwirtschaftliche Zwecke geeigneten Skala durchzuführen, sind lediglich: erstens die Tatsache, daß der Pflanzenbestand selbst eine der Massenprozentschätzung gemäßige genaue Bestimmung der Artenanteile nicht zuläßt, zweitens die Absicht, dem weniger in der Aufnahmemarbeit Geübten ein noch einfacheres, schnelleres und nicht we-

niger sicheres Arbeitsverfahren anzubieten und drittens die Vorteile zu nutzen, die eine Schätzskala bei ökologischen Untersuchungen bietet.

Die diskriminanzanalytische Auswertung der Versuche trug zur Klärung der Beziehungen zwischen Düngung und Pflanzenbestand wie auch zwischen Jahreseinfluß und Pflanzenbestand wesentlich bei. Mit diesem Verfahren gelingt es, den Merkmalskomplex „Pflanzenbestand“ den Gesetzen der Biometrie zu unterwerfen und dabei eindeutige Aussagen über die Verschiedenartigkeit der Bestände zu treffen.

Der Anwendungsbereich dieses multivariaten Verfahrens bleibt allerdings auf Versuchsflächen beschränkt, da nur hier ein zweifach gegliederter Datensatz — Gruppen (z. B. Düngungsstufen) und Wiederholungen (Aufnahmen je Gruppe) — anfällt. Nachteilig wirkt sich die oft zu geringe Anzahl von Aufnahmen pro Gruppe aus, weil dadurch das Minimum von 1 Freiheitsgrad für „innerhalb Gruppen“ sehr bald erreicht wird, ohne daß sämtliche zur Verfügung stehenden Variablen (Pflanzenarten) für das Trennverfahren benutzt werden können. In unserem Falle war dies bei der Untersuchung des Düngungseinflusses auf der Frauenwiese (Tab. 9) zu beobachten, wo 26 Arten mangels Freiheitsgrad unberücksichtigt bleiben mußten. Dieser Nachteil wird allerdings durch die schrittweise Hereinnahme der jeweils den größten Trenneffekt bewirkenden Art aus der noch nicht aufgenommenen Artengruppe abgeschwächt; es bleiben also allenfalls Arten mit geringerem informativem Wert übrig. Trotzdem muß eine vollständige Analyse angestrebt werden, wenn auch die letzten der im Rechenablauf aufgenommenen Arten bisweilen wieder zu einer Verminderung der Trennschärfe führen. Diese Erscheinung war im Falle Dorfacker besonders deutlich, wo die letzten 5 Arten die zunächst erreichte Trennbarkeit der Düngungsvarianten wieder zunichte machten.

Als weiterer Nachteil des Verfahrens muß die Beschränkung auf 80 Variable angesehen werden, die gerade in Wiederdüngungsversuchen leicht überschritten werden. Inwieweit ein derart reduzierter Datensatz zur Verfälschung der Information beiträgt, konnte nicht geklärt werden. Wir unterstellten, daß der Fehler klein gehalten werden kann, wenn die Arten mit der geringsten Stetigkeit hiervon betroffen sind. Dies dürfte allerdings nur so lange gelten, als eine nicht zu große Anzahl von Arten ausscheiden muß, da erfahrungsgemäß gerade Arten mit mittlerer bis geringerer Stetigkeit gute „Trennarten“ sind. Arten mit 100% Stetigkeit wegzulassen, wäre deshalb bedenklich, weil in die Analyse auch die Menge in Form von Skalenstufen (oder Ertragsanteilen) eingeht. Die Beschränkung auf 80 Variable (Pflanzenarten) ist jedoch kein methodologisches, sondern nur ein programmtechnisches bzw. ein Kapazitätsproblem der Rechenanlage.

Wenn mit der Diskriminanzanalyse in der Regel ein gesicherter Einfluß der Düngung festzustellen war, dann entspricht dies den mit dem Auge wahrnehmbaren Unterschieden in den Bestandsbildern, die jedoch soziologisch oft kaum zu fassen sind. Die Diskriminanzanalyse kann also dort wertvolle Dienste leisten, wo es die (auch feinen) Veränderungen innerhalb einer Pflanzengesellschaft zu registrieren gilt und wo die Frage zur Entscheidung ansteht, ob es sich noch um denselben (Vergleichs-)Pflanzenbestand handelt. Insbesondere können mit diesem Verfahren die Unterschiede zwischen ähnlich gedüngten Teilstücken herausgearbeitet werden. So ergab der Vergleich PK: NPKS auf der Frauenwiese, daß sich die Pflanzenbestände beider Varianten nicht signifikant unterscheiden. Die schon nach dem Aspekt stärker differenzierten Düngungsvarianten des Veitshof-Versuches ließen sich dagegen diskriminanzanalytisch wohl trennen. Auf dem Versuch Dorfacker hätte vielleicht

bei Eingabe des nicht transformierten Datensatzes (Ertragsanteile) noch eine Trennung erreicht werden können, um den in sehr unterschiedlichen Mengen vorkommenden Arten *Trifolium repens* und *Poa pratensis* ein größeres Gewicht zu verleihen. Da aber die direkte Verwendung von Massenprozentzahlen problematisch ist, wurde auf diese Untersuchung verzichtet. Bei Weidebeständen, die im Gegensatz zu den Wiesen artenärmer sind und häufig ausgesprochene Massenbildner beherbergen, dürfte jedoch die Verrechnung von winkeltransformierten Ertragsanteilen Vorteile bieten.

Interessante Aussagen ergaben sich auch bei der Prüfung des Jahreseinflusses. Häufig entwickelten sich charakteristische Pflanzenbestände für das betreffende Jahr. Dennoch kann nicht generell von einem jahrestypischen Aufwuchs gesprochen werden, da in beiden Beispielen (Frauen- und Weiherwiese) auch Jahresgruppen mit nicht unterscheidbaren Pflanzenbeständen hervorgingen. Freilich konnte in diesem Zusammenhang nicht geklärt werden, inwieweit hier die subjektiven Schätzfehler in den einzelnen Jahren zum Trenneffekt beitragen. Da aber Zusammenhänge mit dem Wechsel der Autoren nicht zu erkennen sind, vermuten wir einen tatsächlich witterungsbedingten Jahreseinfluß, der zu wiederkehrenden, aber nicht beliebig wechselnden Bestandsbildern führen kann. Der nicht unerhebliche Einfluß der Jahreswitterung bewog uns auch, bei Aussagen über die Düngerwirkungen möglichst auf langjährige Durchschnittswerte zurückzugreifen, weil nur dann die wirklichen Tendenzen erkannt werden können. Das gilt vor allem für die Artengruppenanteile und das Verhalten der Einzelart, beide sind in besonderem Maße vom Witterungsverlauf abhängig.

Bei den Untersuchungen über die **Verhaltensweisen der Arten** auf Düngung und im Verlauf der Vegetationsperiode

wurde Wert auf Berücksichtigung der unvermeidbaren Schätzfehler gelegt. Die von uns benutzten Schwellenwerte sind als Näherungswerte zur Ausschaltung eines Großteils der Schätzfehler zu verstehen. Unter „indifferentes Verhalten“ sind also alle jene Beobachtungen zusammengefaßt, die auf tatsächliche Mengengleichheit in Bezugs- und Vergleichsaufnahme wie auch auf fragwürdige Abweichungen zurückzuführen sind. Wir schließen also bewußt einen Teil der Beobachtungen von der Bewertung aus, um an den restlichen um so zuverlässiger die Tendenz der Verhaltensweise ablesen zu können. Die aus der Literatur bekannten Untersuchungsverfahren beschränken sich auf die Bestimmung der mittleren Ertragsanteile und der Stetigkeitswerte in den Vergleichsbeständen (WACKER 1934/35, MOTT 1956, SIEBOLD 1958) oder auch nur auf mittlere Ertragsanteile (KÖNIG 1950, VORHAUER 1958, MOTT 1962) oder mittlere Ertragsanteile und relative Veränderungen (SIEBOLD 1958, KLAPP 1962). Bei KLAPP (1962) finden sich auch Angaben über die Anzahl der Fälle mit abnehmendem, etwa gleichem und zunehmendem Ertragsanteil.

Die Differenz zwischen den mittleren Ertragsanteilen ist aber ein unsicherer Beurteilungsmaßstab, weil sie von den Schätzungenauigkeiten manipuliert werden kann. Wenige Fälle von Veränderungen in hohen Massenbereichen können zahlreiche Fälle von evtl. gegenläufigen Veränderungen in niedrigen Massenbereichen überspielen. Mittelbildungen scheinen uns hier nicht erlaubt. Dasselbe gilt für Relativzahlen, die bei kleinen Massenwerten ein überzeichnetes Bild liefern. Stetigkeitsangaben sind insofern wenig sinnvoll, als sie das wirtschaftlich relevante Kriterium eines Pflanzenbestandes — den Ertragsanteil — nicht berücksichtigen. Wie der Vergleich unserer Ergebnisse mit jenen von KLAPP (1962) zeigte, setzt unser Bewertungssystem strengere Maßstäbe; wir konnten vor allem bei einer Reihe von

Kräutern, bei denen dieser eine Düngungsreaktion vermutet, keinen Trend in Richtung „Förderung“ oder „Abnahme“ erkennen.

Die Brauchbarkeit unseres Verfahrens geht auch aus der guten Übereinstimmung der Ergebnisse aus den Einzelvergleichen zu demselben Nährstoff hervor. Obwohl z. B. bei den Vergleichen O:P, K:PK und NK:NPK jeweils unterschiedliche Konkurrenzverhältnisse im Bestand herrschen, ist bei den meisten Arten eine einheitliche Tendenz der P-Wirkung festzustellen. Das sollte dazu ermutigen, Untersuchungen auch auf anderen Standorten nach der beschriebenen Methode durchzuführen.

Die Benutzung der „relativen Präsenz“ der **soziologischen Artengruppen** erwies sich als brauchbares Hilfsmittel zur Charakterisierung eines Pflanzenbestandes. Derartige Berechnungen erlauben eine tabellarische Darstellung der soziologischen Verhältnisse auf kleinstem Raum und erfassen zudem sowohl die Präsenz der Arten wie auch den Mengenanteil. Auf die Einbeziehung des Massenanteils einer Art in die soziologische Analyse glaubten wir deshalb nicht verzichten zu können, weil sich die düngungsbedingten Veränderungen im Artengefüge auch im Massenverhältnis soziologisch verschieden zu bewertender Arten niederschlagen. Die Empfindlichkeit des Meßinstrumentes „Pflanzen-gesellschaft“ kann dadurch erhöht werden. So konnten in unseren Untersuchungen die Unterschiede zwischen „ungedüngt“ bzw. „mangelgedüngt“ und „vollgedüngt“ relativ gut herausgearbeitet werden, wenngleich zugegeben werden muß, daß das derzeit gültige — und auch von uns benutzte — soziologische System (OBERDORFER 1967) für die Erfassung der feineren Unterschiede zwischen Düngungsvarianten nicht voll befriedigt. Fortschritte in dieser Richtung sind erst dann zu erwarten, wenn die Nährstoff- und Nutzungsansprüche der Arten — also die durchschnittlichen

Reaktionen auf Düngung und Nutzungssystem — größere Beachtung im soziologischen System erfahren (Mehrschnittwiesen, Rasengesellschaften).

Vielleicht gelingt dieser Schritt zur Definition der soziologischen Feinstruktur mit Hilfe weiterer ökologischer Indikationswerte für Grünlandpflanzen. Der bisher gescheiterte Versuch, die spezifischen Nährstoffansprüche der Pflanzen im Artenverband ähnlich wie die Feuchtigkeits- und Bodenreaktionsansprüche in einer Bewertungsskala zum Ausdruck zu bringen, sollte noch nicht endgültig fallengelassen werden. Solange der Nachweis aussteht, daß derartige Einstufungen mit allgemeinem verbindlichem Charakter prinzipiell nicht möglich sind, muß an dieser Zielsetzung festgehalten werden. Immerhin konnten wir feststellen, daß die Verhaltensweisen der Arten auch in anderen Untersuchungsgebieten (KLAPP 1962, SIEBOLD 1958 u. a.) in den meisten Fällen mit den unsrigen übereinstimmen.

Die in dieser Arbeit angewandten Verfahren einer floristischen Analyse von Grünlandversuchen setzen zum Teil die Verwendung von Großrechenanlagen voraus. Es hat sich gezeigt, daß die Erstellung eines fehlerfreien Datensatzes bei botanischem Aufnahmemaaterial einen großen Zeit- und Arbeitsaufwand erfordert, der sich aber in Anbetracht der fast unbegrenzten Auswertungsmöglichkeiten zumindest für methodische Untersuchungen lohnt.

5. Literatur

- Arens, R. (1958): Zur Frage der Anwendung der Ertragsanteilschätzung bei Weidebestandsuntersuchungen. Z. Acker- u. Pflanzenbau 105, 44—49.
- Aufhammer, G., Günzel, G., und Knobloch, W. (1965): Ergebnisse 15jähriger Wiesendüngungsversuche auf Niedermoorboden. Bayer. Landw. Jb. 42, 259—295.
- Austin, M. P., und Orloci, L. (1966): Geometric models in ecology. II. An evalua-

- tion of some ordination techniques. *J. Ecol.* 54, 217—227.
- Boer, Th. A. de** (1961): Die Anwendung der botanischen Grünlandbeurteilung in der niederländischen Kulturtechnik. Neue Ergebn. fütterbaul. Forschg., S. 17—21, Frankfurt/M.
- Braun-Blanquet, J.** (1951): Pflanzensoziologie. 2. Aufl., J. Springer, Wien.
- (1964): Pflanzensoziologie. 3. Aufl., J. Springer, Wien—New York.
- Brenchley, W. E.** (1926): Die Rothamsteder Wiesendüngungsversuche von 1856 bis 1919. Übersetzt und kommentiert von **Weber, C. A.**, Berlin.
- Dagnelie, P.** (1965): L'étude des communautés végétales par l'analyse statistique des liaisons entre les espèces et les variables écologiques: principes fondamentaux. *Biometrics*, Blacksburg/Va 21, 345—361.
- Dancau, B.** (1958): Zur Kenntnis soziologischer Strukturglieder des Grünlandes auf südbayerischen Mooren. *Bayer. Landw. Jb.*, 35, 582—616.
- Dixon, W. J.** (1968): Biomedical computing programs. California Press, Berkeley u. Los Angeles.
- Ehrendorfer, F.** (1967): Liste der Gefäßpflanzen Mitteleuropas. Hrsg. vom Inst. f. systemat. Botanik der Univ. Graz, Wien.
- Ellenberg, H.** (1950): Landwirtschaftliche Pflanzensoziologie. Bd. I: Unkrautgemeinschaften als Zeiger für Klima und Boden. E. Ulmer, Stuttgart.
- (1952): Landwirtschaftliche Pflanzensoziologie. Bd. II: Wiesen und Weiden und ihre standörtliche Bewertung. E. Ulmer, Stuttgart.
- (1956): IV. Grundlagen der Vegetationsgliederung, Teil I. In: **Walter, H.**, Einführung in die Phytologie. E. Ulmer, Stuttgart.
- Finckh, B.** (1958): Futterwertzahl und Heuqualität. *Das Grünland* 7, 61—64 (Beilage zu: Tierzüchter).
- Gossner, M.** (1930): Einiges über die Methoden der botanischen Bestandsaufnahme von Wiesen und Weiden. *Pflanzenbau* 6, 189—197.
- Greig-Smith, P.** (1964): Quantitative plant ecology. 2. Aufl. Butterworths u. Co., London.
- Groenewoud, H. van** (1965): Ordination and classification of Swiss and Canadian coniferous forests by various biometric and other methods. *Berichte d. geobotan. Inst. d. Eidgen. TH Stiftung Rübel*, 36. H., Jahresbericht 1964, Zürich.
- Grummel, W.** (1955): Ertragsanteilsverschiebungen auf Weidegrasnarben. Diss. Bonn.
- Grunow, J. O.**, und **Lance, G. N.** (1967): Objective classification of plant communities: inverse association analysis and normal association analysis of different synusiae. *South African J. agric. Sci.* 9, 899—905.
- Hope-Simpson, J. F.** (1940): On the errors in the ordinary use of subjective frequency estimations in grassland. *J. Ecol.* 28, 193—209.
- Hundt, R.** (1958): Beiträge zur Wiesenvegetation Mitteleuropas. I. Die Auenwiesen an der Elbe, Saale und Mulde. *Nova acta Leopoldina*, N. F. 20.
- (1964): Die Bergwiesen des Harzes, Thüringer Waldes und Erzgebirges. *Pflanzensoziologie* 14. Eine Reihe vegetationskundlicher Gebietsmonographien, VEB G. Fischer, Jena.
- Klapp, E.** (1926): Die Veränderung von Wiesenbeständen unter dem Einfluß verschiedener Stickstoffgaben. *Mitt. DLG* 41, 141—144, 230.
- (1927): Studien über die Beteiligung unserer Wiesenpflanzen an der Bildung des Pflanzenbestandes und ihr Verhalten gegen Düngung. *Landw. Jb.* 66, 55—123.
- (1930): Zum Ausbau der Graslandbestandsaufnahme zu landwirtschaftswissenschaftlichen Zwecken. *Pflanzenbau* 6, 197—210.
- (1931): Der Grünlandversuch. *Arbeiten der DLG*, H. 383.
- (1949): Landwirtschaftliche Anwendungen der Pflanzensoziologie. E. Ulmer, Stuttgart.
- (1951): Pflanzengesellschaften des Wirtschaftsgrünlandes. Bonn und Völkensrode (Manuskript).
- (1956): Flächenschätzung oder Ertragsanteilschätzung? *Z. Acker- u. Pflanzenbau* 100, 26—30.
- (1962): Über das Verhalten der Wiesenpflanzen bei verschiedener Düngung unter besonderer Berücksichtigung der Stickstoffwirkungen von Düngung und Standort. *Bayer. Landw. Jb.* 39, 515—527.
- (1965): Grünlandvegetation und Standort. P. Parey, Berlin—Hamburg.
- (1971): Wiesen und Weiden. 4. Aufl., P. Parey, Berlin—Hamburg.
- , **Boeker, P.**, **König, F.**, und **Stählin, A.** (1953): Wertzahlen der Grünlandpflanzen.

- Das Grünland 2, 38—40 (Beilage zu: Tierzüchter).
- Klapp, E.* und *Stählin, A.* (1934): Wiesen und Wiesenpflanzen in Mitteldeutschland. III. Häufigkeit, Standorte und Zeigerwert der Arten in Wiesen verschiedener Höhenlage, Feuchtigkeit und Versalzung. *Wiss. Arch. Landw. A 10*, 422—452.
- und — (1936): Standorte, Pflanzengesellschaften und Leistung des Grünlandes. E. Ulmer, Stuttgart.
- , — und *Wacker, F. W.* (1934): Wiesen und Wiesenpflanzen in Mitteldeutschland. IV. Verteilung und Zeigerwert der Arten und Bestände in Wiesen verschiedener Bodenreaktion. *Wiss. Arch. Landw. A 10*, 533 bis 557.
- Knappe, W.* (1971): Das Fließwassersystem der Moosach (Münchener Ebene). Eine landschaftsökologische Studie. Dipl.-Arbeit am Inst. f. Landschaftspflege, Weihenstephan.
- Knauer, N.* (1963): Einfluß der Düngung mit Phosphat, Kalium und Calcium auf Pflanzenbestand und Mineralstoffgehalt von Wiesen- und Weidefutter. Das wirtschaftseig. Futter 9, 28—39.
- König, F.* (1950): Die Rolle der Nährstoffversorgung bei der Leistungssteigerung der Wiese. *Bayer. Landw. Jb. 27* (Sonderheft).
- Kolbe, W.* (1956): Korrelationsstatistische Probleme der Grünlandszoologie. Diss. Bonn.
- Koriath, H.* (1960): Über den Einfluß der mineralischen Düngung auf den Pflanzenbestand, Ertrag und Mineralstoffgehalt des Heues einiger Wiesenstandorte. *Albrecht-Thaer-Arch. 4*, 195—222.
- Kriso, K.* (1953): Spektrendarstellungen als ökologische und wirtschaftliche Weiser. *Bayer. Landw. Jb. 30*, 268—291.
- Kruijne, A. A., Vries, D. M. de, und Mooi, H.* (1967): Bijdrage tot de oecologie van de Nederlandse graslandplanten. (Beitrag zur Ökologie der niederländischen Graslandpflanzen). Centrum voor Landbouwpubl. en Landbouwdocument. Versl. Landbouwk. Onderz. 696, Wageningen.
- Lambert, J. M., und Dale M. B.* (1964): The use of statistics in phytosociology. *Ad. ecol. Res. 2*, 59—99.
- und *Williams, W. T.* (1962): Multivariate methods in plant ecology. IV. Nodal analysis. *J. Ecol. 50*, 775—802.
- und — (1966): Multivariate methods in plant ecology. VI. Comparison of information-analysis and association-analysis. *J. Ecol. 54*, 635—664.
- Lance, G. N., und Williams, W. T.* (1965): Computer programs for monothetic classification (Association-Analysis). *Comput. J. 8*, 246—249.
- Leonhard, H.* (1932): Über die Genauigkeit und Zuverlässigkeit der quantitativ-botanischen Untersuchung bei Wiesenversuchen. *Wiss. Arch. A 8*, 650—682.
- Maaf-Roudpichi, S. M.* (1969): Untersuchungen über Pflanzenbestände und Leistungen des Dauergrünlandes auf dem Versuchsgut Veitshof. Diss. Weihenstephan.
- Mott, N.* (1956): Pflanzenbestandsveränderungen durch NPK-Düngung, gezeigt an den Ergebnissen von 9 Düngungsversuchen auf Dauerwiesen. *Das Grünland 5*, 17—20 (Beilage zu: Tierzüchter).
- (1957): Die Anwendung von Futterwertzahlen bei der Beurteilung von Grünlandbeständen. *Das Grünland 6*, 53—56 (Beilage zu: Tierzüchter).
- (1962): Der Einfluß der Schnitthäufigkeit auf Ertrag und Pflanzenbestand der Fuchsschwanzwiese bei unterschiedlicher N- und PK-Düngung. *Bayer. Landw. Jb. 39*, 311—336.
- Mudra, A.* (1958): Statistische Methoden für landwirtschaftliche Versuche. P. Parey, Berlin—Hamburg.
- Nuding, J.* (1931/32): Ertrag und Pflanzenbestand der Wiesen bei Stickstoffdüngungsversuchen. *Pflanzenbau 8*, 33—49.
- Oberdorfer, E.* (1962): Pflanzensoziologische Exkursionsflora für Süddeutschland. 2. Aufl., E. Ulmer, Stuttgart.
- (1967): Systematische Übersicht der westdeutschen Phanerogamen- und Gefäßkryptogamen-Gesellschaften. *Schriftenreihe f. Vegetationskunde 2*, 7—62.
- Orloci, L.* (1966): Geometric models in ecology. I. The theory and application of some ordination methods. *J. Ecol. 54*, 193—215.
- (1967): An agglomerative method for classification of plant communities. *J. Ecol. 55*, 193—206.
- (1970): Analysis of vegetation samples based on the use of information. *J. theor. Biol. 29*, 173—189.
- Plötze, K.* (1935): Der Einfluß der Düngung auf den Pflanzenbestand des Dauergrünlandes. Eine Literaturstudie. Berlin.
- Raabe, E. W., und Thomsen, D.* (1955): Über die Bedeutung genauer botanischer Analysen bei Beurteilung von Düngerver-