

**SVERIGES
LANTBRUKSUNIVERSITET**

Konstgödselspridningens kvalitetsaspekt

En studie av sambandet mellan variationer i gödselintensitet och medelavkastning vid kvävegödsling av vete – metoder och modeller

Characteristics of uneven Fertilizer Intensity

Empirical Studies of Interactions between Variations in Fertilizer Intensity and mean Yield of Nitrogen in Wheat – Methods and Models of Prediction

Tommy Bergström

**Institutionen för
lantbruksteknik**

**Swedish University of Agricultural Sciences
Department of Agricultural
Engineering**

**Rapport 113
Report**

Uppsala 1987

ISSN 0283-0086

ISBN 91-576-3084-4

Distributör: Sveriges lantbruksuniversitet
Institutionen för lantbruksteknik

Tommy Bergström, Institutionen för lantbruksteknik,
Sveriges lantbruksuniversitet, S-750 07 Uppsala, Sweden

GÖDSELSPRIDNINGENS KVALITETSASPEKT

En studie av sambandet mellan variationer i gödselintensitet och medelavkastning vid kvävegödsling av vete - metoder och modeller

CHARACTERISTICS OF UNEVEN FERTILIZER INTENSITY

Empirical Studies of Interactions between Variations in Fertilizer Intensity and mean Yield of Nitrogen on Wheat - Methods and Models of Prediction

Akademisk avhandling som för vinnande av agronomie doktorsexamen kommer att offentligt försvaras i Föreläsningssalen, Institutionen för lantbruksteknik, Sveriges lantbruksuniversitet, Uppsala, fredagen den 16:e oktober 1987, kl 10.

ABSTRACT

The aim of the project was to find methods and models suitable for describing and/or quantifying

- the characteristics of unevenness in fertilizer intensity
- any net effect of the characteristics of the fertilizer unevenness.

Non-uniform distribution of nitrogen fertilizer was simulated on wheat. The distribution pattern was simulated by defined systematic unevenness in a transverse direction to the direction of sowing. Totally 3312 sown rows after seed coulters were individually harvested during 1979-1982, each harvested strip being 3 meters.

The studies show that yield depression may be related to the variability of fertilizer intensity. The variability within a relevant locality influencing the growth of a single plant can be expressed by a variance and an auto-correlation function.

A description is given of how yield depression can be predicted and how parameters for predicting yield depression can be estimated by non-uniform distribution patterns.

Different methods of analyzing the dependence between neighbouring plots were tested. A moving average and a nearest neighbour technique of analyzing the data were used.

A proposed method of field-testing fertilizer distributors is to randomly position trays on the field to be fertilized. The trays should be divided into at least two halves to give a measure of the auto-correlation between neighbouring miniplots. Assuming different types of systematic pattern, the auto-correlation function valid within a relevant distance can be estimated.

Additional index Keywords: Effect of unevenness, Estimation methods, Prediction models.

ISSN 0283-0086
ISBN 91-576-3084-4
Tryckort: Uppsala
Tryckår: 1987

ABSTRACT

ABSTRACT

The aim of the project was to find methods and models suitable for describing and/or quantifying

- the characteristics of unevenness in fertilizer intensity
- any net effect of the characteristics of the fertilizer unevenness.

Non-uniform distribution of nitrogen fertilizer was simulated on wheat. The distribution pattern was simulated by defined systematic unevenness in a transverse direction to the direction of sowing. Totally 3312 sown rows after each seed coulter with a length of 3 meters were individually harvested during 1979-1982.

The uptake of nutrient was found to be extremely local but the indirect effect of the influence has a wider range. The interaction between plants gives the crop a 'strategy' to best benefit from placed nutrient. This strategy, however, does not always seem to result in maximizing the quantity of the yield.

The studies show that yield depression may be related to the variability of fertilizer intensity. The variability within a relevant locality influencing the growth of a single plant can be expressed by a variance and an auto-correlation function.

A description is given of how yield depression can be predicted and how parameters for predicting yield depression can be estimated by non-uniform distribution patterns.

Different methods of analyzing the dependence between neighbouring plots were tested. A moving average and a nearest neighbour technique of analyzing the data were used.

A proposed method of field-testing fertilizer distributors is to randomly position trays on the field to be fertilized. The trays should be divided into at least two halves or parts to give a measure of the auto-correlation between neighbouring miniplots. Assuming different types of systematic pattern, the auto-correlation function valid within a relevant distance can be estimated.

Additional index Keywords: Effect of unevenness, Estimation methods, Prediction models.

FÖRORD

Utgångspunkten för detta arbete var att kostnadsbedömma verkningarna av ojämn gödselintensitet efter gödelspridning till stråsåd. Att jämn gödselintensitet skall eftersträvas hade länge varit en vedertagen uppfattning men hur stort ekonomiskt värde som skulle tillskrivas gödelspridningens kvalitet ansågs inte tillfredställande utrett.

Undertecknad initierades i problemet bl.a. med argumentet att avkastningsförsök och modern dator teknik skulle kunna utgöra grund för att simulera betydelsen av exempelvis en felanvänd konstgödelspridare.

Efter en inledande studie presenterades en problempresentation i form av en seminarieuppsats (Bergström, 1979). Där påtalades att att problemet inte kunde isoleras från den rumsliga dynamiken i ett växande bestånd. Vidare konstaterades att dynamiska modeller med tids- och rumsdynamik var en, i rådande stund, alltför omfattande uppgift för en person. Ansatsen begränsades därför till att innefatta rumslig dynamik i statistiska modeller.

Utmärkande för arbetets genomförande har varit ett förutsättningslöst sökande efter beskrivande modeller. Detta har skett i en iterativ process med hypoteser grundade på tidigare hypotesprövningar etc.. Metod, analys och resultat har därmed inte kunnat särskiljas lika klart som det framställs i detta arbete och en stor post på arbetets kreditsida utgörs av inhämtad erfarenhet med medvetandegjord insikt.

Eftersom arbetet täcker ett brett område, vilket undertecknad inte till fullo behärskar, är arbetet skrivet med visst dokumenterande syfte. Detta för att möjliggöra kompetenta läsares egna tolkningar. Det dokumenterande syftet gäller framför allt kapitel 6 "Försöksutfall" vilket kan betraktas som referens till arbetets diskussionsavsnitt.

Problemet som tangeras i detta arbete, nämligen en kvantifiering av beroendet mellan grannar i en population, kan översättas till andra företeelser i tillvaron. Databehandling har huvudsakligen gjorts med Uppsala Data Centrals datorer (UDAC). Programmering och numerisk bearbetning har till övervägande del gjorts med "statistik paket" SAS (Statistical Analysis System).

Arbetet med denna avhandling har utförts vid inst. för Lantbruksteknik, tidigare inst. för Arbetsmetodik och Teknik, vid Sveriges Lantbruksuniversitet. Skogs- och Jordbrukets Forskningsråd (SJFR) har bidragit med medel till arbetets genomförande.

Professor Nils Möller har varit handledare. Statsagronom Lars Gunnar Nilson har biträtt med handledning. Försöksledare Bengt Hallerström har bidragit med försöksutrustning och goda råd vid genomförandet av fältförsök. Fältarbetet har förutom av undertecknad, utförts av tillfälligt anställda försöksassistenter. Agronom Åke Huhtapalo medverkade vid försöksutläggningarna.

Ett varmt tack vill jag framföra till alla som givit mig moraliskt stöd eller möjliggjort genomförandet. Ett speciellt varmt tack till Professor Nils Möller som visat mig stort förtroende, till Försöksledare Bengt Hallerström för konkret hjälp och stor omtanke, till Professor Bruno Nilsson som varit mitt stora stöd inte minst i slutfasen samt till övriga arbetskamrater som gör institutionen för Lantbruksteknik till en ovärderlig miljö. Ett varmt tack också till Ni alla andra, ej nämnda, men inte bortglömda personer.

Uppsala Mars 1987
Tommy Bergström

BETECKNINGAR

FÖRTECKNING ÖVER VANLIGT FÖREKOMMANDE BETECKNINGAR

Beteckning	Kod ^{a)}	Innebörd
<u>Funktionsuttryck:</u>		
exp()	1	naturliga talet e upphöjt till ()
MAX(,)	1	maxvärde av tecknad variabel eller variabler
MEAN(,)	1	medelvärde över tecknad variabel eller variabler
MIN()	1	minvärde analogt med MAX.
f() och f'()	2	funktionen av resp. funktionens derivata.
<u>Statistiska modellparametrar:</u>		
R ²	1	modellens förklaringsgrad
F	2	F-tal (förekommer också som förlustfunktion)
CV	1	variationskoefficient (Coefficient of Variation)
MS	1	medel-kvadrat (<u>Mean-Square</u>).
<u>Andra benämningar:</u>		
Var()	1	varians
cov(,)	1	kovarians
φ	1	korrelation
φ(n)	1	autokorrelation för avståndet representerat av n
r(n)	3	skattning för φ(n)
DW-d	1	definierad metod att skatta "Durbin-Watson d statistic" (se formel (4) under punkt (i) i avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal")
MSSD	1	<u>Mean-Square Successive Difference</u> - se DW-d
LSMEANS	1	<u>Least Square MEANS</u> (minsta kvadratmedelvärde): modellvärden efter obalanserade försök vilka beräknas som om alla delmängder för vilka LSMEANS skattas hade haft lika många observationer
.	2	decimalpunkt
.	2	symbol för medelvärde. (Ex: \bar{x} avser medelvärdet av alla x_i)
vk	1	variationskoefficient (standard avvikelse relativt medelvärdet)
fiktiv variationskoefficient	1	definieras som den variationskoefficient vilken skulle förklara eventuell skillnad i krökningsradie mellan två andragradspolynom varav den ena är framtagen och ansedd gällande för jämn gödselintensitet. T.ex: Om $y_1 = a + bx_1 + c(x_1^2(1 + vk^2))$ tecknas med $y_2 = a + bx_2 + c'x_2^2$ så kan vk tecknas $vk = \sqrt{(c/c' - 1)}$.
β	1	parameter i definierad funktion benämnd Smith's formel
Smith's formel		introduceras i avsn. 7.8 "Sammansättning".
<u>Vanligt förekommande användning av alfabetets bokstäver:</u>		
a, b, c, d	2	modellberoende parameter
e - i	3	modellberoende parametrar
i - o	2	indexeringar

BETECKNINGAR

Beteckning	Kod ^{a)}	Innebörd
k	2	modellberoende parameter som beskriver rumsligt utbredande effekt i form av en viktsfaktor
m	2	modellberoende parameter som huvudsakligen motsvarar ett intercept av markens kvävebidrag
m,n	2	heltal
p	2	modellberoende parameter (se vid k)
q,r	3	modellberoende parameter
q	3	pris per enhet av insatsen
r	3	pris per enhet av utbytet
s	2	standardavvikelse
u	2	viktsfaktor som modellparameter
v	2	viktsfaktor som modellparam. eller som konstant
w	2	radianer per enhet
z	2	modellparameter (se vid k).

a) Kodens innebörd:

- 1=innebär alltid
- 2=förekommer ofta som
- 3=förekommer som.

Några förklarande avsnitt:

- Variabelbeteckningar - se avsnitt 5.2 "Definiering av variabler och nomenklatur"
- Modeller - se avsnitt 5.6.7.1 "Modell-nomenklatur" och avsnitt 5.7 "Övriga förtydliganden"
- Fältplaner - se avsnitt 5.4 "Fältplaner" samt bilaga A.

Några variabelnamn:

- AVK____ står för avkastning i kg kärna/ha med 15 % vattenhalt
- AVKn och
- AVKMn se figur 5.1 och 5.2 under avsnitt 5.2 "Definiering av variabler och nomenklatur"
- AVKM16 avser alltid avkastningen från 16 centrerade radavstånd
- RUTA försöksruta -se fig.5.1 under avsnitt 5.2 "Definiering av variabler och nomenklatur"
- MGIVA avsedd medelgiva till RUTA i kg kväve/ha
- SMÖNST definierade spridningsmönster till RUTA -se figur 5.3 i avsnitt 5.3 "Definition av spridningsmönster"
- SMÖNST*MGIVA behandling till RUTA, dvs. kombination SMÖNST och MGIVA
- RAD variabel för såmaskinens olika såbillar
- PATTERN definierade spridningsmönster i en sårads omgivning -se fig. 5.4 i avsnitt 5.3 "Definition av spridningsmönster"
- DUMMY extra variabel
- RES avvikelser som beroende variabel
- LADA såmaskinens två olika såaggregat
- GRUPP gruppering av olika RAD. (se exempelvis "Exempel 1" under avsnitt 5.6.7.2 "Förtydligande ... ").

Modellbenämningar och modellextensioner, exempelvis

- __Nm/n ,
- __Num/n ,
- __Nh och
- __Nh introduceras i avsnitt 5.6.7.1 "Modell-nomenklatur".

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

ABSTRACT

FÖRORD

FÖRTECKNING ÖVER VANLIGT FÖREKOMMANDE BETECKNINGAR	sida
INNEHÅLLSFÖRTECKNING	7
1 SAMMANFATTNING	11
2 INLEDNING	15
3 BAKGRUND	17
3.1 Tidigare arbeten för att utröna effekter av ojämn gödselintensitet	18
4 ARBETETS UPPLÄGGNING	23
4.1 Definiering av problem	23
4.1.1 Matematik	24
4.1.2 Rumskontinuitet	27
4.1.3 Rumdimensioner	28
4.1.4 Tidsdimensionen	28
4.1.5 Växelverkan	29
4.1.6 Konkurrens	29
4.1.7 Avrundning	29
4.2 Problemformulering	30
4.3 Problemlösningsansats	30
5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A	33
5.1 Inledning	33
5.2 Definiering av variabler och nomenklatur	33
5.3 Definition av spridningsmönster	35
5.4 Fältplaner	37
5.5 Verkställande av försök	38
5.5.1 Förberedelser	38
5.5.2 Sådd	39
5.5.3 Växtperiod	39
5.5.4 Skörd	39
5.5.5 Datahantering	40
5.6 Analysmetoder	40
5.6.1 Tillämpning av statistik	41
5.6.2 Delproblem i analysarbetet	41
5.6.3 Definition av observationsenhet och observationsyta	42
5.6.4 Linearisering	44
5.6.5 Beaktande av okontrollerade markvariationer	44
5.6.6 Samvariationer i mindre lokal	45
5.6.7 Regressionsmodeller	48
5.6.7.1 Modell-nomenklatur	48
5.6.7.2 Förtydligande modellbeskrivningar med kvalitativ oberoende variabel	49
5.6.7.3 Deskriptiva kvantifierande modeller	51
5.7 Övriga förtydliganden	58

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

6 FÖRSÖKSUTFALL	59
6.1 Allmänt	59
6.2 Försöksmaterialet	59
6.2.1 Varannanradseffekt	59
6.3 Behandlingseffekter	60
6.3.1 Några speciella analyser	60
6.4 Variationsanalys	64
6.4.1 Ogödslade försöksytor	64
6.4.2 Samvariationer mellan utlagt kväve och avkastning	66
6.4.2.1 1979 års försök	66
6.4.2.2 1980 års försök	68
6.4.2.3 1981 års försök	70
6.4.2.4 1982 års försök	70
6.5 Beskrivande modeller	73
6.5.1 Regressionsmodeller	73
6.5.2 Analys av markvariationers inverkan på parameterskattningar	75
6.5.3 Några andra modeller värda att nämnas	76
6.6 Jämförande regressioner med några utvalda modeller	78
6.6.1 Sammanfattande regressioner med glidande medelvärde över två rader	78
6.6.2 Sammanfattande regressioner med rutskörd som oberoende variabel	78
6.6.3 Glidande regressioner med olika omfång	79
6.6.4 Några kompletterande regressioner med glidande medelvärdesbildningar	80
6.6.5 Glidande medelvärdesbildningar med större omfång	80
6.6.6 Regressioner med glidande medelvärdesbildningar under beaktande av omgivning	80
6.6.7 Regresssioner innefattande rutvis skördade rutor	81
7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A	83
7.1 Allmänt	83
7.2 Kanteffekter	83
7.3 Behandlingseffekter	83
7.4 Härledning av avkastningsvariationernas orsaker inom ogödslade partier	86
7.5 Härledning av avkastningsvariationernas orsaker inom gödslade partier	86
7.6 Formulerandet av beskrivande modeller	91
7.6.1 Rumslig utsträckning	91
7.6.2 Ökad upplösning	92
7.6.3 Större formulerad omgivning	93
7.6.4 Bättre formulering av gödsel närmast raden	93
7.6.5 Bättre formulering av gödsel baserat på avstånd från raden	94
7.6.6 Sammantagen formulering av gödsel inom den beaktade omgivningen	94
7.6.7 Andra grundfunktioner	95
7.6.8 Markvariationernas inflytande på parameterskattningarna	95
7.6.9 Sammanfattande regressioner	97
7.7 Modeller och helheten	98
7.7.1 Sammandrag	101
7.7.2 Anpassningar med varierande observationsyta	101
7.7.3 Beaktande av omgivande lokal	102
7.8 Sammansättning	103

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B	107
8.1 Uppläggning och genomförande	107
8.2 Bearbetning	108
8.3 Analys av försöksutfall	108
9 GILTIGHETSTESTANDE FÖRSÖK - FÖRSÖK C	113
9.1 Uppläggning och genomförande	113
9.2 Skörd	114
9.3 Försöksutfall	115
9.3.1 En-vägs variansanalys av 1983 års försöksutfall	115
9.3.2 Regression med några utvalda modeller	115
9.4 Diskussion efter 1983 års försök	116
10 SLUTDISKUSSION	119
10.1 Överordnade problem	119
10.1.1 Utsträckning av relevant omgivning	120
10.1.2 Kausalitet, modeller etc.	120
10.1.3 Formulering av variationer i gödselintensitet	122
10.2 Erfarenheter	124
10.2.1 Uppläggning och genomförande av försök	124
10.2.1.1 Radvis skörd	124
10.2.1.2 Analys	125
10.2.2 Försöksplaner	126
10.2.2.1 Problem, spridningsmönster till rutor	126
10.2.2.2 Tolkproblem, "behandling" till rader	127
10.2.3 Försöksutfall	128
10.2.3.1 Lokal effekt	129
10.2.3.2 Effekter av testade ojämnheter	130
10.2.4 Reflektioner	135
10.3 Tillämpningsexempel	140
10.3.1 Insamling av data	140
10.3.1.1 Biologiska effekter	141
10.3.1.2 Test eller beräkning av variationer i gödselintensitet	143
10.3.2 Några belysande exempel	145
SUMMARY IN ENGLISH	149
LITTERATURFÖRTECKNING	153
Bilaga A Fältplaner	A:1-A:5
Bilaga B Tabeller	B:1-B:40
Bilaga C Figurer	C:1-C:20

Kapitel 1 SAMMANFATTNING

1 SAMMANFATTNING

Utgångspunkten för detta arbete var att utreda om ojämn gödselspridning orsakar så stort skördebortfall att spridningsteknik med hög precision är motiverad.

I definieringen av problemet visas hur förväntad medelavkastning kan beräknas då hänsyn tas till variationer i gödselintensitet mellan oberoende delytor av ett fält. Med oberoende avses att avkastningen från enskilda delytor ej påverkas av växtligheten på andra delytor. Det visas hur ojämnheter mellan oberoende delytor huvudsakligen är ett matematiskt problem.

Arbetet koncentrerades till att studera inverkan av ojämn gödsel fördelning mellan beroende delytor. Problemet var att giltiga mått på graden av ojämnheter vid bredspridning av kväve till stråsåd saknades. Med giltiga mått menas att de via modeller skall kunna avspeglas i förväntat skördeutfall. De skall således kunna representera en förväntad biologisk effekt. En väsentlig del av arbetet blev därmed att finna modeller för hur grödan reagerar på lokala ojämnheter i gödsel fördelning.

Projektets syfte var att finna metodik och modeller för att beskriva respektive kvantifiera:

- gödselspridningens ojämnheter
- den eventuella biologiska nettoeffekten av gödselspridningens ojämnheter.

Med detta mål skulle det bli möjligt att kvantifiera förväntad nettoeffekt av varje tänkbart spridningsmönster.

I arbetet ingår rumslig kontinuitet i två avseenden, nämligen med avseende på

- markens varierande egenskaper resp.
- rumslig utbredning av medverkande omgivning.

Variationer i markens egenskaper resulterar t.ex. ofta i växlingar med mer eller mindre skarpa gradienter. Detta får till följd att närliggande ytors egenskaper ofta är korrelerade till varandra.

Rumslig utbredning av medverkande omgivning avser det geografiska intervall som omger en liten delyta. Denna utbredning och växelverkanseffekter inom densamma är meningsfull att studera när delytans storlek gör att omgivningens inflytande ej är försumbart.

Med detta förtydligande poängteras distinktionen mellan rumslig kontinuitet i tillståndens förändring och rumslig utbredning av tillståndens inflytande.

Presenterade resultat härrör från egna fältförsök åren 1979-1983. Merparten av försöken (försök A) skördades radvis efter enskilda såbillor och syftade till att finna metoder och beräkningsmodeller. Ett mindre försök (B) gjordes med isotopmärkt kväve och ett avslutande och fristående försök (C) avsåg att giltighetstesta framtagen beräkningsmetod. En form av giltighetstest gjordes också inom ramen för försök A.

Försök A - Försöksplanerna till försök A baserades på att hela rutor med vårvede gödslades med utvalda medelgödselgivor av urea. Dessa medelgivor gavs i form av olika spridningsmönster. Därmed tilldelades gödsel faktorn både en kvantitet och en kvalitet.

Kapitel 1 SAMMANFATTNING

I försöken begränsades spridningsmönstren till att avse variationer vinkelrätt mot sårriktningen. Alla plantor i samma rad fick då teoretiskt lika omgivning. Detta ledde till homogena växelverkans effekter i såradens längdriktning. Idealt blir resultatet en överlagring utan interferensfrekvenser. Därav följer att en sårads medelavkastning kan antas vara representativ för mindre delar av samma rad. Från den utgångspunkten beskrevs utsträckningen på en relevant omgivning samt möjliga mått för en enskild sårads avkastning som funktion av gödsel-faktorns kvantitet och kvalitet inom nämnda omgivning.

Dataanalysen baserades på observerade effekter av placerad gödsel inom medverkande omgivningen. I syfte att finna "bästa" förklaring till avkastningsvariationen mellan rader, under givna experimentbetingelser, utvecklades och testades olika modeller. Testerna gällde funktionsform för effekter hänfödda till kvantitet samt beskrivning av fördelningens kvalitet i radernas omgivning.

Resultaten av dessa modeller beskriver en mycket lokal gödseffekt av placerad gödsel. Den kunde beskrivas så lokal att gödsel placerad i närmaste såradsmellanrum på olika sidor om en sårad behövde särbehandlas som två olika faktorer.

I det fall då gödsel placerad på vardera sidan närmast raden är att betrakta som två oberoende faktorer blir följden att alla valda spridningsmönster till hel ruta, med undantag för varjeradsgödsel, motsvaras av samma kvalitet i gödsel-fördelningen. Detta ger en tänkbar förklaring till att skillnader i effekt efter valda spridningsmönster inte tillfredställande kunnat säkerställas.

Frågeställningen hamnade i något av ett "antingen - eller". Antingen inverkade inte de testade ojämnheter på medelavkastningarna, eller gödselns effekt var mycket lokal. Om det senare gäller utan reservation följer att varannanradsgödsel ger lika stora skördebortfall som om all gödsel ges till halva fältet.

En grundtanke, med att utveckla modeller för enskilda raders avkastning, är att kunna bedöma konsekvenser för andra typer av spridningsmönster än de i försök testade. Därvid var första kravet att modellerna vid sammanvägningar till rutskördar riktigt beskrev utfallen av spridningsmönstren. Detta krav uppfylldes bäst av de modeller för en rads avkastning, som beaktar placerad gödsel med mycket hög upplösning. Att detta inte okritiskt kunde ligga till grund för tolkning av ojämnheters inverkan på nettoavkastningen har flera orsaker. En av de främsta är att konkurrensförhållandet mellan närliggande rader på fältet resulterar i en förstärkt lokal effekt av placerad gödsel i en mindre gödselad omgivning.

Att spridningsmönstren var systematiska samt att gödslingen i de olika radmellanrummen inom en ruta var av binär karaktär, talar ytterligare mot strikta konstateranden grundade enbart på de radbaserade modellerna. Med binär menas att spridningsmönstren representerades av öppet eller stängt matarhus för varje radmellanrum och att avsedd mängd var densamma för alla öppna matarhus.

Dessa förhållanden försvagar tolkningen att gödseln entydigt har en mycket lokal verkan. Den observerade lokala verkan kan vara ett resultat av grödans "strategi" att bäst utnyttja den lokalt ojämnt fördelade gödselmängden.

De ringa skillnaderna i avkastning efter olika spridningsmönster var dock det kraftigaste argumentet mot att acceptera tanken på att gödselns lokala verkan också påverkar medelskörden över en större yta. Med framtagna modeller är detta egentligen inget argument mot, utan snarare en brist på argument för, gödselns lokala verkan. Detta då framtagna modeller påtalade mycket liten skillnad i kvalitet mellan testade spridningsmönster undantaget helt jämnt gödsel.

Kapitel 1 SAMMANFATTNING

I ett försök att lösa dessa problem testades matematiska modeller med glidande sammanvägningar av olika antal rader, vilket innebar att medelvärdet över ett antal bredvidliggande rader beroende variabel. (Med glidande menas att medelvärdesbildningarna "glider" över försöksytan med steglängden ett radavstånd.) Som oberoende variabel användes då sammanvägningar av modelluttrycken för de ingående raderna med resp. gödsel faktorer. Detta medförde en linearisering gentemot beskrivningen av varje enskild rads avkastning. Dessa regressioner gav större variation i gödsel fördelning mellan olika sammanvägningar och visade att modeller som bäst beskrev en rads avkastning också gav en god beskrivning för aktuell aggregering över hela intervallet från enskild sårad till hel rutskörd. Regressionerna visade mycket god stabilitet för skattade parametrar vilket är ett argument för modellernas berättigande.

Av analysen framgår att variationer i gödselintensitet bör beskrivas med hög upplösning. Grundprincipen att beskrivning av varje ingående rads tillväxt - i form av större sammanvägningar - på ett gott sätt beskriver helheten kan accepteras. Anpassning med sammanvägningar gav parameterskattningar vilka uttrycker något lägre förlust av ojämn gödsling jämfört med motsvarande modell och anpassning med en enskild sårad. Det senare visar att beståndet till en del förmått kompensera för testade ojämnheter och att de lokala avkastningsvariationerna till en icke obetydlig del berott på en konkurrensförstärkande effekt.

Försöksresultaten visar att grödan har en "strategi". Strategin resulterar i observerbara avkastningsvariationer kopplade till variationer i gödselintensitet. Resultaten talar också för att strategin inte är tillräcklig för att grödan skall kunna tillgodogöra sig lokalt ojämnt fördelad gödsel genom kompenserande tillväxt.

Försök C - Det giltighetstestande försöket visade att framtagna metoder att beräkna utebliven skördeökning beroende på ojämn gödselintensitet kunde tillämpas. Vad som däremot inte kunde stärkas var att grödans "strategi" skulle vara otillräcklig för att kompensera för en mycket lokal variation i gödselintensitet. Detta i sin tur kunde förklaras av att försöket inte innefattade tillräcklig variation i typ av spridningsmönster. Simulerade ojämnheter bestod av ojämn gödselintensitet mellan jämnt gödslade och "oberoende" försöksrutor samt oberoende normalfördelad gödselintensitet till olika radmellanrum (brus).

Slutsats - Arbetet utgör ett starkt argument för att den kvalitetsmässiga aspekten bör få en högre dignitet vid spridning av konstgödsel. Kvaliteten bör betraktas som en väsentlig produktionsfaktor med kostnader och intäkter.

Ett jämnare spridningsmönster ger de stora vinsterna genom bibehållen produktion med minskad gödselmedelsinsats. Vinster finns också att hämta i form av högre avkastningar. En mycket väsentlig vinst är den minskade risken för läckage till vattendragen.

Faktorer som inte beaktades i försöken är bl.a. kärnskördens kvalitet, ogräseffekt, tröskningsproblem och merutlakning. Detta behandlas till en del i problemlösningsdelen. Vid en slutlig bedömning av kraven på gödselspridningens kvalitet kommer även dessa faktorer att utgöra argument för hög precision vid gödselspridning.

Arbetet presenterar en grund för vidare utveckling av modeller som beaktar den rumsliga dynamiken. Detta gäller både grundläggande modellhypoteser och metoden att testa och parameterestimera modellhypoteser.

Kapitel 1 SAMMANFATTNING

Som exempel på möjligt beräkningsförfarande presenteras i arbetet en metod att testa gödselspridningens jämnhet i fält. Metoden ger spridningsmått en extra dimension, jämfört med att bara beräkna en variationskoefficient eller ett moment av högre ordning. Metoden är enkel. Den bygger på att beakta spridningsbildens systematiska eller kontinuerliga karaktär i ett för grödan relevant intervall.

Ett med denna metod framtaget kvalitetsmått gör spridartest mindre beroende av storleken på den uppsamlingsyta som används vid testet. Spridningsmättet kan användas fristående men har i arbetet också kopplats till föreslagna beräkningsmodeller.

Detta arbete ger grunderna för att bedöma gödselspridningens kvalitet med ett kvantitativt mått. Arbetet utgör också en grund för beräkning av förväntad effekt av ojämn gödsling. Metodiken kan även användas för att uppskatta den ojämma gödslingens inverkan på utlakningen.

De modeller som utkristalliserades kan sammanfattas under benämningen andra-gradspolynom. Då dessa är lineära i sina parametrar kan nettoeffekten av gödsel fördelningens kvalitet härledas till fördelningens olika moment. Med andra-gradspolynom som beskriver förväntad lokal avkastning av gödsel i relaterade positioner kan förväntad medelavkastning härledas till varians och auto-korrelation.

Som nämndes i inledningen är förlustkalkyler av ojämnheter mellan oberoende delar tidigare överfört till ett matematiskt kalkylproblem. Arbetet visar att även förlustkalkyler av ojämnheter mellan icke oberoende delar till stor del är ett matematiskt problem.

Det är främst de mycket lokala variationerna som är att hänföra till icke oberoende delar. En total variation kan skattas med variation mellan samt inom ansatt avgränsning. De totala effekterna av ojämnheter kan på motsvarande sätt beräknas genom att överlagra effekter av ojämnheter i smått med effekter av ojämnheter i stort. En sådan uppdelning är att rekommendera bl.a. beroende på att ojämnheter mellan oberoende resp. icke oberoende delar utgör två olika problem vilka med fördel kan behandlas oberoende av varandra.

De erfarenheter och de modellansatser som presenteras utgör en viktig del av arbetet. Fortsatt arbete bör nu inriktas på att kondensera vad som framkommit och att fullfölja med tester, försök och kalkyler. En fortsättning bör också vara att, efter en matematisk genomgång och noggrant förberedelsearbete, vidareutveckla modellhypoteser. Det fortsatta arbetet bör bedrivas så att markvariationerna vid försök kan filtreras före den egentliga analysen av den lokala ojämnheters inverkan. För detta finns teorier inom andra discipliner, t.ex. inom systemanalys, bildanalys och geostatistik. De senaste åren har också presenterats nya metoder att ta hänsyn till markens heterogenitet bl.a. under benämningen NN-analys (Nearest Neighbour).

Detta arbete har skapat ett nytt angreppssätt inom försöksverksamheten. Analyser baserade på enskilda rader kan komplettera andra försök med forsknings syfte. Arbetet påvisar också möjligheten att, vid analys av rutmedelvärden, beakta exempelvis tillväxtfaktorers variationer inom försöksrutor. Det senare är ett realistiskt alternativ inom försöksverksamheten.

2 INLEDNING

Olika spridartyper för konstgödsel uppvisar varierande egenskaper att sprida gödsel jämnt. För att kunna bedöma vilken spridartyp eller spridningsteknik som ger det ekonomiskt bästa resultatet erfordras ekonomiska mått på förluster orsakade av ojämn spridning.

Problemet är att det saknas lämpliga beräkningsmodeller för att kostnadsbedöma verkningarna av ojämn gödselspridning. Detta beror framför allt på svårigheten att uppskatta de biologiska effekterna av ojämnt spridningsmönster.

Sammanfattningsvis var projektets syfte att finna metodik och modeller för att beskriva resp. kvantifiera:

- gödselspridningens ojämnhet inom en gödsblad yta
- den eventuella biologiska nettoeffekten av gödselspridningens ojämnhet.

Med detta mål skulle det bli möjligt att kvantifiera förväntad nettoeffekt av varje tänkbart spridningsmönster.

Arbetets undersökande del begränsades till att finna tillämpbara mått på graden av ojämnhet vid bredspridning av kväve till stråsåd. Dessa mått skall via modeller kunna avspeglas i förväntad inverkan på medelavkastningen.

Till detta hör också att finna erforderliga modeller och att så långt möjligt är kunna kvantifiera förväntad effekt vid olika grad av ojämnhet och under olika betingelser.

Inom arbetet genomfördes tre olika slag av fältförsök. Det huvudsakliga arbetet avsåg försök skördade efter enskilda såbillar (försök A). Ett försök avsåg upptaget av märkt kväve (försök B) och ett tredje utgjordes av ett giltighetsprovande försök (försök C).

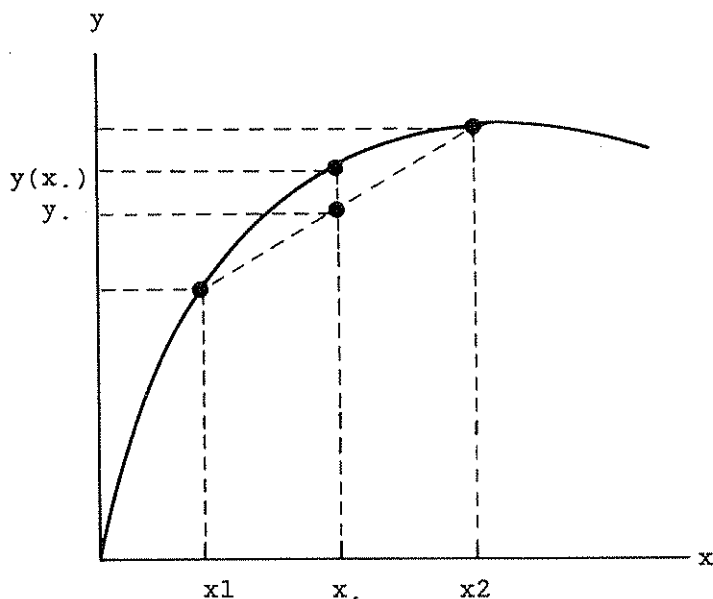
Försök A syftade till att finna metoder och beräkningsmodeller att beskriva ojämnhetens inverkan på avkastningen. Försök B avsåg studier av hur plantors rötter fördelar kväveupptaget mellan olika radmellanrum under olika betingelser och försök C representerade en ansats till giltighetsbedömning av framtagna metod.

Försök A med radvis gödsling och skörd av varje enskild sårad genomfördes åren 1979-1982. Erfarenheter från dessa försök, vilka innebar ett nytt förfarande vid skörd och bearbetning av försöksdata, utgör merparten av denna avhandling.

Genomförda försök är att se som pilotstudier vilket också präglar försökens uppläggning med modifieringar efter inhämtade erfarenheter.

3 BAKGRUND

Generellt gäller att då en given resurs skall fördelas och funktionssambandet mellan intensitet i insats och utbyte är degressivt så blir totala utbytet maximalt om de olika delarna får lika stora andelar av resursen. Denna enkla sanning är illustrerad i figur 3.1. I figuren, som visar förväntat utbyte av insatserna x_1 och x_2 samt för medelvärdet x av dessa, markerar y , medelutbytet och $y(x)$ utbytet av medelinsatsen. Av figuren framgår att skillnaden mellan $y(x)$ och y , beror bl.a. av grafens krökning.



Figur 3.1 Förlusten av ojämn fördelning motsvaras av skillnaden i skörd mellan $y(x)$ och y . Figuren ansluter till texten.

"Lagen om den avtagande meravkastningen" innebär degressiva funktionssamband och avkastningen i kg kärna som funktion av gödselgivan lyder i stort under nämnda lag. (För mindre delintervall av en avkastningsfunktion kan man inte utesluta progressiva samband och om effekten av gödsel är negativ förväntas progressiva samband.) Det är därför i allmänhet av vikt att gödseln fördelas så jämnt som möjligt över fältet. Ett undantag är om man kan fördela resursen kontrollerat ojämnt så att exempelvis markens variationer i näringstillstånd och bördighet beaktas.

En beräkning av förluster av ojämn gödselintensitet är således teoretiskt möjlig under strikta antaganden. Dessa kan sammanfattas med att:

- relationen mellan gödselmedelsinsats och avkastning är känd
- variationer i insatsens intensitet mellan oberoende delytor är känd
- gödslingen till varje oberoende delyta ansluter till relationen ovan.

Formuleringen av det tredje antagandet betonar en distinktion mellan effekten av gödsel resp. gödsling. Med gödsling förstås hur gödselmedlet kommer på plats vilket sekundärt också innefattar gödselns fördelning.

Under ovanstående antaganden och med flera oberoende variabler är det nödvändigt att också känna dessas samvariationer.

Kapitel 3 BAKGRUND

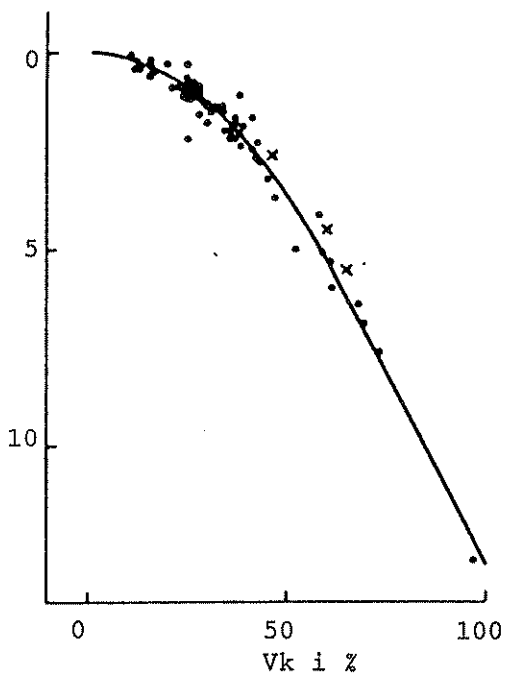
Vid en helhetsbedömning av effekter efter ojämn gödselintensitet är det förutom skördens kvantitet och kvalitet också en mängd andra faktorer som är betydelsefulla. Liggsäd, ojämn mognad och utlakning med allt vad som därav följer för att nämna något.

3.1 Tidigare arbeten för att utröna effekter av ojämn gödselintensitet

Av litteraturen inom området framgår att en jämn gödselintensitet är att föredra. Problemet har angripits både teoretiskt och empiriskt. Försök har gjorts med stallgödsel eller konstgödsel till olika grödor. Ett av problemen är och har varit att finna relevanta mått på gödselns fördelning. Gemensamt för referenser som berör gödselns fördelning är att gödslad yta indelas i ett rutnät. Detta förfaringsätt diskuteras i avsnitt 4.1 "Definiering av problem".

Prummel & Datema (1962) gjorde försök med olika fördelningar av gödsel till spannmål, potatis och sockerbeter. Dessa försök visade att det procentuella skördebortfallet kunde relateras till variationskoefficienten för fördelad gödsel (se figur 3.2). I figuren är några punkter markerade med x. Dessa avser förluster efter simulerade ojämnheter. Övriga punkter avser beräkningar utifrån avkastningsfunktioner.

Skördeminskning i %



Figur 3.2 Relationen mellan skördeförlust i % och variationskoefficient för gödsel-fördelningen. Punkter markerade med x är från försök där ojämn gödsel-fördelning simulerades på små experimentytor.

Källa: Prummel & Datema (1962).

Delytorna i försöksrutor med simulerade ojämnheter var 0.25 m². Medelgödselgivan var för korn mellan 50 och 80 kg N/ha beroende på markförhållanden. Beräkningar över förväntat skördebortfall beroende på ojämn gödsel-fördelning var jämförbara med utfall från försöken. Beräknade skördeförluster grundades på data efter spridartest vilka klassindelades med avseende på gödselmängd i varje uppsamlingsback. Medelgivorna motsvarade 60-75 % av biologiskt optimum för avkastningskurvor grundade på 126 skördeår. Som riktvärde angavs att en variationskoefficient mindre än 20 % ej gav mer än ca 0.5 % skördebortfall. Vid 25 % variationskoefficient angavs att skördebortfallen var max 1 %.

Kapitel 3 BAKGRUND

De testade under fältförhållanden inte mindre än 50 olika maskiner av typ pendelspridare, centrifugalspridare och tallriksspridare samt även handspridning. Genomsnittligt gav de provade maskinerna en variationskoefficient om ca 35 % vilket innebar en procentuell skördenedsättning om ca 2 %. De sämsta fördelningarna för tallriksspridare, centrifugalspridare och pendelspridare var 45 %, 59 % resp. 97 % variationskoefficient. De studerade även gödsselfördelning tvärs och i färdriktningen samt överlappningens betydelse vid rundkörning respektive fram- och återkörning.

Jensen & Pesek (1962a) behandlade teorin bakom sambandet mellan spridningsojämnhet och skördebortfall. De visade hur skördebortfallen kan tecknas matematiskt om spridningsbilden beskrivs med en sinuskurva och avkastningsfunktionen är en kvadratfunktion ($y = a + b \cdot x + c \cdot x^2$). De fann att bortfallen (Dep) av sinusformad spridningsbild till polynom av andra ordningen och av n st variabler kan uttryckas i följande matematiska samband:

$$\text{Dep} = - \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} \cdot a_i \cdot a_j \right) / 2.$$

där de indexerat ij för konstanten framför produkttermen mellan i:te och j:te variabeln samt a_i och a_j för respektive amplituder till de sinuskurvor som beskriver gödsselfördelningarna.

I en andra artikel redogjorde Jensen & Pesek (1962b) för hur de i praktiska försök med kvävespridning och sinusformad spridningsbild fann skördebortfall som kunde relateras till kvadraten på fördelningens amplitud. De konstaterade också att bortfallen var omvänt relaterade till markens näringstillstånd, varvid de refererade till Hanway & Dumenil (1955). De senare hade, utifrån data från olika jordar samlade under ett flertal år, funnit ett funktionsuttryck för skördeökning av kväve till majs. Deras funktion hade följande utseende:

$$dy = 104 \cdot (1 - 10^{-0.003525 \cdot N}) \cdot 10^{-0.0098 \cdot n}$$

där dy representerar skördeökningen från gödselkväve (N) på en jord som nitrifierar med n ppm per inkubationsperiod omfattande två veckor. (Enl. metod använd vid Iowa State University Soil Testing Laboratory.) Konstanterna i ekvationen gäller för enheterna pounds och bushels per acre för N resp y.

Ekvationen uttrycker dy men kan skrivas om till totalskörden y genom att addera grundskörden (b_0). Uttrycket blir då

$$y = b_0 + dy$$

b_0 kan enligt Hanway & Dumenil beräknas utifrån nitrifikationshastigheten (n) med ekvationen

$$b_0 = 104 \cdot (1 - 10^{-0.0098 \cdot n}).$$

Med denna premis gjorde Jensen & Pesek en approximativ beräkning via en andragradsfunktion som gav följande uttryck för skördebortfall:

$$YD = 0.001724 \cdot a^2 / (2 \cdot 10^{-0.0098 \cdot n})$$

Kapitel 3 BAKGRUND

där YD uttrycker förväntad skördeförlust och a anger amplituden för sinusformad spridningsbild. Detta teoretiska uttryck visar att förlusterna ökar med ökad ojämnhet i fördelningen av kväve samtidigt som förlusterna av en ojämn fördelning minskar om nitrifikationshastigheten är hög, dvs på en bördig jord.

För vidare beräkningar valdes tre nitrifikationshastigheter att representera marknivåerna mycket låg, låg och medium. Nitrifikationshastigheterna n var för dessa 20, 40 resp 60 ppm. Utifrån aktuella prisrelationer beräknade de sedan optimal kvävegiva för de olika nivåerna. Den teoretiska skördeförlusten beräknades genom att anta en sinusformad spridningsbild med medelgiva sammanfallande med optimal. Amplituden relativt optimal giva varierades från 0 till 100 % i steg om 20 % (se tabell 3.1).

Tabell 3.1 Förväntad skördeförlust YD för majs relaterat till varierande amplitud (a) för sinusformad gödsel-fördelning. Amplituden är relaterad till optimal gödselgiva¹⁾ (No) för jordar i Iowa med mycket låg, låg och hög nitrifikationshastighet

a No	Soil test class						
	Very low (n = 20)		Low (n = 40)		Medium (n = 60)		
	a	YD	a	YD	a	YD	
	lb./acre	bu./acre	lb./acre	bu./acre	lb./acre	bu./acre	
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.2	30.1	0.5	22.2	0.2	10.1	nil	
0.5	75.2	3.1	55.6	1.1	27.2	0.1	
0.8	120.3	7.9	89.0	2.8	40.3	0.4	
1.0	150.4	12.1	111.2	4.3	50.3	0.6	

1. Optimum fertilization rates associated with the selected very low, low and medium soil test levels are 150.4, 111.2, and 50.3 pounds per acre, respectively. (källa: Jensen & Pesek 1962b)

En systematisk sammanställning över gödselspridningsproblematiken gjordes av Hollman (1962). Hollmans arbete behandlar kastspridarnas arbetssätt, mekaniken för spridarorganen kontra gödselmedlet, olika fördelningars egenskaper och möjliga matematiska beskrivningar av dessa, olika metoder att pröva spridare samt teoretiska samband mellan fördelningarna och skördeförlusterna. En stor del av hans arbete utgör test av spridare. Hollman, som fördjupade sig på den tekniska sidan, beräknade teoretiska skördeföruster. Som mått på gödsel-fördelningens utseende föreslogs kvoten mellan genomsnittlig absolut avvikelse (e) och standardavvikelse (s) för spridningsbilden (s) enligt följande formel:

$$\frac{e}{s} = \frac{\sum |x_i - x_{.}|}{\sqrt{(n \cdot \sum (x_i - x_{.})^2)}}$$

En teoretisk analys av problemet gjordes av Zaslavsky & Mokady (1967). De klar-gjorde hur man med hjälp av Taylor-serie utveckling kan beräkna förlusten uti-från en avkastningsfunktion och en känd gödsel-fördelning.

Kapitel 3 BAKGRUND

Ett villkor för att kunna tillämpa deras teori är att produkter av högre ordnings derivator för avkastningsfunktionen och motsvarande ordnings moment för gödselvariationer dividerat med fakulteten för ordningen konvergerar mot noll med ökad ordning. Detta konvergensvillkor förtydligas i avsnitt 4.1.1 "Matematik". För polynom med potenser av naturliga tal och valfritt antal oberoende variabler är metoden exakt.

En teoretisk beräkning av förluster orsakade av ojämn fördelning gjordes av Holmes (1968). Holmes teoretiska beräkningar grundades på kvadratfunktionen med olika gödselgivor och olika variationskoefficienter för gödselns fördelning. Förlustsiffror omräknades sedan i kostnader per arealenhet. Holmes belyste bristen på information om den maximala ytstorlek inom vilken ojämnheter kan kompenseras samt att faktorer som planttäthet och såradsavstånd kan förmodas ha inflytande på nämnda ytstorlek. Holmes menade därför att spridningsmönster bör fastställas genom att använda uppsamlingsytor med bredd från 1 ft till 1.5 ft (ca 30-45 cm).

Zschuppe (1968) gjorde fältförsök med två olika spridningsmönster, nämligen ojämnt i schackrutemönster och i trappstegsformat. Det senare med olika gödselgiva i stråk om 50 respektive 125 cm bredd. Schackrutigt med 50 cm rutsida gödslades med alternerande max. och min. gödselgiva i angränsande rutor. Detta gav i ett pilotförsök så ringa skördesänkning att en fjärde behandling, schackrutor med 20 cm sida, ströks ur programmet. Zschuppe kunde bl.a. påvisa att större ytor gav större skördebortfall för en given spridningsojämnheter.

Teoretiska förlustberäkningar för olika spridningsojämnheter har gjorts bl.a. av Pergudov et al. (1970). De kalkylerade förluster med utgångspunkt från polynom av tredje ordningen.

Langdale et al. (1971) jämförde beräknade och empiriskt uppmätta förluster för sammansatta gödselmedel och fick god överensstämmelse. Deras beräkningar grundades på Jensen & Peseks formler.

Ostanin et al. (1973) gjorde fältförsök med sex olika rutstorlekar. De gödslade med noll resp. full giva i angränsande rutor. Deras rutor var kvadratiska med sidorna 30 till 180 cm i steg om 30 cm. För rutor med 30 cm sida påvisades ingen effekt. För rutor med 90 cm sida och större blev effekterna kraftiga. Den högsta medelavkastningen erhöles med den minsta rutindelning. Deras teoretiska beräkningar visade att förlusterna ökade med ökad giva samt ökad grad av ojämnheter.

Mitchell (1975) testade effekter av ojämn gödselintensitet genom att med en kastspridare köra med olika överlappningar. Klara förluster kunde påvisas för fel arbetsbredd.

Luts et al. (1975) gjorde 3-åriga försök på olika jordar med olika grödor och gödselintensiteter. De fick i nästan samtliga fall den högsta avkastningen med jämn fördelning. De spred gödseln i stråk med 0.9 m bredd.

Sorensen & Weise (1977) som anammat tanken att använda dator till beräkning av förluster gjorde ett datorprogram för beräkning av förluster utifrån trigonometriska spridningsbilder.

I Sverige angreps problemet bl.a. av Nilsson (1972). Nilsson påvisade att vårveete endast i ringa utsträckning tillgodosgjorde näring placerad bortom bredvidliggande växtrad. Om detta berodde på antagonism eller att det fanns näring vid grödans rötter kunde ej klarläggas.

4 ARBETETS UPPLÄGGNING

Kapitlet definierar och formulerar problemet samt avslutas med arbetets problemlösningsansats.

4.1 Definiering av problem

Detta avsnitt innehåller den fördjupade problembeskrivningen som ligger till grund för valet av problemlösningsförfarande.

För att bättre kunna uttrycka sambanden mellan ojämnheter i spridningsmönster och därav betingade biologiska effekter måste ojämnheterna mätas med ett mått som kan kopplas till grödans svar på variationer i näringstillgång.

Vid empiriska studier av gödslingens effekter anpassar man ofta erhållna data till insats-avkastningsfunktioner. Dessa uttrycker resultatet av en helhet och förklarar inget om det bakomliggande händelseförloppet. Processen behandlas som en svart låda vilken reagerar med en utsignal som svar på en insignal. Utifrån dessa in- och utsignaler kan ett skenbart förlopp beskrivas i form av en modell. En mycket enkel form av modeller utgörs av avkastningsfunktioner. Dessa är statistiska då tidsförloppet ej beskrivs av modellen.

Avkastningsfunktioner uttrycker vanligtvis en intensitet, t.ex. kg per hektar. Men intensiteten behöver inte vara kopplad till enheten hektar. Samma intensitet kan uttryckas i massa per kvadratmillimeter. I praktiken är valet av enhet väsentlig, men det förbises ofta i teoretiskt arbete.

Med utgångspunkt från avgränsade ytenheter och statistiska funktionssamband kan avkastningsfunktionen kompletteras så att varierande förutsättningar beaktas. Avkastningen som en funktion av gödselgiva uttrycks vanligen

$$y = f(x) \quad \text{där } y \text{ är avkastningen och } x \text{ är gödselmedelsinsatsen.}$$

Med varierande förutsättningar inom en yta som gödslats är det riktigare att tala om medelavkastning (\bar{y}).

$$\bar{y} = f(x)$$

Då intresset rör gödselmedlets inverkan på avkastningen är det mer korrekt att uttrycka funktionen

$$\bar{y} = \sum f(x_i) / n \quad \text{där } i=1, \dots, n \text{ representerar oberoende delytor.}$$

Om också tillgängligheten till i marken befintligt förråd av samma näringsämne varierar blir det mer korrekt att uttrycka medelavkastningen som

$$\bar{y} = \sum f(x_i + m_i) / n \quad \text{där } m_i \text{ motsvarar tillgången i mark.}$$

Då också andra faktorer varierar med påföljd att olika delytor ger olika respons på insatsen, bör uttrycket för medelavkastningen vara:

$$\bar{y} = \sum f_i(x_i + m_i) / n$$

4.1.1 Matematik

En teoretisk beräkning av medelutbytet efter olika fördelningar av en given insats ställda mot en given avkastningsfunktion kan alltid göras. Detta gäller under förutsättning att insatsen fördelas mellan oberoende enheter. För funktioner med ett ändligt antal derivator kan man uttrycka exakta matematiska samband mellan spridningsmått som beskriver insatsens fördelningen mellan jämbördiga enheter och fördelningens inverkan på medelutbytet.

En generell matematisk härledning presenterades av Zaslavsky & Mokady (1967). Deras härledning baseras på att funktioner kan serieexpanderas. Med utgångspunkt från Taylor-serieutveckling visade de att medelutbytet av en avkastningsfunktion med varierad insats kan skrivas:

$$y. = \int (y dA) / A = y_0(Q_{.1}, Q_{.2}, \dots, Q_{.n})$$

$$+ \frac{1}{2!} \sum_{i,j} (\delta^2 y / \delta Q_i \delta Q_j) \int (q_i q_j dA) / A$$

$$+ \frac{1}{3!} \sum_{i,j,k} (\delta^3 y / \delta Q_i \delta Q_j \delta Q_k) \int (q_i q_j q_k dA) / A$$

$$+ \dots$$

där Q_i är insatsen av i:te variabel till en enhetsyta och
 $Q_{.i}$ är medelinsatsen av i:te variabeln
 $q_i = Q_i - Q_{.i}$
 A står för yta och
 $y.$ är medelutbyte.

Om partialderivatorna existerar i ett intervall gäller formeln i intervallet. En beräkning med formeln ovan kräver konvergens för rimligt antal termer. För en ensam variabel blir formeln mer lättillgänglig och kan skrivas:

$$y. = \int (y dA) / A = y_0(Q.)$$

$$+ \frac{1}{2!} \sum (\delta^2 y / \delta Q^2) \cdot \int (q^2 dA) / A$$

$$+ \frac{1}{3!} \sum (\delta^3 y / \delta Q^3) \cdot \int (q^3 dA) / A + \dots$$

Skillnaden mellan $y_0(Q.)$ och $y.$ ger ojämnhetens inverkan på medelutbytet. Denna differens definieras som depression (DEP) orsakad av ojämnheten. Uttrycket blir:

Kapitel 4 ARBETETS UPPLÄGGNING

$$DEP = y_0(Q) - y = - \frac{1}{2!} \sum (\delta^2 y / \delta Q^2) \cdot \int (q^2 dA) / A$$

$$- \frac{1}{3!} \sum (\delta^3 y / \delta Q^3) \cdot \int (q^3 dA) / A - \dots$$

Denna beräkningsmodell kräver två viktiga förutsättningar för att kunna tillämpas, nämligen existensen av givna insats-avkastningssamband (funktionssamband) samt att insatsen ges till avgränsade enheter. Med det sistnämnda menas att insats-avkastningssambandet är helt oberoende av omgivning utanför den avgränsade enheten. Ett ytterligare krav för att använda denna modell är att den ojämnhet som fanns vid framtagandet av regressionsparametrarna skall beaktas. Detta härrör från det faktum att parameterskattningar är anpassade till vid försöket rådande grad av ojämnhet.

Förtydligande av ojämnhetens matematiska konsekvenser:

Eftersom inte alla läsare kan förväntas vara vana vid matematiska uttryck följer här några förtydliganden.

Polynom med potenser av naturliga tal har ett ändligt antal derivator skilda från 0. Därmed kan DEP beräknas exakt om fördelningens olika erforderliga moment är kända.

Med kvadratfunktionen ($y=a+b \cdot x+c \cdot x^2$) blir derivatorna:

$$f' = b + 2cx$$

$$f'' = 2c$$

$$f''' = 0.$$

Första derivatan saknar betydelse då integralen av $(q \cdot dA/A) = 0$.

Uttrycket för DEP blir:

$$DEP = - \frac{1}{2!} \cdot (2c) \cdot \int (q^2 dA) / A$$

Ersätts dA med små ytor av storleken dA så motsvarar en större yta (A) $A/dA=n$ st små ytor vilket ger att väntevärdet för DEP kan uttryckas

$DEP = -c \cdot \text{Var}(x)$ vilket kan skattas med

$$Dep = -c \cdot s^2 = -c \cdot (vk)^2 \cdot x.^2$$

där s^2 är variansskattningen, x är medelinsatsen av x och vk är variationskoefficienten ($vk=s/x$).

För en degressiv funktion är c negativt vilket ger ett positivt värde på DEP.

Jensen & Pesek (1962a) presenterade uttryck för förluster av sinusformad spridningsbild kopplad till en kvadratfunktion. De visade att förlusterna efter sinusformad spridningsbild kan uttryckas:

$$DEP = -c \cdot (\text{amp})^2 / 2 \quad \text{där amp är den sinusformade fördelningens amplitud.}$$

Kapitel 4 ARBETETS UPPLÄGGNING

(Varianskomponenten av en sinusformad fördelning är $\text{amp}^2/2$.)

Alternativt betraktelsesätt:

För andragsgradsfunktionen och med varierad insats (med medelvärdet \bar{x}) mellan avgränsade enheter kan medelutbytet (\bar{y}) tecknas:

$$\begin{aligned} \bar{y} &= a + b \cdot \bar{x} + c \cdot \sum x_i^2 / n = \\ &= a + b \cdot \bar{x} + c \cdot (\bar{x}^2 + \sum x_i^2 / n - \bar{x}^2) \text{ vilket approximativt ger} \\ \bar{y} &= a + b \cdot \bar{x} + c \cdot (\bar{x}^2 + s^2) = \\ &= a + b \cdot \bar{x} + c \cdot \bar{x}^2 \cdot (1 + vk^2). \end{aligned}$$

Av genomgången framgår att uttrycket för DEP, som tidigare nämnts, kan skattas utifrån: $\text{Dep} = y(\bar{x}) - \bar{y} = -c \cdot s^2 = -c \cdot vk^2 \cdot \bar{x}^2$

För andragsgradspolynom ges relativt enkla uttryck för DEP då alla partialderivator av tredje ordningen och högre är 0.

Med två faktorer benämnda x_1 och x_2 kan följande modell tecknas:

$$Y = a + b \cdot x_1 + c \cdot x_1^2 + d \cdot x_2 + e \cdot x_2^2 + f \cdot x_1 \cdot x_2$$

Variationer i x_1 och x_2 ger då följande uttryck för uteblivet merutbyte av variationer i insatsen.

$$\text{DEP} = -c \cdot \text{Var}(x_1) - e \cdot \text{Var}(x_2) - f \cdot 2 \text{cov}(x_1, x_2).$$

Med två överlagrade variationer av samma faktor exempelvis gödslat kväve (x_g) och markkväve (x_m) ger kvadratfunktionen:

$$\text{DEP} = -c \cdot (\text{Var}(x_g) + \text{Var}(x_m) + 2 \cdot \text{cov}(x_m, x_g))$$

Under antagandet att kvadratfunktionen är den rätta och att $\text{Var}(x_g)$ kan beaktas vid anpassning av försöksdata så kan det icke beaktade inflytandet av markens varierande egenskap med avseende på aktuell oberoende variabel tecknas:

$$\text{DEP} = -c \cdot (\text{Var}(x_m) + 2 \cdot \text{cov}(x_m, x_g))$$

Och om det inte finns någon variation i x_g , förutom olika behandlingar, kan markens inflytande, under de givna förutsättningarna, tecknas:

$$\text{DEP} = -c \cdot \text{Var}(x_m)$$

Markvariationer vid försök kommer att inverka på förväntad avkastningen och därmed också regressionsresultatet. Exemplifierat med kvadratfunktionen kommer en gemensam varians inom försöksrutor inte att påverka regressionsfunktionens derivata. Motsvarande men med konstant variationskoefficient inverkar endast på funktionens krökning. Icke beaktad variation mellan försöksrutor förmodas räta ut en anpassad funktion vars andraderivata är negativ. Det senare påståendet grundas på en erfarenhetsmässig bedömning och har inte vederlagts matematiskt.

Kapitel 4 ARBETETS UPPLÄGGNING

Taylor-serieutveckling leder till polynom och dessa är lineära mot sina parametrar. Polynomen är också lineära mot sina oberoende variabler transformerade med respektive potens. Detta är användbart vid beräkning av medelförluster av ojämn gödselördelning. Förtydligande: Om $DEP = -c \cdot \text{Var}(x)$ så blir den genomsnittliga förlusten av samma fördelning men olika värden på kvadratfunktionens parameter c :

$$DEP = - \sum(c_i/n) \cdot \text{Var}(x) = -c \cdot \text{Var}(x)$$

där c står för medelvärdet av alla c_i .

4.1.2 Rumskontinuitet

En grundförutsättning för beräkningsmetoden är att ytor kan indelas i avgränsade delytor vilka tilldelas varierande gödselgiva. Valet av storlek på dylik delyta kommer att påverka spridningsmättet vid spridartest och därmed också beräknad förlust.

Uppsamling och mängdbestämmning av gödsel från ytenheter medför att variationer inom ytenheterna inte beaktas. Definieras dessa ytenheter för små kommer ojämnheten att överskattas. I praktiken består inte ett fält av avgränsade ytenheter, vilket dock inte innebär att ytindelning är en obrukbar metod vid beräkning av förluster.

Speelman (1979) ger en litteraturöversikt över val av uppsamlingsyta vid test av gödselspridare. Där belyses att uppsamlingsytan påverkar beräknat spridningsmått och att olika grödor ställer olika krav på gödselns rumsliga fördelning. Speelman ger också en sammanställning över olika spridningsmått för gödselns fördelning. Gemensamt för presenterade spridningsmått är att de avser fördelningsfunktioners form.

Begreppet planta utgör en avgränsad enhet. Vad som som händer med en planta beror på livsbetingelserna, vilka utgörs av plantans livskraft och plantans miljö. Plantans miljö utgörs i en växande gröda till stor del av konkurrerande plantor. På samma sätt som omgivande plantor utgör miljö för en enskild planta så utgör den enskilda plantan en del av miljön för omgivningen etc. Det finns med andra ord ingen fysisk förankring i att avgränsa en yta i delytor. Speciellt inte om delytorna blir mindre än den relevanta omgivningen för enskild planta.

Gödselmedlet består ofta av granuler vilka kan betraktas som avgränsade. Men dessa löses i markvätskan och mister sin diskreta karaktär.

Empiriskt finns en möjlighet att finna något som man kan benämna en "pseudoavgränsad ytenhet". Det är känt att en given grad av ojämnhet mellan små intilliggande rutor resulterar i större förluster med ökad ytstorlek. I fältförsök med varierande stora rutor, men med samma grad av ojämnhet mellan rutor, kan man teoretiskt finna en rutstorlek för vilken den observerade förlusten överensstämmer med den teoretiska. En på detta sätt framtagna enhetsyta för uppsamling av gödsel kommer att variera i storlek beroende av en mängd olika förutsättningar. Bland förutsättningarna kan utöver gröda, årsmån etc. också nämnas ojämnhetens beskaffenhet.

Inom arbetet har den rumsliga kontinuiteten två helt olika aspekter. Den ena gäller problemet att beskriva gödselintensitetens rumsliga variation på ett för den biologiska effekten relevant sätt och den andra avser markens egenskaper.

4.1.3 Rumsdimensioner

I dagligt tal talas ofta om orsak och verkan. Detta talessätt är oftast kopplat till ett tidsperspektiv. Vid studier av sambandet orsak-verkan ignoreras ofta händelseförloppet. Men även vid en statisk betraktelse av orsak-verkan över ett tidsintervall kvarstår behovet att på något sätt ta hänsyn till vad som skett under tidsintervallet. Vad som försvårar detta är att även en "pseudoavgränsad" delyta varierar med tiden. Den bakomliggande verkligheten som skall beskrivas är fortfarande dynamisk, vilket helst bör beaktas även om modellen är statisk.

Enskilda plantor penetrerar en volym jord vilken till olika delmängder är gemensam med andra plantor. Om rotutsträckningen horisontellt kan tecknas med radien r så kommer plantor på avståndet $2r$ från varandra att vara fysiskt skilda åt under jord.

Inom den jordvolym som en plantas rotsystem penetrerar kommer rötternas näringsupptagande yta att variera. (Näringsupptaget sker huvudsakligen vid rotspetsarna.) Även om varje planta tänkes stå inom en avgränsad yta med radien r kommer sålunda denna yta att vara heterogen från näringsupptagningsynpunkt. Ytan representerar egentligen en volym som delas med andra plantor och vars egenskaper varierar bl.a. med djupet. Gödselelement som placerats i jord får också en, om dock begränsad, utbredning i jordvolymen. Lättlösliga salter följer vattenrörelserna vilka huvudsakligen sker i vertikal led beroende av vätskebalansen.

4.1.4 Tidsdimensionen

Även om växelverkan mellan plantor respektive mellan plantor och gödsel kan beskrivas med en modell kommer parametervärden liksom tillstånd att variera med tiden.

Plantans tillstånd, exempelvis storlek och utvecklingsstadium, är historiskt bestämd av tidigare tillstånd. Det historiska perspektivet varierar för olika deltillstånd beroende på relativ förändringshastighet. Den genetiska koden har ett längre historiskt tidsperspektiv, men vattenhalten varierar med hög hastighet och aktuell vattenhalt får ett kort historiskt perspektiv. Rent filosofiskt gäller analogt för framtiden. Förutsägelser gäller med olika tidsperspektiv. Den genetiska koden förväntas vara densamma i morgon, men vattenhalten kan förändras markant. Ett tillstånd kan med andra ord inte alltid avgränsas i tid och rum. Osäkerheten i rummet och tiden ökar med tids- och rumsperspektivet. När tidsintervallet går mot noll kan rummet avgränsas och kanske vice versa.

Vid empirisk vetenskap är det vanligt att registrera bundet till ett tidsintervall och observera en pseudodiskret verklighet. Med löpande observationer i tidsföljd kan dynamiska förlopp beskrivas. Den tidsrymd som modellen skall kunna representera samt det tidsinkrement som studeras bestämmer vilka tillstånd som måste beaktas. Ett kort tidsintervall gör att vissa tillstånd kan betraktas som statiska samtidigt som ökad upplösning ger en vidgad värld att studera.

4.1.5 Växelverkan

Även om brister med att avgränsa i tid och rum åberopas är avgränsning alltså nödvändig för att beskriva tillvaron i gripbar form. Avgränsning eller diskretisering innebär bl.a. att ignorera försumbar eller icke åtkomlig växelverkan.

Momentant sker näringstransport mellan en planta och dess omgivning. För en gröda och dess omgivning kan delsystemen gröda, jord och ovanjord utgöra en tänkbar indelning. Mellan och inom vad som omfattas av dessa begrepp sker växelverkan vilka resulterar i en observerbar samverkan.

För en planta, vilken utgör en delmängd av grödan, kan växelverkan med omgivande plantor vara direkt, men sker huvudsakligen via den gemensama omgivningen. Växelverkan mellan plantor kräver sålunda ingen direkt fysisk kontakt.

4.1.6 Konkurrens

Då plantor delar omgivning med andra plantor eller andra resursförbrukande enheter uppstår konkurrens i ett bestånd. Konkurrens uppstår om behovet är större än tillgången på en tillväxtfaktor vars förekomst reduceras med förbrukningen. Konkurrensen kan gälla tillgång på energi, näringsämnen, vatten och syre.

Ovan jord är det främst tillgången på ljus och koldioxid som blir begränsad för en planta i ett bestånd. Huruvida plantan påverkar omgivningens energiinnehåll vill jag låta vara osagt, men undersökningar har visat att bladytors temperatur vid evaporation kan sjunka 11°C under den omgivande luftens temperatur (Kirkham 1979).

Ämnen som avsöndras från en planta kan ha hämmande verkan på omgivningen. Det blir en antagonism som kan verka även mot en avsöndrande planta. Men en plantas påverkan på omgivningen kan även vara befrämjande för den del av omgivningen som verkar befrämjande för plantan.

Riklig tillgång på en tillväxtfaktor kan ge olika effekter. I en sådan situation kan omgivande förbrukare antingen verka gynnsamt för en planta eller stärka sin ställning i konkurrensen om andra begränsade resurser.

Även vid konkurrens kommer tidsperspektivet in som en viktig faktor. Nedbrytningsprocessen av halm konkurrerar om tillgängligt kväve. Detta kväve blir senare åter tillgängligt och vad som kortsiktigt verkar negativt på en plantas utveckling kan därmed i ett längre tidsperspektiv vara positivt.

4.1.7 Avrundning

Av ovanstående framgår behovet av att på något sätt beakta dynamiken. Även om en modell är statisk vad avser tidsförloppet bör en beskrivning av rumsdynamiken vara bättre än att betrakta problemet med utgångspunkt från antagandet om ett pseudoavgränsat rum.

En djupare analys av växelverkan mellan plantor, tillgänglighet till näring och andra tillväxtfaktorer samt dessas beroende av tid eller utvecklingsfas ligger utanför detta arbetets ram. Det både finns och presenteras fortlöpande dynamiska modeller vilka beskriver exempelvis plantans tillväxt eller delsystem såsom mikrofloran vid rotspetsarna. Att sammanställa en dynamisk helhetsmodell för ett bestånd är en möjlig uppgift, men kan bli mycket omfattande och bör därför

vara föremål för ett lagarbete. Med bakgrund av detta vill jag försvara min slutsats vilken resulterade i en, trots statistiska modeller och endast en rumsdimension, fördjupad problemlösningsansats.

4.2 Problemformulering

Ambitionen med arbetet begränsades till att kvantifiera kausala samband mellan rumslig variation i näringstillgång och skördad kvantitet. Vidare begränsades undersökningen till kvävegödsling av vete. Med denna begränsade ambition kunde ett antal problem formuleras. Dessa kan indelas i följande grupper:

- a) överordnade problem att lösa
- b) frågor rörande metoder att lösa problem under a)
- c) problem med hinder att passera vid arbetet med a) och b)

Denna förtydligande indelning motiveras av arbetets pilotkaraktär. Metodutveckling var en del i problemställningen men också en del i hur problemet skulle lösas. Vad avser arbetets överordnade problem, punkt a), kunde följande frågeställningar definieras:

- Vilken utsträckning har en relevant omgivning för en växande planta i ett bestånd? Med relevant omgivning menas den lokal som via växelverkan ger en icke försumbar influens på plantans utveckling.
- Vilken kausalitet råder mellan gödsel i denna omgivning, då gödsel placerats, och avkastning vid skörd av plantan.
- Hur skall kausaliteten inom denna omgivning formuleras?
- Hur skall en sammansättning av plantor till bestånd formuleras så att nettoeffekten i skördad kvantitet beroende av gödselintensitetens variation kan extraheras? (Därav följer också hur gödselintensitetens variation skall formuleras.)

Vad avser punkt b, hur dessa problem skulle lösas, kunde inga klara frågor definieras i inledningsskedet. Under arbetets fortskridande växte det upp ett antal hinder av vilka två förtjänar att definieras som problem. Dessa var:

- Hur undvika att effekter av markens naturliga variation inverkar på analysresultatet.
- Vilka matematiska metoder var användbara för analys resp. till utvärdering av analysen.

Några hinder som uppstått under arbetets gång har framtvingat analyser av mer speciell karaktär. Dessa är att betrakta som erfarenheter, men är väsentliga för tolkningen av försöksutfall och kommer att presenteras tillsammans med övriga analysmetoder i avsnittet 5.6 "Analysmetoder".

4.3 Problemlösningsansats

Mot bakgrund av definierade problem genomfördes åren 1979 till 1982 fältförsök med urea till vårvete. Dessa försök (Försök A) skördades huvudsakligen i bredvidliggande rader efter enskilda såbillor i längder om tre meter. De ojämnheter som simulerades i försöken bildade stråk i sårriktningen. Försöken planerades så att sammanläggning av bredvidliggande rader inom ett såmaskinsdrag kunde representera en helhet med klart definierade spridningsmönster. Varje enskild rad skulle sedan användas till att finna och formulera regelmässigheter som påverkat helhetsutbytet.

Kapitel 4 ARBETETS UPPLÄGGNING

Eftersom varje planta i en rad gavs samma behandling kunde variationer mellan plantor i en rad betraktas som slumpmässiga, även om konkurrensen mellan individer medverkat till denna variation. Teoretiskt gavs alla plantor i en rad lika tillväxtbetingelser. Om en plantas växelverkanseffekt med omgivande plantor sprider sig likt ringarna på vattnet ger radsådd idealt inga resonansfrekvenser inom en rad. En rads växelverkanseffekt på omgivningen kan då liknas med en stående dämpad våg i rät vinkel mot sårriktningen. Detta på grund av interferens. En skördad rad antogs därmed kunna representera en planta i beståndet.

Det intervall i geografisk upplösning som ansågs intressant att studera var från så breda stråk att grannar inte har något avgörande inflytande på varandra, ned till så smala stråk att ojämnheter i gödselintensitet inom ett stråk inte ger någon nettoeffekt på avkastningen för aktuellt stråk. Detta intervall antogs ligga mellan vald såmaskinsbredd och en enskild sårad.

Avkastningen kan mätas i kvantitet, exempelvis kg kärna, eller med kvalitetsmått, exempelvis proteinhalt. Kvalitetsmåttet är högst väsentliga men kvantiteten är oftast lättare att registrera. Som följd av det senare valdes att basera registreringar på vägning av kärnskörd.

Under arbetets gång modifierades fältplanerna till Försök A. Vidare genomfördes 1982 ett försök med märkt kväve för att undersöka hur enskilda plantor fördelade sitt näringsupptag mellan radmellanrummen på ömse sidor om såraden i ett bestånd. (Försök B).

Eftersom försöksmaterialet skulle ligga till grund för framtagande av modeller behövdes också ett oberoende försök för giltighetstest (Försök C). Detta genomfördes 1983 med kalksalpeter till höstvet och skördades uteslutande som hela rutschördar. Försök A och C gavs få beröringspunkter för säkrare giltighetstest av framtagna modeller.

5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Kapitlet behandlar försök A. (Försök B och C presenteras sammanhängande i kapitel 8 "Försök med märkt kväve - Försök B" resp. kapitel 9 "Giltighetstestande försök - Försök C". Kapitlet omfattar momenten från och med uppläggning av försöks- och fältplaner till och med datamaterialet finns registrerat i databas. I kapitlet presenteras också de analysmetoder som använts. I inledningen ges en sammanfattande introduktion.

5.1 Inledning

Fältplanerna till försök A varierades mellan åren och försöken upprepades inte vilket gav totalt fyra försök. Gemensamt för dessa fältförsök var att en bruttoruta motsvarades av såmaskinsbredd ggr tre meter. Behandlingarna av bruttorutor var kombinationer av olika medelgödselgiva och spridningsmönster. Spridningsmönstren valdes systematiskt och representerades i försöken av att olika radmellanrum gödslades eller inte. Avsedd gödsling i varje gödslat radmellanrum inom en ruta var densamma, vilket gav spridningsmönstren en binär karaktär. Spridningsmönstren valdes så att varje inställd utmatning syftade till samma medelgiva på bruttorutor med olika spridningsmönster. Vidare valdes spridningsmönstren så att kantrader kunde uteslutas utan att medelgivan till ytan representeras av kvarvarande rader förändrades. Antalet olika medelgödselgivor till bruttorutor varierades mellan åren och var som minst fyra och som mest sju, undantaget ogödslat. Parallellt med de radvis skördade rutorna skördetröskades också hela rutor. Försöken lades med sådrag i rät vinkel mot plöjriktning.

Analysen av försök A kan delas i tre faser: Att konstatera, formulera och att utvärdera ojämnhetens inverkan på avkastningen inom försöket.

För att konstatera användes fler-vägs variansanalysmodeller baserade på rutskördar eller medelvärdesberäkningar.

Den formulerande delen, vilken också var den mest omfattande, innefattade ett iterativt sökande efter regelmässiga förklaringar till försöksutfallen. Till denna del av arbetet användes variansanalys- och korrelationsberäkningar med syftet att finna och lyfta fram de mest betydelsefulla faktorerna. Variansanalysberäkningar avser här också regressiv anpassning till framtagna modeller.

Den utvärderande fasen var en giltighetsbedömning inom ramen för försök A och avsåg huvudsakligen framtagna modellers stabilitet samt rimlighetsbedömningar. Även i denna fas användes variansanalysberäkningar. För rimlighetsbedömningar testades bl.a. modellers utfall för slumpvalsgenererade eller systematiska ojämnheter.

5.2 Definiering av variabler och nomenklatur

Avsnittet definierar oberoende och beroende variabler och för att ge en samlad bild presenteras här även andra variabler än de som krävs för att beskriva försöksplanerna.

De oberoende kvantitativa variablerna baseras på den mängd gödsel som passerat genom matarhusen samt koordinater på försöksytan.

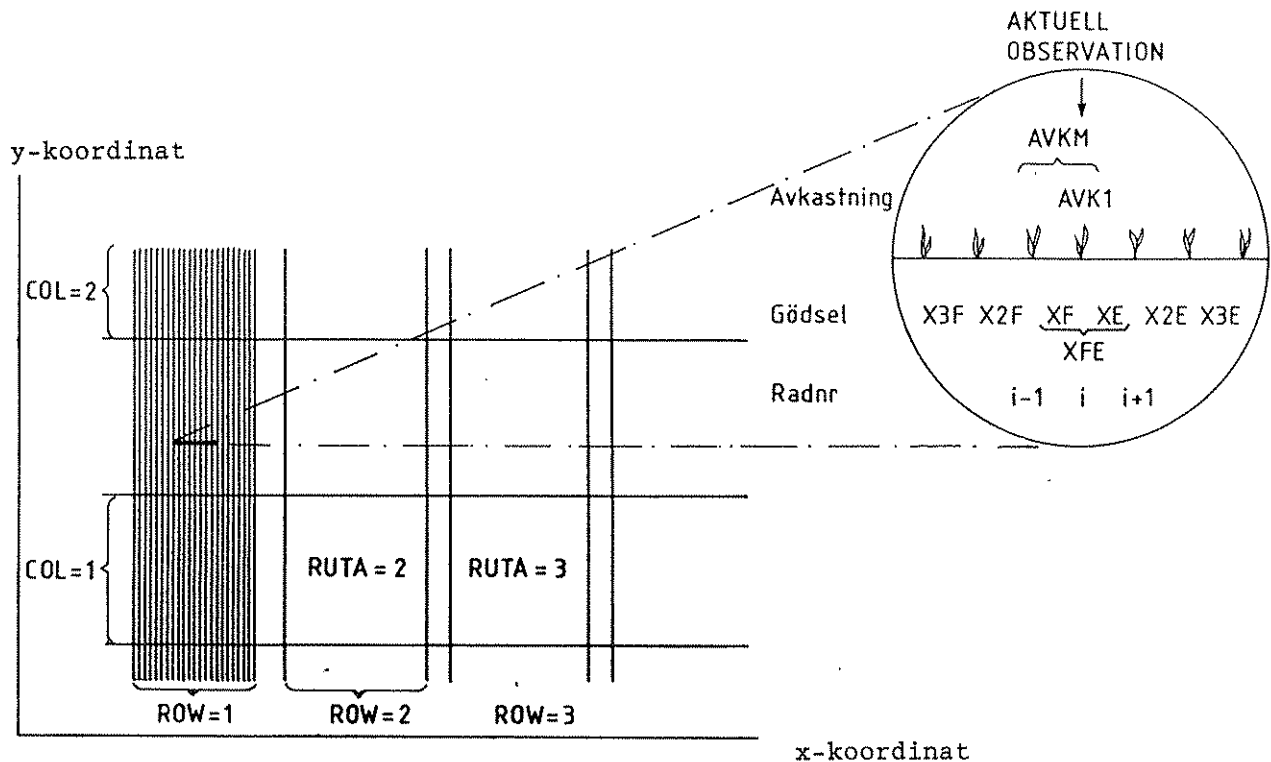
Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Den använda såmaskinen hade 23 utsädesbillar. Dessa symboliserades med variabelnamnet RAD. $RAD = 1$ motsvarade första billen från maskinens vänstra sida sett i körriktningen och $RAD = 23$ den sista. Såmaskinen var byggd av två tandemkopplade kombisåmaskiner vilket gav en främre och en bakre sålåda. Detta medförde att udda RAD härrörde till den främre sålådan med variabeln LADA = 1.

Alla bredvidliggande sådrag såddes i samma riktning. Sådragen tilldelades variabelnamnet ROW. Variablerna RAD, ROW och markens x-koordinat ökade i samma riktning.

Bredvidliggande rader, som skördades i längder om tre meter, bildade band tvärs sårriktningen. Dessa band eller "kolumner" tilldelades variabelnamnet COL. Dess värde ökade med ökad y-koordinat på fältet. Varje skärning mellan ROW och COL utgjorde en yta med 23 sårader ggr. tre meter vilken gavs variabelnamnet RUTA. Se figur 5.1.

Maskinen hade gödselbillarna placerade mellan såbillarna och för gödsel kväveintensitet i kg per ha används variabelbeteckningen X. XF och XE motsvarar X i radmellanrummet "Före" respektive "Efter" aktuell sårad och XFE för medelvärdet av dessa. Med aktuell observation avses i:te sårad sedan de enskilda såraderna sorterats efter stigande y-koordinat och x-koordinat. Figur 5.1 beskriver också några av variabelnamnen för en aktuell observation med ordningsnummer (index) i. Då observationerna indexerades efter markkoordinat kom XF_i för observation i att representera samma gödsel som XE_{i-1} för observation i-1 etc..



Figur 5.1 Beskrivning av variabelnamn enligt texten.

Olika växellägen på gödselutmatningen motsvarade avsedd medelgiva (MGIVA) till en RUTA. Olika billkombinationer (spridningsmönster) för gödselutmatning gavs variabelnamnet SMÖNST och gäller för hel RUTA.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

För varje RAD och gödselplaceringssymmetri användes engelskans PATTERN. (Pattern står för mönster. Definierade SMÖNST och PATTERN presenteras i nästa avsnitt.)

I samband med sammanläggningar, transformering etc. definierades nya variabelnamn. Dessa förklaras i samband med respektive presentation.

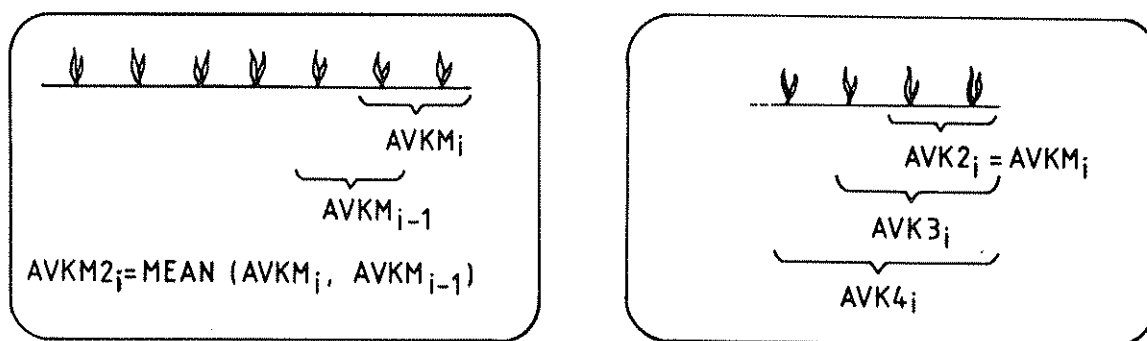
Beroende variabler var skördad mängd helsäd respektive kärnskörd omräknade till kg/ha. Kärnskörden omräknad till 15 % vattenhalt benämndes AVK1. Utifrån helsädesskörd och kärnskörd före torkning i värmeskåp beräknades kärnprocent. Presentationen baseras uteslutande på beräkningar utifrån AVK1.

AVKn gäller för medelvärden av n st. på försöksytan bredvidliggande AVK1 (se figur 5.2). Medelvärdet för två bredvid varandra liggande rader AVK2 tilldelades variabelnamnet AVKM. Av figur 5.1 framgår att AVKM är centrerat runt XF.

Medelvärden som baseras på bredvidliggande AVKM betecknas analogt AVKMn (se figur 5.2). AVKMn motsvarar medelvärden där kantraderna tilldelats halverad viktsfaktor. Med avkastning från hel RUTA menas AVKM16 om inte annat anges. AVKM16 representerar RAD 4-20 där rad 4 och rad 20 tilldelats halverad viktsfaktor jämfört med de övriga 15 raderna. AVKM16 kan således sägas representera 16 centrerade rader eller radavstånd inom RUTA.

Variabelnamnet AVK används i några sammanhang och kan då representera AVKi eller AVKMi vilket kommer att framgå av sammanhanget. Övriga variabelnamn förklaras i anslutning till resultatpresentationen.

Avkastningar och kväveintensiteter redovisas i kg kärna med 15 procent vattenhalt resp. rent kväve per hektar.



Figur 5.2 Beskrivning av namn i samband med aggregeringar av AVK1 resp. AVKM.

5.3 Definition av spridningsmönster

Spridningsmönstren (SMÖNST) definierar i vilka sårads mellanrum gödsel placeras. Spridningsmönstren SMÖNST=1,2, . . . , n avser gödsling i stråk åtskilda av lika breda stråk utan gödsel. Med 2 menas alternerande två radmellanrum gödslade resp. ogödslade. Dessa spridningsmönster centrerades till såbillen i maskinens mitt (RAD=12) så att denna kom i gräns mellan gödslat och ogödslat stråk. Jämmt gödslat representeras av SMÖNST=J och ogödslat av SMÖNST=K (Kontroll). Ett spridningsmönster är huvudsakligen en kombination av SMÖNST=2 och 4 och benämnes SMÖNST=A. De olika spridningsmönstren presenteras i figur 5.3. Inom försöket har också komplementär spridningsmönster definierats. (Med komplementering

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

avses att de radmellanrum som gödslas enligt definierat spridningsmönster lämnas ogödslade och vice versa.) Vid särbeaktande av spridningsmönster och dess komplement presenteras dessa med ett postfix o resp. k, exempelvis SMÖNST=6o resp. 6k.

		sårad nr																						
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
SMÖNST	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v	v
Kontr.	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o
1	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o	■	o
2	o	■	■	o	o	■	■	o	o	■	■	o	o	■	■	o	o	■	■	o	o	■	■	o
3	o	o	■	■	o	o	o	■	■	o	o	o	■	■	o	o	o	■	■	o	o	o	■	■
4	■	■	■	o	o	o	o	■	■	■	■	o	o	o	o	■	■	■	■	o	o	o	o	o
5	■	o	o	o	o	o	■	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o	■	■	■	■	■	o	o
6	o	o	o	o	o	■	■	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o	■	■	■	■	■	■	■
7	o	o	o	o	o	■	■	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o
12	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o
A	■	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o	■	o	o	■	■	■	■	o	o	o	o	o	o
J	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■

Figur 5.3 Definierade spridningsmönster (SMÖNST). I figuren symboliserar v de enskilda såradena, ■ symboliserar placerad gödsel och o att såmaskinens matarhus varit stängt.

Spridningsmönstret i varje rads omgivning definierades och tilldelades variabelnamnet PATTERN. PATTERN1 avser att ett radmellanrum på bägge sidor om raden utgör beaktad omgivning. PATTERN2 och PATTERN3 avser motsvarande med två resp. tre radmellanrum på bägge sidor om raden som beaktad omgivning. I figur 5.4 presenteras PATTERN tillsammans med variabelns olika nivå. De presenterade spridningsmönstren (PATTERN) gäller också sin spegelbild. De olika nivåerna kan beräknas genom att summera positionernas talrepresentation (se figur 5.4) för beaktade radmellanrum med gödsling.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

PATTERN3						Nivå	PATTERN2				Nivå	PATTERN1		Nivå
v	v	V	v	v			v	V	v			V		
o	o	o	o	o	o	0								
■	o	o	o	o	o	1								
■	o	o	o	o	■	3	o	o	o	o	0			
■	■	o	o	o	o	5								
■	■	o	o	o	■	7	■	o	o	o	4			
■	■	o	o	■	■	15	■	o	o	■	12	o	o	0
o	■	■	o	o	o	20								
■	■	■	o	o	o	21								
o	■	■	o	o	■	22								
■	■	■	o	o	■	23	■	■	o	o	20			
■	o	■	o	■	o	25	o	■	o	■	24	■	o	16
o	o	■	■	o	o	48	o	■	■	o	48			
o	■	■	■	o	o	52								
■	■	■	■	o	o	53	■	■	■	o	52			
o	■	■	■	■	o	60								
■	■	■	■	■	o	61								
■	■	■	■	■	■	63	■	■	■	■	60	■	■	48

talrepresentation: Nivå ges av den lägsta summan beräknat utifrån

v	v	V	v	v	
1	4	16	32	8	2

och

v	v	V	v	v	
2	8	32	16	4	1

för de beaktade radmellanrum som gödslats.

Figur 5.4 Figuren visar placeringssymmetrier för olika nivåer av variabeln PATTERN1, PATTERN2 och PATTERN3 vilka beaktar gödsel placerad i de närmaste, de två resp. de tre närmaste såradsmellanrummen på bägge sidor om en sårad. (■ markerar placerad gödsel och o markerar att såmaskinens matarhus varit stängt. v symboliserar sårad med V som aktuell rad.)

5.4 Fältplaner

Fältplanerna modifierades mellan åren beroende på inhämtade erfarenheter.

1979 års behandlingar bestod av sex olika gödselgivor inkl. noll-giva samt sju olika spridningsmönster. Gödselgivorna var 0, 17, 28, 58, 82 och 99 kg kväve per hektar. Spridningsmönstren utgjordes av SMÖNST=1, 2, ..., 7. Varje SMÖNST lades av praktiska skäl i ett och samma såmaskinsdrag. Gödselgivorna (MGIVA) ökades i alternerande riktning för sådragen. Ingen behandling av hel ruta upprepades med undantag för ogödslat som ingick i varje såmaskinsdrag. Detta gav totalt 42 försöksrutor. Fältplanen för de radvis skördade rutorna presenteras i bilaga A, figur A.1. I anslutning till det radvist skördade försöket lades också ett försök med jämnt gödslat i form av varjeradsgödsling. Det senare skördetröskades som hela rutskördar. Dessa försöksrutor var såmaskinsbredd undantaget tre kantrader på var sida ggr nio meter, dvs. nära tre ggr ytan för RUTA. (Se figur A.2 i bilaga A.)

1980 års behandlingar bestod av fem olika gödselgivor inkl. Noll-giva samt tre olika spridningsmönster. Gödselgivorna var 0, 26, 50, 73, och 98 kg kväve per hektar. Spridningsmönstren till radvis skördade rutor utgjordes av SMÖNST=6 och

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

12 samt dessas komplement. Till den del av försöket vilken skördades som rutskördar gavs också SMÖNST=1 och dess komplement. De rutvis skördade rutornas storlek var från och med 1980 års försök såmaskinsbredd ggr skärbordsbredd. I varje såmaskinsdrag lades endast ett spridningsmönster och en gödselgiva. Varje såmaskinsdrag gav fem delrutor av vilka två skördades radvis och resterande tre som rutskördar. De behandlingar som inte skördades radvis gav fem rutskördar per såmaskinsdrag. Totalt skördades 100 försöksrutor varav 24 st radvis. Fältplanen för de radvis skördade rutorna ges av figur A.3. Figur A.4 ger en översikt över hela fältplanen till 1980 års försök. Där ges också antalet upprepningar av varje behandling.

1981 års behandlingar bestod av fem olika gödselgivor inkl. noll-giva samt två olika spridningsmönster. Gödselgivorna var 0, 46, 87, 125, och 170 kg kväve per hektar. Spridningsmönstren utgjordes av SMÖNST=1 och A. SMÖNST A gavs både som Ao och Ak. Fältplanen för radvis skördade rutor framgår av figur A.5. I varje såmaskinsdrag lades ett spridningsmönster och två gödselgivor. Kombinationen av gödselgivor inom ett såmaskinsdrag valdes så att medelgivan till varje gödlat drag blev lika. Vidare lades de gödlat såmaskinsdragen tre och tre med samma giva men med olika SMÖNST i ordning Ao, 1 och Ak efter ökad x-koordinat på fältet. Givorna fördelades så att delning av försöket "på längden eller bredden" gav två delytor med samma medelgödselgiva. I anslutning till varje radvis skördad ruta skörde-tröskades hel ruta med samma behandling. Totalt skördades 56 försöksrutor, varav hälften (28 st) radvis.

1982 års behandlingar bestod av sju olika gödselgivor inkl. noll-giva samt tre olika spridningsmönster. Gödselgivorna var 0, 47, 94, 137, 186, 273 och 370 kg kväve per hektar. Spridningsmönstren utgjordes av SMÖNST=J, 1 och A. SMÖNST A och 1 gavs både enligt figur 5.3 och som resp. komplement. Fältplanen för radvis skördade ytor ges av figur A.5. I varje såmaskinsdrag lades ett spridningsmönster och två gödselgivor. Kombinationen av gödselgivor inom ett såmaskinsdrag valdes så att medelgivan till varje gödlat drag blev lika med undantag av de två högsta givorna, vilka lades i samma såmaskinsdrag. De två högsta givorna medförde att samtliga gödselintensiteter per radmellanrum också blev representerade i större lokal med samma gödselintensitet. Givorna fördelades så att delning av försöket "på längden eller bredden" resulterade i två delytor med samma uppsättning behandlingar. I anslutning till varje radvis skördad ruta skörde-tröskades hel ruta efter samma behandling. Totalt skördades 100 försöksrutor, varav hälften radvis.

5.5 Verkställande av försök

Avsnittet beskriver genomförandet av försök A. Samtliga försök förlades till Ultuna egendom, Uppland. (Skifte Ultuna:9, 1, och 6 för åren 1979, 1980, och 1981. Skifte Kungsängen 2 för 1982 års försök.). Sårriktning lades tvärs plöjriktning. Avsnittet behandlar förberedelser, utläggning, växtperiod och skörd i nämnd ordning för alla fyra åren.

5.5.1 Förberedelser

Vridprov och justeringar föregick försöksutläggningarna. Uppmärksamheten var år 1979 huvudsakligen inriktad på gödselutmatningen. 1980 ägnades mer uppmärksamhet åt utmatad mängd kärna. 1981 års förberedelser bestod huvudsakligen av vridprov och 1982 års utläggning föregicks av omsorgsfull djup- och sidoinställning av såbillarna. Samtliga år gjordes vridprov före och efter sådd utom 1980 då maskinen gick direkt till andra försök.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Jordprov för pH, P-AL, K-AL och N-analyser togs före 1979 års utläggning. Antal överkörningar vid harvning har varit fyra eller fem beroende på behovet. Vid harvning till 1981 års försök hade försöksytans omgivning redan blivit sådd. Detta medförde att försöksytans hörn kan ha påverkats av flera överkörningar med packning som följde.

5.5.2 Sådd

Försöken lades ut med en specialtillverkad såmaskin. Denna var uppbyggd av två tandemkopplade kombisåmaskiner. Maskinen byggdes på slutet av 1960-talet och har tidigare använts till försök med olika placeringssymmetrier. (Såmaskinen är döpt till Viktoria.) Med denna kunde gödsel placeras i varje enskilt såradsmellanrum. En traktor med utställda hjul medförde att alla hjulspår hamnade utanför såmaskinens arbetsbredd. (Maskinen hade 23 sårader med 12 cm radavstånd. Detta gav en arbetsbredd om 2.76 meter. Gödselbillarna, också 23 till antalet, var placerade mellan såbillarna.)

Gödsling med olika radkombinationer erhöles genom att köra med öppna eller stängda matarluckor. Medelgödselgivan för en yta blev bestämd av antalet öppna billar och utväxling till matarvalsarna. Vid varje ändring av billkombination tömdes resp. fylldes matarhusen. Ändring av utväxling gjordes med stillastående maskin.

Centrumavståndet mellan sådragen var 1979 och 1982 tre meter, vilket motsvarar en mista om två sårader mellan dragen. Detta gav körspår från bredvidliggande sådrag vilka påverkade andra och tredje raderna från maskinens kanter. För 1980 och 1981 års försök var avståndet 3.5 meter.

Vid 1979 års försök myllades gödseln på samma djup som kärnorna. De övriga åren släpptes gödseln i ytskiktet för att motsvara bredspridning. Alla sådragen kördes i samma riktning. För 1979 och 1982 resulterade detta i huvudsakligen öst-västlig och för 1980 och 1981 i nord-sydlig sårriktning. Datum för sådd var den 5:e maj 1979, den 17:e maj 1980, den 11:e maj 1981 och den 12:e maj 1982.

5.5.3 Växtperiod

Under växtperioden följdes grödan med observationer och fotografering från mark och från flygplan. Pilotstudier med IR-fotografering samt observationer med termovisionskamera gjordes i syfte att studera detekterbarheten av variationer i bestånd.

Ogräsbekämpning gjordes strax före midsommar 1979 med 2 kg Actril/ha. 1980 sprutades i samma tidsperiod med 3 l Oxitril 4/ha. 1981 sprutades med 4 l Oxitril 4/ha. För 1982 saknas uppgift om ogräsbekämpning.

5.5.4 Skörd

Raderna klipptes för hand i längder om tre meter och stoppades i tarerade papperspåsar av filt. Klisteretiketter, utskrivna av dator med samma ordning som raderna klipptes, syftade till att undvika felskrift och att spara tid vid fältarbetet. 1979 och 1980 års försök klipptes med manuell trimsax sedan elektrifierad dito ej haft tillräcklig kapacitet. En radklippare bestående av en med elektrisk häcksax, stråskiljare och uppsamlingsbehållare påbyggd säckkärna

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

provades och förkastades. Försök att skära gjordes också med pianotråd samt med motordriven lie bestående av roterande trissa med plastsnören. Från och med 1981 års försök skars raderna med en skära.

Påsarna stoppades i en plasthink och påskanten veks ned över hinkens sidor. Därefter kunde knippena tryckas ned med vikning på mitten. Axen och rotändarna pekade då uppåt. Vid behov fick några ax tryckas ned innan påsförslutningen. Eventuell drösning hamnade då i påsen. Påsarna lades direkt på en traktorkärria som samtidigt fick utgöra arbetsbord vid skörden. Den klippta ytan hölls hela tiden ren från strån, vilket medförde att tappade ax lätt kunde tas tillvara.

Proven torkades på en kallluftstork med tillsatsvärme. Efter torkning och strax före tröskning vägdes helsäden på en tarerad våg. Vikten skrevs på etiketten vilken följde provet. Efter vägning tröskades proven med ett stationärt axtröskverk av märket Saatmeister. Kärnskörden samlades i små papperspåsar som sorterades i kronologisk ordning. Proven rensades i ett stationärt laboratorierensverk av märket Kamas. Vägning av kärnskörd gjordes sedan på en automatisk våg. En ansluten skrivare skrev vikten på en datorproducerad lista, vilken innehöll samma uppgifter som etiketterna. Via ett tangentbord skrevs också vikten för helsädesskörden på samma lista. Proven torkades sedan i 60°C i tre dygn innan vägningen upprepades på identiskt sätt. Samma lista användes med nyttjande av en ny kolumn. Hållremsskrivare eller datoranslutning kopplad till vågen saknades.

5.5.5 Datahantering

Inmatningen av försöksresultaten gjordes via terminal och ett interaktivt program direkt till en databas. Denna databas strukturerades före inmatning och innehåller information om läge på fält, utmatad mängd gödsel på ömse sidor om sårad, radnummer etc..

Kvoten mellan torkad och otorkad kärnskörd är relativt konstant. Denna kvot beräknades av datorn vid inmatning och avvikande värde skrevs ut som meddelande om avvikelse. Vid bägge vägningarna registrerades helsädesvikten. Bägge registreringarna inmatades varvid uppgifterna kunde jämföras. Kvoten mellan kärnvikt och helsädesvikt utgjorde en tredje rimlighetskontroll av inmatade data.

En avgränsning mellan var 23:e observation, motsvarande ett såmaskinsdrag, skapade ordning vid inmatning av data liksom vid övriga moment. Tillsammans med viktsuppgifterna registrerades också en kod, vilken motsvarade olika misstankar om försöksfel.

5.6 Analysmetoder

Analysen förbereddes genom att förtäta grunddata till beskrivande eller statistiska mått. För analysens formulerande del användes detta underlag till att formulera modellhypoteser vilket i sin tur ledde till nya förtätningar för analys etc.. Modellhypoteser växte därmed fram under analysarbetet. Denna växelverkan mellan försöksutfall och modellhypoteser liksom det praktiska genomförandet berörs till en del i kapitel 7 "Diskussion över resultat ...".

Detta avsnitt inleds med de statistiska beräkningsmetoder som ligger till grund för resultatpresentationen. Därefter definieras termerna observationsenhet och observationsyta samt nomenklatur för den fortsatta presentationen. Efter detta ges mer ingående beskrivning av hur olika beräkningar använts i analysens konstaterande, formulerande resp. utvärderande fas.

5.6.1 Tillämpning av statistik

Statistik är ett omfångsrikt ämnesområde och innefattar bl.a. beskrivande statistik och analys efter formulerade hypoteser om relationer mellan kvantitativa eller kvalitativa tillstånd. Beskrivande beräkningar för detta arbete innefattar huvudsakligen korrelations- och medelvärdesberäkningar. Med korrelationsberäkningar avses också auto-korrelationer, auto-korrelogram och semi-variogram. Variansanalysmodeller användes med två olika syften:

- a) variansanalys
- b) variationsanalys.

Med distinktionen mellan a och b menas att a gav statistiska mått för tolkning, medan b gav statistiska mått för jämförande kriterium.

Variansanalysmodeller användes med den beroende variabeln indelad efter tre särskiljbara principer, nämligen:

- skördad enhet
- fasta medelvärdet
- glidande medelvärdet.

I många variansanalysmodeller lineariserades de oberoende variablerna. Vad som avses med linearisering förtydligas i avsnittet 5.6.4 "Linearisering".

Testade regressionsmodeller kan indelas i linjära och icke-linjära modeller. Denna indelning kan skönjas i Kapitel 6 "Försöksutfall" och har sin grund i olika beräkningsförfarande. Kvantitativa och kvalitativa oberoende variabler ingick i regressionerna men i de icke-linjära huvudsakligen kvantitativa.

Beaktandet av naturliga variationer betraktades i samtliga analyser som fix faktor och gjordes efter tre olika principer:

- a) Blockindelning av försöksytan.
- b) Införande av "dummy-variabel".
- c) Filtrering med hjälp av närmaste omgivning.

a testades med kompletta och icke-kompletta block och b användes för att särbehandla avvikande partier inom försöksytan. c användes i arbetets utvärderande fas för jämförelser mellan några utvalda modeller. a och c vidareutvecklas i avsnittet 5.6.5 "Beaktande av okontrollerade markvariationer".

5.6.2 Delproblem i analysarbetet

Ett centralt problem var att inga avgränsade observationsytor kunde identifieras. Därav följde frågeställningen - "vad är att betrakta som behandling till en enskild sårad?" Detta utgjorde ett av arbetets överordnade problem och var samtidigt en fråga rörande metoden att lösa problemet. Avsnitten 5.6.3 "Definition av observationsenhet och observationsyta" samt 5.6.4 "Linearisering" ansluter till detta problem.

En annan svårighet avsåg markens naturliga variationer och hur dessa kan inverka på såväl tolkningen som hur dessa skall beaktas i framtida beräkningsmodeller. Naturliga markvariationer mellan eller inom observationsytor försvårar framtagandet av den avkastningsfunktion som skall representera helt jämnt gödslat. Markvariationer påverkar avkastningen så att detta avspeglas både i framtagna funktions värde och dess krökning. Detta medförde svårigheter att särskilja

effekt av medelgödselgiva, effekt av variationer i gödselintensitet och effekt av lokal från varandra. Effekten av lokal ingick inte i arbetets överordnade problem men fanns ändock med i försöksutfallet. Arbetets formulerande del blev därför en upprepad process med svårighet att tolka vilka faktorer som var mest signifikativa. I avsnitt 5.6.5 "Beaktande av okontrollerade markvariationer" introduceras några använda metoder att särskilja effekt av behandling ur försöksmaterialet.

Konkurrens mellan närliggande plantor resulterar i att lokal tillväxt kan ske på bekostnad av omgivningen. Detta gav "skenbart?" mycket lokal verkan av rumsliga variationer i gödslingsintensitet mellan små delytor. Mot bakgrund av detta erfordrades metoder att analysera konkurrenseffekten mellan grannar i ett bestånd. Avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal" behandlar en användbar metod.

Ett delproblem gällde hur osäkra eller missade observationer skulle beaktas. Detta och några andra delfrågor tas upp i avsnitt 5.7 "Övriga förtydliganden".

5.6.3 Definition av observationsenhet och observationsyta

Rader skördades efter varje såbill i längder om tre meter. Problemet begränsades därmed till en dimension, dvs. tvärs sårriktningen. Utifrån detta kunde rader betraktas som diskreta punkter eller som intervall av en geometrisk utsträckning i rät vinkel mot sårriktningen. Motsvarande gällde för placerad gödsel då denna placerades centrerat i sårads mellanrummen. Här uppstod första problemet. Vad kunde räknas som behandling till en avgränsad observationsyta?

En experimentenhet definieras som den minsta del av ett experimentmaterial där två enheter i ett visst försök kan få olika behandling. I genomförda försök gällde detta för enskild sårad, men vad utgjorde behandling för en "diskret" rad när den inte kunde hänföras till en isolerad yta?

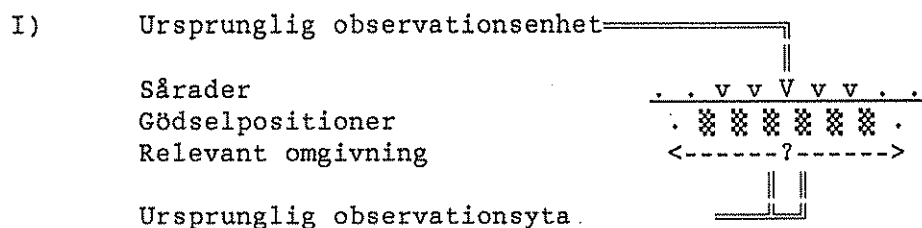
Egentligen var kombinationer av behandlingar till rader fixerade till definierade spridningsmönster vilket gav RUTA som experimentenhet. Skall tolkningen av begreppet experimentenhet hårdras ytterligare var hela fältplanen en experimentenhet beroende på systematisk planläggning av försöksrutor.

För att råda bot mot förvirring infördes benämningen "ursprunglig observationsenhet" för en skördad sårad om tre meter. Till denna observationsenhet hänfördes den variabla yta vilken definierats så som "relevant omgivning" till en enskild sårad. Till den variabla ytan infördes benämningen "ursprunglig observationsyta". (Den variabla ytan motsvarade närmast vad som kunde liknas vid en fysisk experimentenhet). Storleksbenämningen till en ursprunglig observationsyta blev "en rad" vilket anspelade på såradsavstånd ggr tre meter. I figur 5.5 illustreras symboliskt benämningarna ursprunglig observationsenhet, relevant omgivning och ursprunglig observationsyta.

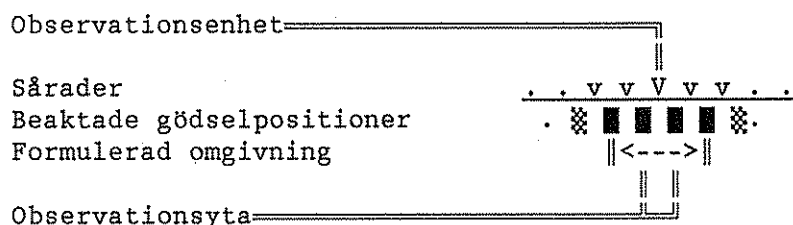
Vid sammanvägning av bredvidliggande observationsenheter kunde två olika principer definieras. Dessa gällde sammanvägningen av behandlingar till de ursprungliga observationsytorna och avsåg:

- a) Icke lineariserade behandlingsfaktorer
- b) Lineariserade behandlingsfaktorer.

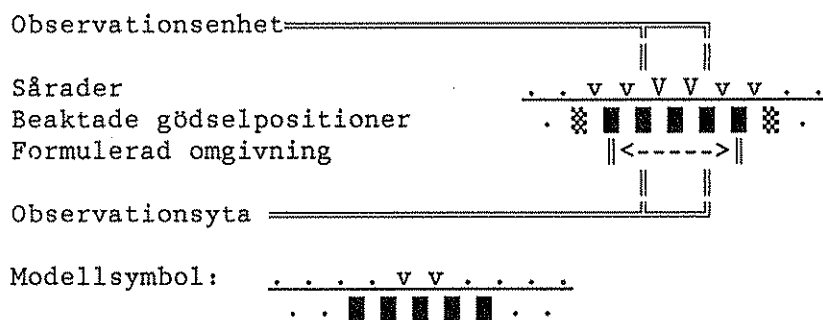
Med behandlingsfaktor jämfördes varje kvalitativ eller kvantitativ beskrivning av placerad gödsel inom en relevant omgivning, benämnd observationsyta. Enligt b beräknades en sammanvägd behandlingsfaktor genom att väga samman de ingående observationsenheterernas modelluttryck med insatta variabelvärden. Alla icke b hän-



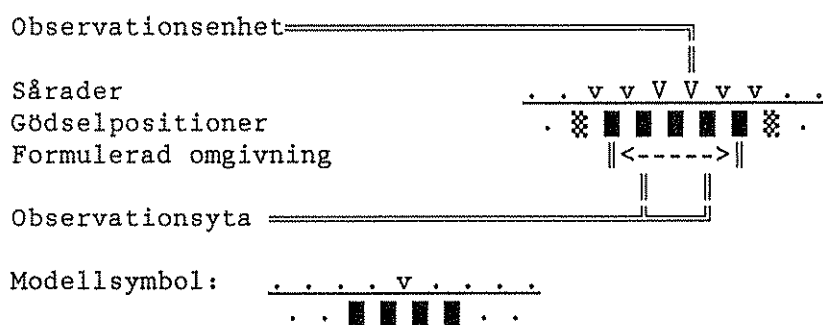
II) Införandet av en modell som beskriver en rads avkastning som funktion av gödsel i de två närmaste radmellanrummen kan illustreras med följande.



III) Observationsytan två rader och icke lineariserad behandlingsfaktor och motsvarande utsträckning i beaktande av gödselad omgivning som II) kan symboliseras i följande illustration.



IV) Observationsytan två rader och lineariserad behandlingsfaktor och beaktande av gödselad omgivning enligt II) och III) kan symboliseras i följande illustration.



Figur 5.5 Symbolisk illustration av benämningar enligt texten. x symboliserar gödselpositioner och ■ beaktade gödselpositioner.

fördes till a. Det var endast med kvantifierade behandlingsfaktorer som principfall b kunde bli aktuellt. Linearisering berörs ytterligare längre fram i texten. För nomenklaturens skull infördes regeln att observationsenhet i principfall b alltid anspelade på vilken observationsyta lineariseringen av behandlingsfaktorerna baserades, medan den i övrigt anspelade på observationsyta.

(Ett alternativ var att definiera ursprunglig observationsenhet till intervallet mellan två bredvidliggande sårader. Detta hade inneburit en centrering av observationsyta till gödselbill samt medfört en lägre högsta upplösning i beaktandet av placerad gödsel. Med vald definition motsvaras alternativet av observationsyta lika med två rader).

I modeller som kommer att presenteras har även observationsenheten halva rader definierats. Mer om detta i avsn. 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller".

5.6.4 Linearisering

I avsnitt 4.1.1 "Matematik" presenterades hur Taylor-serie utveckling kan användas till att beräkna ojämnheters inverkan på medelutbyte under givna förhållanden. När en funktion kan Taylor-serie utvecklas ger detta en seriefunktion med potenser av de oberoende variablerna. En sådan seriefunktion blir linear mot sina parametrar, vilket i princip innebär att funktionens värde kan representeras med ett rätlinjigt samband gentemot varje variabel term i serien.

Med lineariserade behandlingsfaktorer i samband med sammanvägning till större observationsytor avses att serieexpanderade funktionsuttryck, för observationer definierade på observationsenheter, sammanvägs till ett funktionsuttryck för den sammanvägda observationen, definierad på observationsyta.

Observationsenhet lika med "en halv rad", vilken introduceras längre fram i texten, motsvarar en ökad upplösning i beaktandet av placerad gödsel. Den högsta upplösningen i observation var observationsytan "en rad", vilket medförde att modeller med observationsenhet "en halv rad" endast kunde testas lineariserat till observationsytan "en rad".

5.6.5 Beaktande av okontrollerade markvariationer

Detta avsnitt berör två olika metoder att beakta markens heterogenitet vid parameterberäkning för testade modeller. Dessa baseras på att markvariationer kan medräknas i parametrar vilka ej är betydelsefulla för arbetets övergripande problem och kan indelas i metod att särbeakta:

- a) partier av försöksytan
- b) lokalen relaterat till observationsytan.

Analyser för studier av avkastningsvariationer i en lokal behandlas i avsnittet 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal". Blockindelning i traditionell mening behandlas icke.

I fall a kunde partier av försöksytan indelas i sammanhängande delytor av försöksfältet eller i grupper av delytor. Gruppering av delytor gavs efter upprepad process med analys av avvikelser.

I fall b valdes en större observationsyta som lokal vari en mindre observationsyta centrerades.

För fall a och b tillämpades två olika principer (i) och (ii) vilka därmed inte var bundna till indelningen i a och b.

- (i) Avkastningsvariationer beror delvis av okontrollerbara variationer av tillgängligt markkväve. Markens innehåll av ett ämne som också utgör en variabel kan jämföras med sin variabel. Skillnaden mellan tillgängligt naturligt markkväve och gödslat kväve kan sammanfattas med att den gödslade kvävemängden var känd.

Med andragsgradspolynom gavs viss möjlighet att låta okontrollerad kvävetillgång medräknas i funktionens parametrar. Detta exemplifieras enklast med en andragsgradsfunktion och en oberoende variabel ($y=a+bX+cX^2$) där X är den oberoende variabeln för kvävenivå. Med $X=x+m$ där x representerar gödslat kväve och m markkväve kan y tecknas:

$$y = a + bm + cm^2 + (b+2cm) \cdot x + cx^2 \quad \text{vilket kan skrivas}$$

$$y = a' + b'x + cx^2 \quad \text{där}$$

$$a' = a + bm + cm^2 \quad \text{och}$$

$$b' = b+2cm$$

Detta medför att en gemensam markkvävenivå för i :te partiet av ett fält beaktas med modellen:

$$y = a_i + b_i x + cx^2 \quad (1)$$

För arbetets övergripande problem är avkastningsfunktioners krökning av intresse men det är däremot inte avkastningsfunktioners nivå. Modellen kräver $2 \cdot i + 1$ observationer för att beräkna alla parametrar. Med fler än $2 \cdot i + 1$ observationer ges frihetsgrader för att beräkna en genomsnittlig kvadrataavvikelse.

Modellen förutsätter att m_i är konstant inom i :te ytan. Detta skall jämföras med att antaga helt lika markkvävenivå för hela försöksytan. Blockeffekter beaktas med denna modell.

- (ii) Den andra principen baseras på skillnader i behandlingsfaktorer mellan en mindre observationsyta centrerat i en större. Med lineariserade behandlingsfaktorer blev den mindre observationsytan en äkta delmängd av den större både vad avser observation och behandlingsfaktor. Principen utnyttjades till anpassa skillnaden mellan mängd och delmängd för observation till motsvarande för behandlingsfaktor. Detta gjordes i sin tur enligt två olika principer. Skillnaden mellan dessa kan beskrivas med att den ena beaktade komplementet till delmängden som omgivning, medan den andra beaktade hela mängden som lokal. I bägge fallen anpassades en viktsfaktor som optimerade lokalens inflytande på regressionen.

5.6.6 Samvariationer i mindre lokal

Avkastningens samvariationer mellan grannar på fältet gavs två olika aspekter, nämligen samvariationer som resultat av:

- Samvariationer mellan närliggande lokalers markegenskaper
- Växelverkan mellan grannar.

Med a avsågs markens heterogenitet och med b avsågs samverkan av grannars växelverkan under växtperioden. Med granne jämföras observationer på bredvidliggande observationsytor.

Den principiella skillnaden mellan analyser med aspekt a och b kan sammanfattas med att a relaterade till fix observationsyta och b till avståndsrelaterad observation.

Samvariationer studerades med hjälp av korrelationsberäkningar och diagram. Merparten av dessa studier baserades på avvikelser efter anpassning till någon modell. Under aspekt b behandlades kanteffekter som ett separat problem. Dessa studerades huvudsakligen utifrån beräknade diagram.

Korrelationsberäkningar gjordes enligt två olika principer:

- a) Korrelationskoefficienter för avvikelser till närliggande observationer kopplat till nivå av variabeln RAD.
- b) Auto-korrelationskoefficienter mellan grannars avvikelser.

Under a och b faller också motsvarande kovariationsberäkningar. Princip a användes bl.a. som utgångspunkt för konstruktion av diagram som illustrerade samvariationer inom RUTA. Se punkt (i) nedan. Princip b innefattade också semi-variogram teknik vilken introduceras under punkt (ii). Semi-variogram teknikens möjligheter berörs också i Kapitel 10 "Slutdiskussion".

- (i) Utifrån kovariationsberäkningar mellan avvikelser till olika RAD konstruerades två olika typer av diagram. Avvikelserna beräknades principiellt med en en-vägs variansanalysmodell som plockade bort effekt av försöksruta på fältet (RUTA). Utifrån avvikelserna skattades en varians- kovariansmatris för alla nivåer av RAD. I denna matris motsvarade diagonalelementen skattningar av genomsnittlig kvadratavvikelse för varje nivå av variabeln RAD så att element (i,i) representerade $RAD=i$. Övriga element $(i \neq j)$ motsvarade genomsnittlig avvikelseprodukt (kovariansskattning) mellan $RAD=i$ och $RAD=j$. Summan av matrisens element blev noll eftersom summa avvikelser till varje RUTA var noll. Om variationer inom RUTA var helt slumpmässiga så förväntades alla kovarianser vara lika stora. Rent beräkningstekniskt blir dock den genomsnittliga kovariansskattningen lika med matrisens trace dividerat med $n(n-1)$ och med negativt tecken där n står för antalet nivåer av RAD.

Den ena typen av diagram som kommer att presenteras har antalet summerade element som ordinata och summan av diagonalelementen som abscissa. Elementen summerades gruppvis med ordning elementen $(i,i), (i,i+1), (i,i+2), \dots, (i,i+m)$ där $1 \leq (i+m) \leq n$ och n var antalet nivåer av RAD i analysen. Denna diagramtyp presenteras både med observationsyta "en rad" och glidande observationsyta "två rader".

Den andra typen av diagram har beräknad variansskattning som abscissa och ett börvärde som ordinata. Börvärdet är beräknat med antagandet om oberoende mellan enskilda raders avvikelser inom RUTA. Den beräknade variansskattningen baseras på varians- kovariansmatrisen. Först medelvärdesbildades elementen $(i,i), (i,i+1), (i,i+2), \dots$ och $(i,i+m)$. Dessa medelvärden vägdes sedan till variansskattningar för observationsytor med omfång från "en rad" till "k rad". Viktsfaktorerna för medelvärden baserade på elementen $(i,i), (i,i+1), (i,i+2), \dots$ och $(i,i+m)$ gavs av serien $1/k, 2(k-1)/k^2, 2(k-2)/k^2, \dots$ och $2/k^2$. (Observera som exempel att $k=2$ ger $2/k^2$ redan i andra termen.)

- (ii) En principiell skillnad mellan produktkorrelationsmoment (korrelationskoefficient) och auto-korrelationskoefficienter är att auto-korrelationer baseras på en gemensam variansskattning.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

För att undersöka om bredvidliggande avvikelser var oberoende av varandra beräknades Mean-Square Successive Difference (MSSD) (Wonnacott & Wonnacott, 1972 s 411)

$$MSSD = 1/(n-1) \sum_{i=2}^n (x_i - x_{i-1})^2$$

Då $E(MSSD) = 2 \sigma^2 - 2 \text{cov}(x_i, x_{i-1})$

ges under hypotesen att bredvidliggande rader är oberoende:

$E(MSSD/\sigma^2) = 2$ vilket kan skattas med

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (x_i - x_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Väntevärdet för $d = 2$ och $\text{Var}(d)$ är approximativt $(n-2)/n^2$ där n är antalet observationer. Exempelvis kan nämnas att med $n = 61$ blir ett 95%-igt konfidensintervall för hypotesen: $MSSD/\text{Var}(x)=2$, lika med

$$1.746 \leq MSSD/\sigma^2 \leq 2.254.$$

Denna test motsvarar att studera korrelationen mellan grannar och benämnes ofta Durbin-Watson d statistic.

För en infinit serie kan variansens väntevärde för medelvärdet av bredvidliggande grannars avvikelser tecknas:

$$\text{Var}((x_i + x_{i-1})/2) = (\text{Var}(x) + \text{cov}(x_i, x_{i-1}))/2.$$

Då

$$E(MSSD) = 2 \text{Var}(x) - 2 \text{cov}(x_i, x_{i-1}) \quad \text{ges att}$$

$$E(MSSD) = 4 (\text{Var}(x) - \text{Var}((x_i + x_{i-1})/2))$$

vilket ger oss möjlighet att skatta $E(MSSD/\sigma^2)$ med:

$$Dw-d = 4(1 - MS_{avlem}/MS_{avkl}). \tag{2}$$

Benämningen $Dw-d$ i texten refererar till ovanstående definition.

På motsvarande sätt erhålles ett uttryck för en diskret auto-korrelationsfunktions första term ($\phi(1)$).

$$\phi(1) = 2 \cdot \text{Var}((x_i + x_{i-1})/2) / \text{Var}(x) - 1 \quad \text{vilket kan skattas med}$$

$$r(1) = 2 \cdot MS_{avlem} / MS_{avkl} - 1 \tag{3}$$

Ovanstående visar en koppling mellan $\phi(1)$ och $E(MSSD)/\sigma^2$. Med respektive skattning ges att:

$$DW-d = 2(1-r(1)). \tag{4}$$

Eftersom detta gäller för ett par så gäller det också för alla par i en stationär stokastisk process av obegränsad längd. Av detta följer en koppling mellan semi-variogram och auto-korrelogram. Ett semi-variogram motsvarar nämligen $MSSD/2$ beroende av avståndet mellan observationerna. Divisionen med faktorn 2 och benämningen semi-variogram har sin grund i att oberoende mellan ingående observationer ger ett väntevärde lika med variansen. Som en parentes kan nämnas att division av semi-variogramvärden med MS_e för enskilda observationer ger vad som kan benämnas ett normerat semi-variogram. Detta blir lika med ett minus auto-korrelogrammet under förutsättning att auto-korrelogrammet baseras på kovariansskattningar och inte definieras som exempelvis serie-korrelationskoefficienter. $(r(k))$. (Def.se Hansen, 1971)

$$r(k) = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

Vilken teknik som användes påverkar inte det principiella förfarandet när det gäller att finna vilket avstånd som erfordras för att två observationer skall anses som oberoende.

Semi-variogram och autokorrelogram har beräknats i begränsad omfattning. DW-d har beräknats bl.a. för att kontrollera regressionsmodeller som beräknats både med AVK1 och AVKM som beroende variabel.

5.6.7 Regressionsmodeller

Detta avsnitt presenterar modeller som ingår i resultatredovisningen. Avsnittet inleds med en definiering av modell-nomenklatur. Därefter presenteras några modeller som kräver förtydliganden. Flertalet presenterade modeller talar för sig själva. Presentationen berör huvudsakligen modeller med kvantitativa oberoende variabler.

5.6.7.1 Modell-nomenklatur

Överlag skrivs variabler med versaler och variabelvärden, parametrar eller parameterskattningar med gemena. Detta medför att en modell för avkastningens samvariation med gödselgivan bl.a. kan tecknas

$$AVKM16 = MGIVA \quad \text{eller}$$

$$AVKM16 = Int + mgiva_{i,j} + res_{i,j}$$

Int förtydligar att modellparametrar gäller modellen med ett intercept. Med $res_{i,j}$ eller $err_{i,j}$ avses avvikelser, försöksfelet eller residualen för observation i, j . AVKM16 skrivs med versaler men kan efter indexering representera variabelvärden och skrivas med gemena. Av praktiska skäl används genomgående alternativet med versaler. Med modellen

$$AVKM16 = a + b \cdot X + block_{i,j} + res_{i,j}$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

ges interceptet av parametern a . X är en oberoende kvantitativ variabel och $block_i$ representerar avvikelserna för i :te blocket. b är en parameter för AVKM16's beroende av X . a eller b indexeras om modellen innefattar flera parametrar a eller b . X är en kvantitativ variabel och indexeras inte i en modell.

Vid beskrivning av hur en variabel beräknas kan indexering användas för att anspela på att variabeln är kopplad till observation i eller $i-1$. Som exempel:

$$XFE_i = (XE_{i-1} + XE_i) / 2 \quad \text{eller}$$

$$XFE_i = (XF_i + XF_{i+1}) / 2 \quad \text{vilket också kan skrivas}$$

$$XFE = (XF + XE) / 2.$$

När den beroende variabeln avser ett medelvärde över en bestämd observationsyta anges detta exempelvis som AVK1=... ,AVKM=... ,AVKM2=... etc. (se avsnitt 5.2 "Definiering av variabler och nomenklatur"). Skrivs modellen $Y=...$ avses modellen med obestämd beroende variabel.

Statistiska parametrar skrivs med versaler. Variationskoefficienten tecknas CV. (I övriga sammanhang används beteckningen vk.) MSe (MSerr eller MSres) står för "Mean-Square error" och kan representera en variansskattning. Indexeringen ges med gemena och kan för förtydligandet motsvara variabelnamn. R^2 avser modellens korrelationskoefficient. F representerar F-tal.

5.6.7.2 Förtydligande modellbeskrivningar med kvalitativ oberoende variabel

Ur analysen framkom behovet att införa efterkonstruerade klassindelningar. Merparten av dessa hade sin upprinnelse i en varannanradseffekt i försöksutfallet. Denna var så markant att faktorn LADA (sålåda på maskinen) inte kunde lämnas utan speciellt hänsynstagande. Detta faktum kom att bli tongivande för analysen på två sätt. För det första ledde det till att merparten av sammanläggningar till observationsytor viktades så att antalet rader från resp. sålåda blev lika. En konsekvens blev också att merparten av den deskriptiva analysen, med hög upplösning i beaktandet av placerad gödsel, koncentrerades till glidande medelvärden av två bredvidliggande rader, dvs. AVKM. Den andra konsekvensen blev att vissa nivåer av PATTERN inte blev direkt jämförbara genom att dessa var kopplade till bara en sålåda eller till vissa grupper av RAD.

Exempel på modell med efterkonstruerad gruppindelning ges av exempel 1 och ett förtydligande av modeller med icke kompletta block ges i exempel 2.

Exempel 1:

Modell:

$$AVK1 = Int + (grupp * mgiva * pattern3)_i + err_{i,j}$$

Denna modell presenteras för 1980 och 1981 års försök och gäller då olika gruppindelningar. Nyttan av modellen skiljde också mellan åren men principen var likartad. Införandet av grupp medförde att olika RAD i de ogödslade rutorna kunde utgöra jämförande referens för motsvarande i gödslad omgivning.

Ett följdexempel blir modellen:

$$AVKM = Int + (gruppm*mgiva*pattern3m)_1 + err_{1,1}$$

Denna modell presenteras här som exempel på icke lineariserad behandlingsfaktor. Variablerna GRUPPM och PATTERN3M ger unika nivåer för varje kombination av GRUPP resp. PATTERN3.

Exempel 2:

1981 och 1982 års försök analyserades med indelning i icke kompletta block. Nedanstående blockindelning ingick i många analyser mot bakgrund av kraftiga fältvariationer. För 1981 indelades ytan i block om två bredvidliggande ROW. Dessa gavs variabelnamnet ROWS2. Med denna "incomplete block design" modell kom varje block att bestå av 4 rutor vilka var grannar på fältet. Markvariationer som förklaras av modellen påverkar skattade behandlingseffekter och därmed också skattade skillnader mellan jämnt och ojämnt gödslat. För 1981 års försök med 14 såmaskinsdrag gav ROWS2 sju block:

- Ett block med ojämnt gödslat och de 4 olika givorna.
- Två block med två ogödslade och två gödslade rutor vardera så att alla givorna förekommer gemensamt med ogödslat.
- Fyra block bestående av ojämnt och jämnt gödslat med två gödselgivor för vardera och med två upprepningar.

Två gödselgivor förekommer inom blocken så att MGIVA 46 och 170 resp. 87 och 125 kg N/ha bildar två par vilka förekommer gemensamt. Nivå av ROWS2 ansluter till den högre nivån för ROW av de två ROW som bildar block. Med samspelstermen (ROWS2*COL) kom varje block att bestå av två rutor vilka var grannar på fältet. Den principiella skillnaden jämfört med block enligt ROWS2 var att endast parvisa gödselgivor, enligt beskrivningen ovan, delade blocktillhörighet. Alla behandlingar blev dock, via ogödslat, indirekt kopplade till varandra.

Motsvarande gav för 1982 en indelning i block ROWS3 vilket analogt med ovanstående representerade tre bredvidliggande ROW. Med tjugofem såmaskinsdrag i försöket kunde ROWS3 bildas så att första och sista blocket innefattade endast två såmaskinsdrag. Alternativt kunde ett av de yttersta såmaskinsdragen uteslutas vilket skulle ge åtta block med tre nivåer av ROW i varje block. Blockindelningen valdes enligt det första alternativet.

Med block enligt ROWS3, av vilka merparten innefattade sex närliggande rutor, blev alla (SMÖNST*MGIVA) direkt eller indirekt jämförda med varandra. I tabell 5.1 åskådliggöres vilka behandlingar som delar block enligt ROWS3 minst en gång.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Tabell 5.1 Behandlingar som delar blocktillhörighet under variabeln ROWS3. Tabellen består i princip av två tabeller där vänstra sidan skall läsas radvis och den högra kolumnvis. Den vänstra sidan åskådliggör vilka olika SMÖNST som delar block under MGIVA och den högra visar vilka MGIVA som delar blocktillhörighet under olika SMÖNST.

SMÖNST					MGIVA	SMÖNST								
K	A	1	J	n		A			1		J			
					n=	2	2	2	2	2	2	2	2	2
x	x			1										
x		x		1	47	x	x		x		x			
	x	x		1										
	x		x	1										
x	x			1										
x		x		1	86	x		x		x			x	
	x	x		2										
	x		x	1										
x	x			1										
x		x		1	137	x		x		x			x	
	x	x		1										
	x		x	1										
x	x			1										
x		x		1	185	x	x		x		x			
	x	x		2										
	x		x	1										
x			x	2	273									x
x			x	2	370									x

5.6.7.3 Deskriptiva kvantifierade modeller

Löpande i texten presenteras modellbeteckningar som avser att identifiera respektive modell. Modellbenämningarna anspelar på grundmodell, hur den oberoende variabeln är beräknad samt varianter enligt:

modellnr.oberoende variabel.variant

I arbetets övergripande problem ligger att finna möjliga modeller vilka beskriver övergången mellan de två principiellt olika betraktelsesätten:

$y = f(x.)$ respektive

$y. = \sum f(x_1)/n$ (Detta är behandlat i avsnitt 4.1.1 "Matematik").

I dessa uttryck symboliserar $f(x)$ en känd funktion. Analysens formulerande fas syftade till att formulera funktioner, och i denna fas gavs ojämnheten en annan aspekt än vad som framgår av ovanstående princip. Denna aspekt var att formulera modeller för gödseffekt till observationsenhet. Den ojämnheten som i denna fas blev aktuell gällde ojämnheten inom den "relevanta omgivningen" knuten till observationsenheten.

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

En grundtanke bakom många av de testade modellerna var ett marginaltänkande enkelt uttryckt i följande formel:

$$y_{\pm} = f(x_{\pm}) + f'(x_{\pm \pm 1})$$

I följande presenteras modeller som ingår i redovisningen. Tankar bakom modellerna berörs utförligare i diskussionsavsnittet.

Modell 1:

$$1. \quad Y = a + bX + cX^2 \quad \text{eller} \\ Y = a'(X+m) + c(X+m)^2 \quad \text{där}$$

$$a = a' \cdot m + c \cdot m^2$$

$$b = a' + 2 \cdot c \cdot m$$

Med ett aritmetiskt medelvärde av placerad gödsel inom aktuell observationsyta tecknas modellen:

$$1.XM \quad y = a + bXM + c \cdot XM \cdot XM \quad \text{där}$$

XM beräknades som ett viktat medelvärde av XFE för sammanvägda rader. Modell 1.XM är sålunda en modell som inte lineariseras avseende behandlingsfaktor.

$$1.XFE \quad AVK1 = a + bXFE + c \cdot XFE \cdot XFE$$

Noteras kan att modell 1.XM med beroende variabel AVK1 är indentisk med modell 1.XFE.

$$1.XV \quad AVK1 = a + bXV + c \cdot XV \cdot XV \quad \text{där}$$

XV är ett viktat medelvärde av placerad gödsel i de två närmaste radmellanrummen på ömse sidor om AVK1.

$$XV = 0.75 \cdot XFE + 0.25(X2F+X2E)/2$$

$$1.Xk \quad AVK1 = a + bX + c \cdot X \cdot X \quad \text{eller} \\ AVK1 = a'(X+m) + c(X+m)^2 \quad \text{där}$$

X är ett viktat medelvärde av placerad gödsel i de två närmaste radmellanrummen på ömse sidor om AVK1.

$$X = (1-k)XFE + k \cdot (X2F+X2E)/2 \quad \text{där}$$

parametern k regressionsanpassas. Modell 1.Xk med k= 0.25 ger modell 1.XV och med k=0 erhålles modell 1.XFE. Modell 1.Xk är en icke-linear modell, vilket innebär att den icke är linear i sina variabler.

$$1.Xz \quad AVK1 = a + bX + c \cdot X \cdot X \quad \text{eller} \\ AVK1 = a'(X+m) + c(X+m)^2 \quad \text{där}$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

X är ett viktat medelvärde av placerad gödsel i de fyra närmaste radmellanrummen på ömse sidor om AVK1.

$$X = (1-z) \cdot XFE + (1-z)z \cdot (X2F+X2E)/2 + (1-z)z^2(X3F+X3E)/2 + (1-z)z^3(X4F+X4E)/2$$

I modell 1.Xz regressionsanpassas parametern z, på vilken viktsfaktorerna baseras. Viktsfaktorerna utgör den geometriska serie som erhålles vid serieexpansion av $a/(1-z)$ och där a sättes till $1-z$ för att summa viktsfaktorerna skall bli 1. Eftersom serien begränsades till de fyra första termerna erhöles en rest lika med z^4 . I de tidigare beräkningarna korrigerades för denna rest, men i presenterade analyser har den ansetts försumbar. För att resten skall bli en procent måste beloppet av z vara större än 0.56. Serieexpansionen är definierad på intervallet $-1 < z < 1$. I tabell B.42 ges viktsfaktorerna uträknat för några olika värden på z.)

Modell 1.Xz(x) var en vidareutveckling av modell 1.Xz där parametern z erhöles som en funktion av gödsel i en mindre lokal.

$$1.Xz(x) \text{ AVK1} = a'(X+m) + c(X+m)^2 \quad \text{där}$$

X är viktat enligt modell 1.Xz och där

$$z = -\arctan(q(XLOKAL-r)).$$

q och r regressionsanpassades och

$$XLOKAL = (X2F+XF+XE+X2E)/4.$$

I tabell B.46 ges uträknat värde på z för några olika värden på q och r till modell 1.Xz(x).

Modell 1.Xz(x) vidareutvecklades ytterligare i modell 1.Xz(x)exp.

1.Xz(x)exp:

$$\begin{aligned} \text{AVK1} &= a + bX + c \cdot X^t && \text{eller} \\ \text{AVK1} &= a'(X+m) + c(X+m)^t && \text{där} \end{aligned}$$

X är enligt modell 1.Xz(x) och t regressionsanpassas. (Egentligen är inte 1.Xz(x)exp en modell 1.) Modell 1.Xz testades också som en del av en s.k. Spline-funktion, dvs. en funktion uppdelad i segment. Modell 1.Xzcut indelades i tre segment:

1.Xzcut:

$$\begin{aligned} \text{AVK1} &= a_0 + b_0(X+m) && \text{för } X+m < \text{cut1} \\ \text{AVK1} &= a'(X+m) + c(X+m)^2 && \text{för } \text{cut1} \leq X+m \leq \text{cut2} \\ \text{AVK1} &= a_1 + b_1(X+m) && \text{för } X+m > \text{cut2}. \end{aligned}$$

där X ansluter till modell 1.Xz. Parametrarna cut1 och cut2 är funktionens regressionsanpassade segmentövergångar. Modellens första och tredje segment utgörs av räta linjer och det mittersta beskrivs av modell 1.Xz. Modellen gjordes kontinuerlig med kontinuerlig derivata vilket medför att

$$\begin{aligned} a_0 &= -c \cdot (\text{cut1})^2 \\ b_0 &= a' + 2 \cdot c \cdot \text{cut1} \\ a_1 &= -c \cdot (\text{cut2})^2 \\ b_1 &= a' + 2 \cdot c \cdot \text{cut2}. \end{aligned}$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

För att finna lämpliga startvärden anpassades först en funktion bestående av två räta linjer med en skärningspunkt. Utifrån dessa parametervärden sattes startvärdet för cut1 till 25 kg mindre och cut2 till 25 kg mer än den på så vis uppskattade brytpunkten. Från dessa startvärden och kriteriet kontinuerlig derivata beräknades startvärden för övriga parametrar.

Modell 1.XF baseras på experimentenheten "en halv rad" men eftersom den minsta observationsytan är "en rad" tecknas modell 1.XF:

$$1.XF \quad AVK1 = a + bXFE + c(XF^2 + XE^2)/2$$

Modellen skulle kunna tecknas:

$$AVK1 = a + bX + cX^2 \quad \text{där}$$

X = XF alternativt XE för respektive "radhalva".

Modell 2:

$$2. \quad \begin{aligned} AVK1 &= a + b((1-k)XFE + k \cdot X2FE) + c((1-k)^2 XFE \cdot XFE + 2k(1-k)XFE \cdot X2FE) \\ AVK1 &= a + b(1-k)XFE + c(1-k)^2 XFE^2 + b \cdot k \cdot X2FE + ck(1-k)XFE \cdot X2FE \end{aligned}$$

där $X2FE = (X2F + X2E)/2$. Modell 2 är icke-linear och är i ord modell 1.XFE med marginaltillskott av $X2FE$ beräknat som derivatan av 1.XFE med insatt värde XFE ggr $X2FE$. Parametern k medför att summa viktsfaktorer blir 1. Den konkreta skillnaden mellan modell 2 och 1.Xk är att termen med $X2FE^2$ inte är med i modell 2. Modell 2 gavs en linear variant i modell 2.B.

$$2.B \quad AVK1 = a + b \cdot XFE + c \cdot XFE^2 + d \cdot X2FE + e \cdot XFE \cdot X2FE$$

Modell 2.B har en parameter mer än modell 2. Detta användes till att från modell 2.B beräkna två skattningar av k enligt modell 2. Dessa skattningar, k_b och k_c , kan hänföras till modellernas första- resp. andrageradsterm.

En jämförelse av modell 2 och modell 2.B ger:

$$c_B = c(1-k)^2$$

$$e_B = 2c \cdot k(1-k)$$

$$b_B = b \cdot (1-k) \quad \text{och}$$

$$d_B = b \cdot k \quad \text{där}$$

index B refererar till modell 2.B och ingen indexering till modell 2. Ur dessa uttryck ges två möjligheter (k_b och k_c) att beräkna k från estimat för modell 2.B. Det blir två möjligheter då ekvationssystemet är överbestämt. Dessa tecknas:

$$k_b = d_B / (b_B + d_B) \quad \text{och}$$

$$k_c = e_B / (2c_B + e_B)$$

Modell 3:

Modell 3 representerar bl.a. en övergång mellan modell 1.XFE och modell 1.XF.

$$3.XFE \quad AVK1 = a + bXFE + cXFE^2 + d \cdot XF \cdot XE$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Eftersom $XFE^2 = (XF + XE)^2 / 4$ fick samma modell en alternativ formulering:

$$3.XF \quad AVK1 = a + bXFE + c(XF^2 + XE^2)/2 + c \cdot XF \cdot XE$$

Notera att:

$$\begin{aligned} c_{xfe} &= c_{xfo} / 2 && \text{och} \\ d_{xfe} &= c_{xfo} / 2 + d_{xfo} && \text{samt att} \\ c_{xfe} + d_{xfe} &= c_{xfo} + d_{xfo} \end{aligned}$$

(Index xfe och xf hänvisar till resp. modellbeteckning.)

Marginaltänkandet bakom modell 2 applicerades på modell 3 med marginaltillskott av motstående radmellanrums gödsel lineariserat till observationsenheten "en rad". Detta definierade en parameter p i följande alternativa uttryck för modell 3:

$$\begin{aligned} 3.XFE \quad AVK1 &= a + bXFE + c' (2((1-p)/(1+p)) \cdot XFE^2 - ((1-3p)/(1+p)) \cdot XF \cdot XE) \\ 3.XF \quad AVK1 &= a + bXFE + c' (((1-p)/(1+p)) \cdot (XF^2 + XE^2) / 2 + (2p/(1+p)) \cdot XF \cdot XE) \end{aligned}$$

Med $p = 0$ erhålles modell 1.XF med $c=c'$ och med $p = 1/3$ erhålles modell 1.XFE med $c=c'$. Parametern p uttrycker således en kontinuerlig övergång mellan de två modellerna. Parametern p kan beräknas med:

$$\begin{aligned} p &= (c_{xfo} + 2d_{xfo}) / (3c_{xfo} + 2d_{xfo}) \quad \text{eller} \\ p &= d_{xfo} / (2c_{xfo} + d_{xfo}) \end{aligned}$$

Med jämnt gödsel (X) kan produkttermerna ersättas med $(c+d) \cdot X^2$ och $(c+d)$ som motsvaras av c' i modellen ovan kan tecknas:

$$\begin{aligned} (c+d) &= c_{xfo} \cdot (1+p) / (2(1-p)) && \text{eller} \\ (c+d) &= c_{xfo} \cdot (1+p) / (1-p) \end{aligned}$$

Modell 4:

Ett alternativt betraktelsesätt till modell 3 utgörs av modell 4. Modell 3 och 4 skiljer endast i definitionen av parametern p. (Det finns en analogi mellan jämförelsen av modell 3 och 4 resp. modell 2 och 1.Xk.) I modell 4 är observationsenheten "en halv rad" där gödsel till resp. "radhalva" viktas till $(1-p)XF + pXE$ och $(1-p)XE + pXF$. Detta betraktelsesätt medför att parametern $p=0.5$ ger modell 1.XFE och $p=0$ eller 1 ger modell 1.XF. En väsentlig skillnad mot modell 3 är dock att p kan anta imaginära tal beräknat från parametrarna c och d. De imaginära lösningarna uteblir däremot vid anpassning direkt till modell 4.

$$4. \quad AVK1 = a + bXFE + c' ((1-2p(1-p))(XF^2 + XE^2) / 2 + 2p(1-p) \cdot XF \cdot XE)$$

Beräknat p till modell 4 från parametrarna c och d enligt modell 3 blir imaginärt när $d_{xfo} < c_{xfo}$ och $(c+d) < 0$ samt när $c_{xfo} < d_{xfo}$ och $(c+d) > 0$.

Av de presenterade modellerna framgår två olika principer vilka representeras av bl.a. modellerna 3 resp. 1.Xk. Med modell 3 beaktas placerad gödsel i första radmellanrummet på ömse sidor om raden principiellt som två olika gödsel faktorer. Modell 1.Xk beaktar placerad gödsel i första radmellanrum som en faktor och gödsel placerad i andra radmellanrum som en annan faktor. Dessa två principer har jag kombinerat i modellerna 5, 6 och 7.

Modell 5, 6 och 7:

Principen för modellerna är tämligen enkel. Som exempel ingår termerna XFE och XFE² i modell 2. Dessa variabler kan uttryckas som funktioner av parametern p i enlighet med modell 3 och med insättning av dessa uttryck i modell 2 ges som exempel modell 5. Med modell 5 avses en kombination av modell 3 och modell 2. Detta ger:

$$5. \quad \begin{aligned} AVK1 = & a + b((1-k) \cdot XFE + k(X2F+X2E)/2) + \\ & +c \cdot ((1-k)/(1+k)) \cdot ((1-p)/(1+p)) \cdot (XF^2+XE^2)/2 + \\ & +c \cdot ((1-k)/(1+k)) \cdot (2p/(1+p)) \cdot XF \cdot XE + \\ & +c \cdot (2k/(1+k)) \cdot XFE \cdot X2FE \end{aligned}$$

Med modell 6 avses en kombination av modell 3 och modell 1.Xk. Detta ger:

$$6. \quad \begin{aligned} AVK1 = & a + b((1-k) \cdot XFE + k(X2F+X2E)/2) + \\ & +c \cdot ((1-k)^2(1-p)/(1+p)) \cdot (XF^2+XE^2)/2 + \\ & +c \cdot ((1-k)^2 \cdot 2p/(1+p)) \cdot XF \cdot XE + \\ & +c \cdot 2k(1-k) \cdot XFE \cdot X2FE + \\ & +c \cdot k^2 \cdot X2FE \cdot X2FE \end{aligned}$$

Med modell 7 avses en kombination av modell 4 och 1.Xk. Detta ger:

$$7. \quad \begin{aligned} AVK1 = & a + b((1-k) \cdot XFE + k(X2F+X2E)/2) + \\ & +c \cdot ((1-k)^2 \cdot (1-2p+2p^2) \cdot (XF^2+XE^2)/2) + \\ & +c \cdot ((1-k)^2 \cdot 2p(1-p) \cdot XF \cdot XE) + \\ & +c \cdot 2k(1-k) \cdot XFE \cdot X2FE + \\ & +c \cdot k^2 \cdot X2FE \cdot X2FE \end{aligned}$$

Modell 8:

Utgångsmodellen för modell 8 är $Y = a \cdot (1 - b \cdot e^{-cx})$

(ett alternativt skrivsätt: $Y = b_0 + b_1 \cdot (b_2)^x$)

På motsvarande sätt som för andragradspolynomen tecknades modeller med olika sätt att definiera X. Modell 8.p sammanfattar några av dessa genom vara analog med modell 4.

$$8.p \quad \begin{aligned} AVK1 = & a(1-Z) && \text{där} \\ Z = & (e^{-cx_1} + e^{-cx_2})/2 && \text{och där} \\ X1 = & p \cdot (XF+m) + (1-p)(XE+m) && \text{och} \\ X2 = & p \cdot (XE+m) + (1-p)(XF+m) && \text{där parametrarna } a, c, p \text{ och } m \text{ anpassas.} \end{aligned}$$

Med p satt till 0 eller 1 blir modellen analog med modell 1.XF och med p satt till 0.5 blir modellen analog med modell 1.XFE.

I presentationen ingår några varianter av modell 8.

$$8.MAX \quad \begin{aligned} AVK1 = & a(1-Z) && \text{där} \\ Z = & e^{-cx} && \text{och där} \\ X = & (XF+m) && \text{när } XF > XE \text{ och} \end{aligned}$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

$$X = (XE+m) \quad \text{när } XE > XF.$$

8.MIMA $AVK1 = a(1-Z)$ där

$$Z = e^{-cx} \quad \text{och där}$$

$$X = p \cdot XMAX + (1-p) \cdot XMIN + m \quad \text{och där}$$

XMAX är det högsta värdet av XF och XE samt
XMIN är det lägsta värdet av XF och XE.

8.SPEC $AVK1 = a(1-(Z1+Z2)/2)$ där

$$Z1 = e^{-cx1} \quad \text{och}$$

$Z2 = e^{-cx2}$ där X1 och X2 för observationer efter LADA=1 (maskinens främre sålåda) är:

$$X1 = (1+k_1) \cdot XF + m$$

$$X2 = (1+k_2) \cdot XE + m \quad \text{och efter LADA=2:}$$

$$X1 = (1-k_1) \cdot XE + m$$

$$X2 = (1-k_2) \cdot XF + m$$

Modellextensioner:

I texten presenteras tre modellextensioner:

$$-.Nm/n$$

$$-.Nvm/n \quad \text{och}$$

$$-.Num/n$$

I avsnittet 5.6.5 "Beaktande av okontrollerade markvariationer" punkt(ii) introducerades en metod som gavs modellextensionen N för Neighbour och u resp. v för två olika sätt att beräkna viktsfaktor. m/n avser delytans/ytans antal sårader.

Effekten i Y (dy) av en avvikelse i x (dx) kan tecknas:

$$dy = Y(x+dx) - Y(x).$$

Vid aggregering till AVKMm resp. AVKMn och med lineariserad behandlingsfaktor kan funktionsuttryck tecknas för resp. observationsyta. Om $n > m$ och ytornas centralpunkt sammanfaller kommer AVKMm att representera en delmängd av AVKMn. Ett sätt att ge uttryck för komplementet till AVKMm av AVKMn benämnt K kan vara:

$$K = (n \cdot AVKMn - m \cdot AVKMm) / (n - m)$$

Skillnaden i hektarskörd mellan AVKMm och K kan tecknas:

$$AVKMm - K = AVKMm(Xm) - K(Xk) \quad \text{där } Xm \text{ och } Xk \text{ representerar aktuella}$$

oberoende lineariserade variabler. Om en skillnad kan förväntas kan denna användas för regression av aktuell modell. Ett sätt är att teckna:

$$.Nm/v \quad AVKMm = AVKMm(Xm) + K - K(Xk).$$

Kapitel 5 ARBETETS GENOMFÖRANDE - FÖRSÖK A

Med detta uttryck kan regression med AVKMm baseras på skillnaden mot omgivningens avkastning sedan även omgivningen tillskrivits samma modell. Om komplementets och delmängdens modell ger lika residual kommer dessa att ta ut varandra och markvariationer filtreras bort. Skillnaden i samspelseffekt mellan respektive yta och behandling kommer dock att kvarstå.

K-K(Xk) är att betrakta som en avvikelse vilken kan tillskrivas en viktsfaktor vid regression. Detta gav:

$$.Nvm/v \quad AVKMm = AVKMm(Xm) + v \cdot (K - K(Xk))$$

Ett alternativ gavs genom att sätta in uttrycket $K = (n \cdot AVKMn - m \cdot AVKMm) / (n - m)$ i modell .Nvm/n och lösa ut AVKMm till vänsterledet:

$$.Num/v \quad AVKMm = AVKMm(Xm) + u \cdot (AVKMn - AVKMn(Xn))$$

$$u = v \cdot n / (n - m(1 - v))$$

Med $v=1$ som illustration kan noteras att skillnaden mellan de två senaste modellerna är att den första beaktar omgivningen i form av komplementet till AVKMm medan den andra beaktar hela AVKMn som omgivning. Tecknas modell .Num/n som:

$$(AVKMm - u \cdot AVKMn) / (1 - u) = (AVKMm(Xm) - u \cdot AVKMn(Xn)) / (1 - u)$$

kan man se att regressionsparametern u också representerar något som kan liknas vid Kriging. Kriging används till att finna vilka viktsfaktorer som minimerar MS_e vid medelvärdesbildningar.

För sammanvägningar till observationsytor större än AVKM16 användes utslutande AVKM25 vilket motsvarade att varje sammanvägning innefattade observationer efter såmaskinens samtliga billar. Mindre sammanvägningar begränsades till att innefatta $4 \leq \text{RAD} \leq 20$.

5.7 Övriga förtydliganden

Missade eller osäkra värden märktes med variabeln KOD. Tidiga analyser med glidande medelvärdesbildningar över fler än två sårader innefattade även observationer kodade som osäkra. Observationers värde uppskattades då med en variansanalysmodell. Modellen var $AVK1 = RUTA + SMÖNST * MGIVA * RAD$ och beräkning gjordes utan osäkra observationer. Uppskattat värde sattes till modellens värde för aktuell observation. Om ursprungligt värde avvek kraftigt från det uppskattade så valdes det senare dock med bibehållen kodning. Ett specialfall gällde några angrepp av gnagare där endast kärnor blivit uppätta. Då beräknades ett "ursprungligt värde" från uppskattad kärnprocent. I de tidigare regressionerna uteslöts observationen om någon av de ingående raderna kodats som osäker. I ett senare skede användes en metod att bara utesluta osäkra sårader. Metoden var att för varje uteslutna sårad utesluta alla oberoende variabler relaterade till den uteslutna såraden. Den senare och mer lämpliga principen gav att medelvärdet över n st sårader där en var osäker beräknades över de $n-1$ icke osäkra raderna.

I några glidande medelvärdesbildningar ingick 23 bredvidliggande sårader. Detta medförde, för varje nytt medelvärde, att en rads bortfall ersattes av en ny rad efter samma bill på såmaskinen. Kantrad ersatte då motsvarande kantrad i bredvidliggande RUTA etc.. För att ge mer rättvisande hektarskördar lades till data-mängden, mellan varje såmaskinsdrag, två icke existerande sårader med noll avkastning. I försöken låg inte såmaskinsdragen dikt intill varandra.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

6 FÖRSÖKSUTFALL

Kapitlet ger en presentation av försöksutfallet efter försök A. Tabeller och figurer redovisas huvudsakligen i bilaga B resp. C. I dessa bilagor förekommer också material vilket inte refereras i texten. Kapitlet är att betrakta som en dokumentation av försöksutfallen och efterföljande databearbetning.

6.1 Allmänt

Alla presentationer där inte annat anges gäller för RAD 5-20. Detta medför att rader, vilka ingår i merparten av analyserna, har minst tre rader som grannar på bägge sidor. För sammanvägningar till AVKM16 innebär detta att RAD 4 och RAD 20 blir viktade med halverad viktsfaktor vardera jämfört med övriga rader. (För AVK1 hade lika gärna RAD 4-19 kunnat ingå i analysen. RAD 5-20 valdes av praktiska skäl.) Alla avkastningar och gödselgivor presenteras i kg kärna resp. kg kväve per hektar.

6.2 Försöksmaterialet

För översikt av försöksutfallen hänvisas till bilaga C, figurerna C.1-C.4. Dessa figurer visar avkastningarna efter varje enskild sårad för åren 1979 och 1980 och efter varje såradsmellanrum för åren 1981 och 1982. Med "varje såradsmellanrum" menas AVKM och att AVKM presenteras har sin grund i en varannanradseffekt om vilket det kommer att ordas mer. Figurerna ansluter till figurerna A.1, A.3, A.5 resp. A.6, vilket möjliggör visuell jämförelse mellan gödselplacering och avkastning.

6.2.1 Varannanradseffekt

Skillnaden i avkastning efter såmaskinens främre resp. bakre sålåda blev mycket markant för åren 1981 och 1982. Denna skillnad definieras som varannanradseffekten. Med modellen

$$A1 \quad AVK1 = Int + year_1 + ruta_{(1),j} + lada_{(1),k} + res_{1,j1}$$

gavs varannanradseffekten av $lada_{(1),k}$. Varannanradseffekten uttryckt i skillnader mellan främre och bakre sålåda för ogödslade rutor presenteras i tabell 6.1.

Tabell 6.1 Skillnad i avkastning efter främre och bakre sålåda för ogödslade ytor uppdelat efter försöksår. Tabellen ger också antalet sårader (Frekvens), antalet rader i analysen (n) samt medelavkastning

År	Frekvens	n	Medelavkastning	Skillnad
1979	112	96	3552	-70 kg/ha
1980	64	64	2280	-58 kg/ha
1981	64	64	3598	1199*** kg/ha
1982	160	154	4627	999*** kg/ha

Denna varannanradseffekt blev tongivande för efterföljande analyser. Avsikten var att plocka bort tre kantrader på var sida, dvs. att basera merparten av analysen på RAD 4-20. Detta skulle ge motsvarande medelgiva för rutor med olika billkombinationer. Varannanradseffekten medförde dock att beaktande av lika antal billar från respektive sålåda var att föredra.

Kanteffekter åskådliggörs med figurerna C.5-C.9. I tabell B.9 ges skillnad efter jämnt (SMÖNST=1) och ojämnt (SMÖNST=A) efter 1981 års försök baserat på hur många kantrader som tagits ur beräkningen.

6.3 Behandlingseffekter

Avkastningsmedelvärden kopplade till olika behandlingar av RUTA redovisas i tabellerna B.1-B.5. Tabellerna B.6-B.10 och figur C.10 ger några medelvärdesberäknade sammanställningar efter försöksåren 1980-1982.

Behandlingseffekter av olika SMÖNST och MGIVA testades med modellen

$$A2 \quad AVKM16 = Int + smönst_{i,j} + mgiva_{j,k} + (smönst * mgiva)_{i,j,k} + res_{i,j,k}$$

Ingen signifikant samspelseffekt med eller effekt av smönst kunde påvisas åren 1981 och 1982 vilka är de år som är lämpliga att testa med modellen.

Modellen

$$A3 \quad AVKM16 = Int + smönst_{i,j} + mgiva_{j,k} + res_{i,j,k}$$

påvisade signifikans för MGIVA efter samtliga försöksår. Ingen signifikant skillnad mellan olika SMÖNST kunde påvisas.

För 1980 var det endast för högsta MGIVA om 98.5 kg N/ha som två olika spridningsmönster kunde jämföras. Dessa var SMÖNST 6 och SMÖNST 12 och representerades av fyra rutor vardera. Skillnaden om 409 kg/ha till fördel för SMÖNST 6 kunde inte statistiskt säkerställas. Ett 95%-igt konfidensintervall för skillnaden mellan 1980 års SMÖNST 6 och 12 med 98 kg N/ha blev:

$$-2.7 < (AVKM16_{smönst=6} - AVKM16_{smönst=12}) < 820 \quad \text{kg kärna/ha.}$$

I tabellerna B.11 och B.12 ges data baserat på modell A4.

$$A4 \quad AVKM16 = Int + mgiva_{j,k} + res_{i,j,k}$$

Tabell B.11 ger en sammanställning av några modellparametrar och tabell B.12 ger medelavkastningar och "Duncan's Multiple range test" efter olika MGIVA och år. 1980 års försök och tabell B.12 är efter modell A3.

6.3.1 Några speciella analyser

1979 års försök var belastat med kvickrotshärddar. Av de totalt 42 rutorna var det sju som störde bilden. Utifrån flygfoton kunde tre bredvidliggande och en ensam ruta hänföras till härddar av kvickrot. De övriga tre störande rutorna låg i en grupp. Mot bakgrund därav kodades sju stycken rutor som mindre tillförlitliga. Två av de värst kvickrotsangripna rutorna sammanföll med SMÖNST=1. Med modell A4 och extra dummy-variabel som särbehandlade de sju mest avvikande rutorna erhöles modellparametrarna:

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

A5 $R^2=0.90$ $F=22.3$ $CV=4.85$ $MSe=41168$ (d.f.=29)

Avvikelseerna för de sju avvikande rutorna ges i tabell B.13, markering 4). De två till beloppet minsta avvikelseerna gav ej statistisk signifikans. I samma tabell ges också avvikelser baserat på modell A4 med AVKM som oberoende variabel sedan de sju mest avvikande rutorna undandragits beräkningen, markering 3). De senare avvikelseerna avser skillnad mellan försöksutfall i form av rutmedelvärde och modellvärde. En standardavvikelse baserad på rutmedelvärden undantaget de sju rutorna gav ett värde på 148 kg kärna/ha ($MS_{ruta}=21904$). Ett 99.9 procentigt konfidensintervall gav ± 533 kg kärna/ha. De sju rutornas avvikelser från modellvärdena föll alla utanför nämnda intervall, vilket framgår av tabell B.13. (Tabellens markeringarna 1 och 2 refereras under avsnitt 6.5.2 "Analys av markvariationernas inverkan på parameterskattningar".)

1981 års försöksyta uppvisade stora avkastningsvariationer. Att som för 1979 års försök särstudera några rutor gavs inte samma innebörd då stora avvikelser blev så att säga normalt. Datamaterialet testades dock med modellen:

A4.b $AVKM = Int + mgiva_{1j} + res_{1j}$
 $R^2=0.16$ $F=20.8$ $CV=20.0$ $MS_e=718999$ $MS_{ruta}=246512$.

(Modellen motsvarar A4 men baserad på AVKM. MS_{ruta} är här baserad på medelvärden av residualer till hel ruta.)

Medelvärden av residualer till de 28 rutorna gav en standardavvikelse om 497 kg/ha och två rutor hamnade utanför ett 95%-igt konfidensintervall och fyra st. utanför ett 90 %-igt intervall. Detta var ingen orimlighet då 1.4 resp. 2.8 observationer kunde förväntas hamna utanför respektive intervall.

Beräkningar på residualer efter modell 3.XFE och andra kriterier motiverade att testa med en dummy-variabel till RUTA 15 vilken efter modell 3.XFE erhöll en medelavvikelse om -1575** kg/ha. Med dummy-variabel för RUTA 15 och modell 3.XFE blev resultatet

A6 $AVKM = 3584 + 14.15 \cdot XFE - 0.0480 \cdot XFE^2 + 0.0263 \cdot XF \cdot XE$ $p = -0.05$
 $R^2=0.54$ $F=131.5$ $CV=14.7$ $MSe=389977$ $(c+d)=-0.0117$
 $ruta_{15} = -1679^{***}$.

Med sistnämnda resultat som utgångspunkt var det ånyo tre rutor som föll utanför ett 90%-igt konfidensintervall. Av dessa undantogs två ur beräkningarna för att studera hur resultatet skulle förändras. RUTA 11 låg utanför ett 95%-igt intervall och representerade ogödslat med en residual om 1042 kg i en omgivning vilken också har positiv residual. Den andra var RUTA 16, granne med tidigare bortplockad RUTA 15, vilken med en residual om -905 kg/ha låg vid gränsen för det 95%-iga intervallet. Med dummy-variabel för också dessa två rutor och modell 3.XFE blev resultatet

A7 $AVKM = 3475 + 11.2 \cdot XFE - 0.060 \cdot XFE^2 + 0.0291 \cdot XF \cdot XE$ $(p = 0.01)$
 $R^2=0.63$ $F=125.3$ $CV=13.25$ $MS_e=316753$ $(c+d)=-0.0301$
 $ruta_{11} = 1157^{**}$
 $ruta_{15} = -1707^{***}$
 $ruta_{16} = -953^*$.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Med den senaste regressionen var det ytterligare fyra rutor som låg utanför ett 90%-igt konfidensintervall. Med dessa presenterade resultat påvisas hur känsligt regressionsresultatet är för störande markvariationer och att markvariationer rätar ut en "sann" funktion.

Med blockindelningen av 1981 års försök blev modell motsvarande A2 signifikant:

$$\begin{array}{l} \text{A8} \quad \text{AVKM16} = \text{Int} + \text{block}_i + (\text{smönst} * \text{mgiva})_j + \text{res}_{i,jk} \\ \quad \quad R^2=0.60 \quad F=3.04^* \quad CV=11.26 \quad \text{MSe}=228972 \end{array}$$

Dock kunde inga signifikanta skillnader mellan olika SMÖNST påvisas. Avvikelser efter modell A2 med SMÖNST A₀, A_k och 1 visade att rutor med positiv avvikelse bildade en sammanhängande yta. Utifrån detta konstruerades en blockindelning (KBLOCK). Denna indelning sammanfaller med BLOCK undantaget rutor kopplade till två nivåer av SMÖNST*MGIVA, vars rutor bytte blocktillhörighet. Detta gav:

$$\begin{array}{l} \text{A9} \quad \text{AVKM16} = \text{Int} + \text{kblock}_i + (\text{smönst} * \text{mgiva})_j + \text{res}_{i,jk} \\ \quad \quad R^2=0.72 \quad F=5.26^{**} \quad CV=9.38 \quad \text{MSe}=159003 \end{array}$$

och med SMÖNST uppdelat efter komplement

$$\begin{array}{l} \text{A10} \quad \text{AVKM16} = \text{Int} + \text{kblock}_i + (\text{smönst} * \text{mgiva})_j + \text{res}_{i,jk} \\ \quad \quad R^2=0.80 \quad F=4.26^{**} \quad CV=9.03 \quad \text{MSe}=146635 \end{array}$$

KBLOCK var ett konstruerat block som inte påverkade beräknad behandlingseffekt. Med a behandlingar och två upprepningar kan man dela i två kompletta block på a olika sätt utan att någon blockindelning blir en linear kombination av övriga blockindelningar. Då alla dessa blockindelningar ger två kompletta block kommer beräknad behandlingseffekt inte att påverkas, även om alla dessa tas med i modellen. Att göra regression mot en modell med alla blockindelningar kan liknas med att göra en regression mot behandling fast bakvägen. Kvar blir nämligen inte residualen i vanlig bemärkelse utan i residualens ställe kvarstår "behandlings-effekten". Att innefatta en eller flera av dessa konstruerade blockindelningar ger en biased modell (Seeger, personlig kontakt). Ett dylikt förfarande kan jämföras med test huruvida residualer kan delas upp i två signifikant skilda grupper. Att innefatta flera av dessa konstruerade blockindelningar i en modell skulle jag vilja jämföra med test om det finns avvikande observationer, s.k. outlayers. Som exempel gav modellen

$$\begin{array}{l} \text{A11} \quad \text{AVKM16} = \text{Int} + \text{kblock}(I)_{i(x)} + (\text{smönst} * \text{mgiva})_j + \text{res}_{ijk} \\ \quad \quad R^2=0.99 \quad F=56 \quad CV=2.37 \quad \text{MSe}=10089 \end{array}$$

med SMÖNST uppdelat efter komplement där I=1,6 (förenklat skrivsätt) klart "signifikant" resultat med samtliga variabler signifikanta. Med dessa konstruerade blockindelningar ges två kontraster, mellan jämnt och ojämnt gödslat, signifikansmått motsvarande signifikant skillnad. Kontrasterna gäller för 87 kg N/ha resp. för medelvärden över samtliga gödselintensiteter. Konfidensintervall med 95 procentig signifikansnivå ger

$$\begin{array}{l} 53 < 250 < 447 \quad \text{kg kärna för 87 kg N/ha samt} \\ 23 < 122 < 220 \quad \text{kg kärna för samtliga gödselintensiteter sammantaget.} \end{array}$$

Med dessa matematiska konstruktioner kan inte signifikansbegreppen användas som argument eftersom modellen är biased. Huruvida den metoden fyller något syfte vill jag låta vara en öppen fråga. Som passus kan nämnas att det anses rimligt att göra regression mot markkoordinater. De principiella skillnaderna mellan den

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

senaste modellen och att göra regression mot markens koordinater är att regression mot koordinater ger en mjukare anpassning till markgradienter. Ett mellan-
ting ges med icke-kompletta block:

$$\begin{aligned} \text{A12} \quad \text{AVKM16} &= \text{Int} + \text{rows2}_{\perp} + (\text{smönst*mgiva})_{\perp} + \text{res}_{\perp j k} \\ R^2 &= 0.85 \quad F = 5.39^{**} \quad CV = 8.07 \quad \text{MSe} = 117400 \end{aligned}$$

där variabeln ROWS2 är block bestående av två bredvidliggande såmaskinsdrag (ROW). (Se exempel 2, avsnitt 5.6.7.2 "Förtydligande modellbeskrivningar ..."). Den markvariation som modellen förklarar påverkar beräknade behandlingseffekter och därmed också beräknade skillnader efter jämn resp. ojämn gödselintensitet. Beräknade gödslingseffekter liksom några skillnader av olika behandlingar efter nämnda modell presenteras i tabell B.14. För att också ge en bild av vad som skulle kunna vara effekt av markvariationer presenteras i tabell B.15 avvikelser för ROWS2 i kronologisk ordning. De senare i form av avvikelse mot ett medelvärde.

Modellen utökades till

$$\begin{aligned} \text{A13} \quad \text{AVKM16} &= \text{Int} + (\text{rows2*col})_{\perp} + (\text{smönst*mgiva})_{\perp} + \text{res}_{\perp j k} \\ R^2 &= 0.99 \quad F = 28.32 \quad CV = 3.09 \quad \text{MSe} = 17297 \end{aligned}$$

där varje block bestod av två rutor vilka var grannar på fältet. Den principiella skillnaden jämfört med den tidigare modellen är att endast parvisa gödselgivar delar blocktillhörighet. Alla behandlingar blev dock, via ögödslat, indirekt kopplade till varandra. Beräknade behandlingseffekter och skillnader enligt modellen ges i tabell B.16. I tabell B.17 ges några beräknade effekter av ojämnheter mellan rutor. Avvikelser för olika ROWS2*COL ges i tabell B.18.

1982 års försöksyta uppvisade inte nämnvärt stora avkastningsvariationer i absoluta tal. Däremot var variationerna stora relaterat till "behandlingseffekt". För att ge en bild av försöksvariationerna presenteras i figur C.11 avvikelser efter modell med AVKM8. Denna modell avser aggregaten AVKM8 och är sålunda ej med glidande medelvärden.

$$\begin{aligned} \text{A2.b} \quad \text{AVKM8} &= \text{Int} + (\text{smönst*mgiva})_{\perp} + \text{res}_{\perp j} \\ R^2 &= 0.32 \quad F = 2.89^* \quad CV = 6.15 \quad \text{MSe} = 88336 \end{aligned}$$

(Variabelnamnet AVKM8 gäller för avkastning från en halv ruta. Att dela rutan i två halvor ger försumbara avvikelser jämfört med att anpassa hela rutskördar, men ger en bättre upplösning av avvikelser vilka skall åskådliggöra variationen över försöksytan.)

På motsvarande sätt som vid analys av 1981 års försök indelades ytan i icke-kompletta block (ROWS3). (Se exempel 2, avsnitt 5.6.7.2 "Förtydligande modellbeskrivningar ..."). Detta bl.a. med modellen

$$\begin{aligned} \text{A14} \quad \text{AVKM16} &= \text{Int} + \text{rows3}_{\perp} + \text{col}_{\perp} + (\text{smönst*mgiva})_{\perp} + \text{err}_{\perp j k l} \\ R^2 &= 0.87 \quad F = 7.27 \quad CV = 3.3 \quad \text{MSe} = 26190. \end{aligned}$$

Variabeln COL motsvarar en blockindelning i två kompletta block tvärs över ROWS3. I figur C.12 är LSMEANS för SMÖNST*MGIVA, efter den senaste modellen, inritat mot MGIVA uppdelat efter SMÖNST. Av figuren framgår att modellen inte på något radikalt sätt förändrat grafens utseende jämfört med figur C.10, vilken baserades på aritmetiska medelvärden. I figur C.13 åskådliggörs avvikelser för

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

olika nivåer av ROWS3. (ROWS3 motsvaras av x-koordinater på fältet.) Tabell B.24, vilken är analog med tabell B.10, ger några beräknade behandlings-skillnader.

6.4 Variationsanalys

Som nämnts erhöles en varannanradseffekt vilken kunde hänföras till de olika sålådorna. I figur C.8 åskådliggörs medelavkastningen för varje RAD och år efter ogödslade rutor. Figur C.9 ger motsvarande baserat på AVKM vilket filtrerar bort varannanradseffekten.

6.4.1 Ogödslade försöksrutor

De ogödslade rutorna gav en möjlighet att studera "naturliga" avkastningsvariationer. De ogödslade rutorna var 25 till antalet fördelade enligt följande:

1979	7	rutor
1980	4	rutor
1981	4	rutor
1982	10	rutor.

Från varje ruta skördades 23 rader. Sedan kantrader och rader kodade som osäkra undandragits analysen kvarstod 378 observationer. I tabell B.19 redovisas medelvärden och MSE för de olika åren baserade på AVKM och AVK1. I tabellen presenteras också Durbin-Watson d statistic (DW-d), definierad enligt punkt (ii) under avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal", samt kvoten mellan MS_{AVK1} och MS_{AVKM} .

Test med modellerna,

$$A15 \quad AVKM \text{ AVK1} = \text{Int} + \text{year}_i + \text{res}_{ij}$$

vilka plockar bort skillnader mellan åren, ökade DW-d till 2.27*. ("AVKM AVK1" representerar att modellen är testad med bägge variablerna.)

Med de utökade modellerna

$$A16 \quad AVKM \text{ AVK1} = \text{Int} + \text{year}_i + \text{ruta}_{(i)j} + \text{res}_{(i)jk}$$

avfördes även skillnaderna mellan olika rutor. DW-d ökade då till 3.19*.

Som tidigare nämnts gav såmaskinen en s.k. varannanradseffekt och det är nära till hands att förklara ett högt DW-d utifrån detta. Med modellen

$$A1.b \quad AVK1 = \text{Int} + \text{year}_i + \text{ruta}_{(i)j} + \text{lada}_{(i)k} + \text{res}_{(i)jkl}$$

avfördes varannanradseffekten i modellen baserad på AVK1. DW-d minskade då till 2.62* vilket fortfarande var signifikant större än 2. (Varannanradseffekten gavs med tabell 6.1).

Modellerna ovan ger "signifikanta" skillnader mellan YEAR, RUTA och LADA. "Signifikant" kommer fortsättningsvis att representera signifikansmått under förutsättning att avvikelser är oberoende normalfördelade och kommer i det följande att användas baserat på statistiska mått efter radvisa analyser.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Även modellen

$$A17 \quad AVK1 = \text{Int} + \text{year}_1 + \text{ruta}_{(1),j} + \text{rad}_{(1),k} + \text{res}_{(1),jk}$$

ger "signifikans" för alla faktorer. Avvikelser efter denna modell bildar grund för nedanstående analys av korrelationen mellan grannar. Resultaten är sammanställda i tabellerna B.20 - B.23.

Korrelationskoefficienterna är enligt "Pearson product-moment correlation" vilket medför att varje RAD "medtager" sin egen variansskattning vid beräkningen. Därav följer att beräkningarna inte grundas på en gemensam variansskattning för alla avvikelser. Det är mot bakgrund av den individuella behandlingen av varje RAD som tabell B.21 och B.22 presenteras som matriser. De olika skattningarna baseras dock till merparten på samma rader.

(För tabell B.23 är det egalt om $\text{rad}_{(1),k}$ ingått i den bakomliggande modellen eller ej. Detta då varje rad_k blir individuellt "behandlad". Motsvarande hade gällt för alla åren sammantaget om jämförelsen hade avsett modell med rad_k och inte $\text{rad}_{(1),k}$.)

Den presenterade studien av avvikelser innefattar ett fel som bör påpekas. Avvikelsernas medelvärde för varje ruta blir noll eftersom RUTA ingått i modellen. Detta resulterar i att summan av alla element i en skattad varians-kovariansmatris för olika RAD också blir noll. Med k rader i analysen kommer den genomsnittliga kovariansskattningen mellan alla RAD att bli lika med den genomsnittliga variansskattningen dividerat med $(k-1)$ och negativt tecken.

Om bredvidliggande rader är oberoende av varandra förväntas alla kovarianser vara noll. Den ändliga population som studeras kommer dock att få en genomsnittlig kovariansskattning ($s_{..}$).

$$s_{..} = -s^2/(k-1) \quad (6)$$

där k är antalet såbillar som beaktats i den bakomliggande modellen och s^2 är genomsnittlig residualvariansskattning. Följden blir att helt okorrelerade rader resulterar i en genomsnittlig korrelationskoefficient om $-1/(k-1)$.

(Motsvarande erhålles vid observationer av en "purely random" tidsserie av begränsad längd (N). Det finns belyst att beräknade autokorrelationskoefficienter efter en sådan tidsserie är att betrakta som observationer av en stokastisk variabel. Autokorrelationskoefficienter av första ordningen är i det närmaste normalfördelad med medelvärdet $-1/(N-1)$ och variansen $(N-2)/(N-1)^2$, där N är antalet observationer (Andersson, 1941). Detta möjliggör tecknande av konfidensintervall för första ordningens autokorrelation.)

Presenterade korrelationskoefficienter är inte autokorrelationskoefficienter och kompletterande test gjordes med "Fisher's z Statistic". Nollhypotesen för korrelationerna i tabell B.22 och B.23 är att kovarianserna är noll. Med väntevärde enligt ovan, framgår att kovariansen noll snarare är att tolka som en positiv samvariation. Med "Fischer's z statistic" gjordes testet $H_0: \rho = -1/(k-1)$. Detta gav förändrade prob-värden jämfört med tabell B.22 och B.23 men förändrade inget i stort. Förändringen bestod i att också 1979 års korrelationskoefficient för bredvidliggande grannar föll in under nollhypotesen.

För att åskådliggöra samvariationer mellan grannar ges i figurerna C.15-C.19 grafiska framställningar enligt punkt (i), avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal".

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Beräknas en funktion för värden enligt figurerna C.15-C.17 så skulle en negativ andraderivata kunna representera en positiv korrelation och vice versa.

Figurerna C.16 och C.17 baseras på 1980 års data. Skillnaden dem emellan är att C.16 baseras på AVK1 och C.17 på glidande AVKM. Figur C.17 kan sägas visa resultatet sedan kovariationen mellan bredvidliggande rader eliminerats. Den streckade linjen i figur C.17 motsvarar okorrelerade observationer baserade på MS_e för enskilda rader, dvs. AVK1. Då AVKM är glidande medelvärden över två observationer kommer den förväntade korrelationen mellan bredvidliggande medelvärden att vara 0.5. Med utgångspunkt från k observationer inom varje ruta bör korrelationskoefficienten mellan bredvidliggande bli något mindre än 0.5 ($0.5 \cdot (k(k-3)+1)/(k(k-2)+1)$). Om första punkten längst till vänster i figur C.17 skall beaktas måste dess värde således drygt fördubblas.

I figurerna C.18 och C.19 är beräknad MS_e inritad för medelvärden av 1, 2, 3, ..., n grannars residualer mot ett beräknat "börvärde". (Se punkt (i), avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal").

Figurerna C.18 och C.19 baseras på 1980 respektive 1982 års data. MS_e som ligger under en rät linje mellan origo och närmaste observation till höger om aktuell observation i figuren antyder en negativ korrelation och vice versa. ($i=1$ representeras av punkten längst till höger.)

Semi-variogramtekniken testades på samma datamaterial och gav motsvarande visuell bild av samvariationer mellan grannar, men kunde inte tillföra analysen något ytterligare av värde.

Samvariationer studerades också genom att konstruera grafer baserade på antalet teckenväxlingar relativt förväntade antalet teckenväxlingar med oberoende observationer akumulerat över försöksytan. Med teckenväxling menas övergång från positiv till negativ avvikelse och vice versa för avvikelser i sekvens. Diagram med inritade konfidensintervall visade att antalet teckenväxlingar var förhållandevis högt, och över grafen för väntevärde, men mestadels under den övre konfidensgränsen. Motsvarande diagram baserat på glidande medelvärden över två bredvidliggande avvikelser påvisade ett förhållandevis lågt antal teckenväxlingar. Omnämmandet skall ses som en information om möjlig teknik.

6.4.2 Samvariationer mellan utlagt kväve och avkastning

Presentationen av samvariationer mellan utlagd gödsel och avkastning baseras på modeller med PATTERN1, PATTERN2 och PATTERN3 (se avsnitt 5.3 "Definition av spridningsmönster"). Nedanstående är uppdelat efter de olika försöksåren.

6.4.2.1 1979 års försök

Med modellen

$$A18 \quad AVK1 = Int + (mgiva \cdot pattern1)_1 + res_{1,j} \\ R^2=0.57 \quad F=52.6 \quad CV=15.9 \quad MSe=448810$$

indelades enskilda sårader inom varje gödselgiva i tre grupper, nämligen rader som gödslats i två (PATTERN1=48), ett (PATTERN1=16) resp. inget (PATTERN1=0) av de två närmaste radmellanrummen. Beräknas rutskördar för försöket efter denna modell erhålles högre modellvärde ju jämnare gödselplacering för de högsta givorna, men omvänt för de lägre. Med PATTERN2 och PATTERN3 erhöles resultaten:

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

A19 $AVK1 = Int + (mgiva*pattern2)_1 + res_{1j}$
 $R^2=0.64$ $F=24.4$ $CV=15.1$ $MSe=401692$ och

A20 $AVK1 = Int + (mgiva*pattern3)_1 + res_{1j}$
 $R^2=0.67$ $F=14.5$ $CV=14.7$ $MSe=381788$.

Variabeln PATTERN2 som beaktar gödseln i de två närmsta sårads mellanrummen på bägge sidor om en rad ger en unik nivå för alla RAD under SMÖNST 1 och två unika nivåer för RAD under SMÖNST 2. De unika nivåerna för SMÖNST 2 är PATTERN2=48 resp. 12. Med PATTERN2 i modellen kom således SMÖNST 1 att helt särbehandlas, men SMÖNST 2 endast delvis. Motsvarande gäller med PATTERN3 i modellen. Då kom SMÖNST 1 och 2 att helt särbehandlas men SMÖNST 3 endast delvis. I figur C.20 ges beräknade rutskördar efter modell baserad på PATTERN2 (modell A19) med MGIVA som abskissa och uppdelat på olika SMÖNST. Några av figurens markeringar avviker klart från en gemensam trend. Notera att den heldragna linjen i figuren gäller för försökets jämnaste spridningsmönster.

Sedan de sju mest avvikande rutorna särbehandlats genom att införa en dummy-variabel gavs nedanstående resultat:

A21 $AVK1 = Int + (mgiva*pattern1)_1 + dummy_j + res_{1jk}$
 $R^2=0.67$ $F=52.2$ $CV=14.2$ $MSe=356746$

A22 $AVK1 = Int + (mgiva*pattern2)_1 + dummy_j + res_{1jk}$
 $R^2=0.69$ $F=27.2$ $CV=14.0$ $MSe=346654$

A23 $AVK1 = Int + (mgiva*pattern3)_1 + dummy_j + res_{1jk}$
 $R^2=0.71$ $F=16.2$ $CV=13.9$ $MSe=340901$

Figur C.21 motsvarar figur C.20 sedan de sju avvikarna särbeaktats. Figurens markeringar avser modellvärden sedan dummy-variabelns parametervärde ignorerats. Trenden för kurvorna är att lägre nivå på SMÖNST, dvs. jämnare spridningsmönster, givit högre beräknad avkastning med undantag för SMÖNST 1 samt SMÖNST 2 och lägsta MGIVA. Figur C.20 och C.21 utgör en antydning om ojämnhets avkastnings-sänkande verkan.

I figurerna C.22 och C.23 åskådliggöres beräknade parametervärden efter modell (A22). Figur C.22 ger modellparametrar i övergången från ogödslat till gödslat. Abscissans NR anger hur många radmellanrum som gödslets definierat av PATTERN2=0, 1, 5, 21, 53, 61 eller 63. I figur C.23 är dessa värden medelvärdesberäknade över komplementär spridningsmönster, dvs. GRUPP=1 avser PATTERN2=0 och 63, GRUPP=2 avser PATTERN2=1 och 61 etc.. Detta ger att varje GRUPP erhållit motsvarande medelgiva men med varierande grad av jämnhet i gödselplacering. NR=3 resp. GRUPP=3 avser således rader i gräns mellan gödslat och ogödslat.

En hypotetisk beräkning av förluster av ojämn gödselintensitet kan baseras på modellvärden. I tabell 6.2 ges två kontraster (1) och (2) baserade på PATTERN1. Kontrasterna i tabellen representerar principiellt förluster av att gödsla halva fältet med dubbel giva resp. SMÖNST 2 jämfört med varannanradsgödslat (SMÖNST 1).

Beräknade parametervärden efter modell (A21) uppdelat på PATTERN1 och MGIVA presenteras i tabell B.25. I tabellen ges också kontraster definierade av tabell 6.2 samt motsvarande data efter modell A18. Modellvärden från tabell B.25 åskådliggöres i figurerna C.30 och C.31.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Tabell 6.2 Viktsfaktorer för kontrast (1) och (2)

	PATTERN1			Klartext
	0	16	48	
(1)	-0.5	1	-0.5	(Halva fältet med dubbel giva jmf SMÖNST 1)
(2)	-0.25	0.5	-0.25	(SMÖNST 2 jämfört med SMÖNST 1)

6.4.2.2 1980 års försök

Försöket innefattade huvudsakligen SMÖNST 6. Behandling enligt olika PATTERN kom därav att vara starkt kopplade till olika billar på såmaskinen. Detta medförde en del tolkningsproblem eftersom det kunde påvisas en avkastningsvariation efter olika såbillar. Hur skulle bedömas huruvida avkastningsvariationer var effekt av behandling eller av såbill? Problemet förstärktes av att 1980 års försök innefattade huvudsakligen SMÖNST 6. Sex är ett jämnt tal och behandling till RAD enligt PATTERN3 kom därför att samvariera med olika sålåda på maskinen. En liten räddningsplanka var dock de ogödslade rutorna där alla RAD fått samma behandling, dvs. ingen gödsel. För att kunna utnyttja detta får det inte finnas anledning att tro på en samspelseffekt mellan RAD och behandling. Eventuellt samspel testades bl.a. med modellen

$$A24 \quad AVK1 = Int + mgiva_{\perp} + pattern3_{\perp} + (mgiva * pattern3)_{\perp} + rad_{\langle \perp \rangle k} + res_{\langle \perp \rangle k} \\ R^2=0.91 \quad F=39.2 \quad CV=13.2 \quad MSe=198323$$

i vilken $rad_{\langle \perp \rangle k}$ inte klarade 5%-igt signifikansmått. Modellen testar om det finns variationer mellan RAD med samma behandling enligt PATTERN3. Motsvarande modell som också skiljer på olika MGIVA har inte ansetts meningsfull att fullfölja, (dvs. modell med $rad_{\langle \perp \rangle k}$).

Med modellen

$$A25 \quad AVK1 = Int + rad_{\perp} + (mgiva * pattern3)_{\perp} + res_{\perp k} \\ R^2=0.90 \quad F=58.5 \quad CV=13.1 \quad MSe=196314$$

gav rad_{\perp} "signifikant" effekt vilken kan hänföras till skillnad mellan RAD eller till samspel efter RAD och PATTERN3. Endast nollgiva ger en koppling med samma PATTERN till alla RAD inom RUTA. Vid en jämförelse mellan den senaste modellens genomsnittliga värde knutet till behandling (MGIVA * PATTERN3) och LSMEANS för samma behandling noteras att rad_{\perp} inte nämnvärt påverkat estimerad behandlingseffekt. Motsvarande bedömning gavs av jämförelser mellan kvadratsumman för behandling enligt ovan nämnda modell och modellen:

$$A26 \quad AVK1 = Int + (mgiva * pattern3)_{\perp} + res_{\perp k} \\ R^2=0.89 \quad F=83.8 \quad CV=13.47 \quad MSe=207969.$$

Hypotesen om samspelseffekt mellan RAD och PATTERN3 kunde således avföras.

För att belysa gödselns primärt lokala effekt och konkurrensens inflytande presenteras modellen:

$$A27 \quad AVK1 = Int + (grupp * mgiva * pattern3)_{\perp} + res_{\perp k} \\ R^2=0.89 \quad F=75.0 \quad CV=13.5 \quad MSe=209811$$

Se exempel 1 under avsnitt 5.6.7.2 "Förtydligande modellbeskrivning med kvalitativ oberoende variabel".

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Variabeln GRUPP grupperade rader efter PATTERN3 till gödslade rutor så att varje grupp innefattade kompletterande PATTERN3. Detta gav fyra grupper. Alla rader tillhörande gödslade rutor med PATTERN3=0 och 63 kom i GRUPP 1, PATTERN3=1 och 61 i 2, PATTERN3=5 och 53 i 3 och PATTERN3=21 i GRUPP 4. Detta medförde att alla grupper gödslats med lika medelgödselgiva men med varierande grad av jämnhet. GRUPP i modellen påverkar inte skattningar till de gödslade rutorna då ingen nivå av PATTERN3 förekommer i mer än en grupp, undantaget rader i de ogödslade rutorna. (PATTERN3=0.)

I figur C.24 har LSMEANS efter sistnämnda modell inritats mot PATTERN3 uppdelat på de olika medelgödselgivorna (MGIVA). I figuren är av praktiska skäl nivåerna av PATTERN3 graderade 0 till 6. Detta motsvarar att noll till sex av de tre radmellanrummen på ömse sidor om en rad har blivit gödslade. Abstraktionens 3 motsvarar således gränsrader mellan gödslat och ogödslat, dvs. PATTERN3=21 (se figur 5.4). Notera grafens tandning vilken inte kan kopplas till mängden gödsel i plantans omgivning. Tandningen skulle kunna hänföras till effekt av samspel mellan RAD och PATTERN3 eller vara en effekt av konkurrenssituationen mellan närliggande rader.

I figur C.25 har aritmetiska medelvärden av LSMEANS inritats mot resp. GRUPP uppdelat efter MGIVA. Avkastningsskillnader efter olika GRUPP men samma MGIVA skulle kunna hänföras till effekt av:

- skillnader i grad av ojämnhet
- olika grupptillhörighet eller
- konkurrenssituation.

GRUPP 4 motsvarar gränsrader mellan gödslat och ogödslat, GRUPP 3 rader en rad från gränsen etc.. GRUPP 1 representerade således den högsta graden av ojämnhet i lokal gödsel fördelning och GRUPP=4 den lägsta. Notera en tandning av grafen vilken inte kan kopplas till mängden gödsel i radernas närmaste omgivning. Den lägsta grafen i figur C.25 visar LSMEANS för rader inom respektive grupp och ogödslade rutor. Notera att denna graf närmast är att betrakta som en rät linje.

Med motsvarande modell beräknat med AVKM

A28 AVKM = Int + (grupp*mgiva*pattern3m)₁ + res_{1,1}
R²=0.92 F=128 CV=10.7 MSe=130484

elimineras effekten av konkurrenssituationen mellan två bredvidliggande rader. Figurerna C.26 och C.27 presenterar resultat från den senaste modellen analogt med figurerna C.24 och C.25. GRUPPM och PATTERN3M representerar medelvärden av nivå för GRUPP resp. PATTERN3 till de två AVK1 vars medelvärde representeras av AVKM.

Figur C.26 och C.27 visar att sedan den skönjbara varannanradseffekten filterats bort erhålls grafer utan noterbar tandning.

Beräknas DW-d utifrån MSe efter modellerna A27 och A28 erhålles:

$$DW-d = 4(1 - (130484/209811)) = 1.51$$

(I denna beräkning innefattas också modellernas möjlighet att tillskriva variationerna olika orsaker.) Beaktat som Durbin-Watson d statistic är 1.51 signifikant lägre än 2.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

6.4.2.3 1981 års försök

Med modellen

$$\begin{aligned} \text{A29} \quad \text{AVK1} &= \text{Int} + (\text{rows2*col})_{\downarrow} + (\text{grupp*mgiva*pattern2})_{\downarrow} + \text{res}_{\downarrow jk} \\ R^2 &= 0.78 \quad F=22.9 \quad CV=16.3 \quad \text{MSe}=470727 \end{aligned}$$

erhålls avvikelser för ROWS2*COL vilka ger god överrenstämning med motsvarande avvikelser presenterade i tabell B.18. Variabeln GRUPP motsvarade att RAD grupperades, efter PATTERN2 till ojämnt gödslade rutor, så att varje grupp förutom varannanradsgödsolat kom att innefatta två komplementär placerings-symmetrier.

Variabeln GRUPP gav fyra nivåer varav två var kopplade till främre sålådor och två till den bakre. Med regression av AVKM gavs motsvarande modell

$$\begin{aligned} \text{A30} \quad \text{AVKM} &= \text{Int} + (\text{rows2*col})_{\downarrow} + (\text{grupp*mgiva*pattern2m})_{\downarrow} + \text{res}_{\downarrow jk} \\ R^2 &= 0.79 \quad F=29.1 \quad CV=10.6 \quad \text{MSe}=201102 \end{aligned}$$

Beräknat DW-d i enlighet med vad som omtalades i anslutning till 1980 års försök blev DW-d=2.29. PATTERN2M representeras av medelvärdet av de ingående nivåerna av PATTERN2 etc.. Antalet nivåer för GRUPPM blir tre. Liksom tidigare elimineras växelverkan mellan närmaste grannar samt problemet med varannanradseffekten. I figur C.28 ges modellvärde, efter den senast nämnda modellen, inritat uppdelat efter de tre nivåerna av GRUPPM. Som abstrakta användes medelvärde av vad som gödslats i varje rads fyra närmaste radmellanrum viktat i enlighet med variabel XV i modell 1.XV (se avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller"). För att ge information åt figuren är de tre olika PATTERN2 under varje GRUPPM och MGIVA förbundna med räta linjer. Detta resulterade i trianglar av vilka samtliga, med undantag för en enda (markerad), är orienterade likartat. Medelvärdet av XV för en triangelns högsta och lägsta x-värde motsvarar x-värdet för triangelns tredje hörn. Om sidan som förbinder högsta och lägsta x-värde benämnes bas, så kan noteras att dess topp, med ett undantag, representerar ett y-värde ovanför basen. Med andra ord så representerar det lodräta avståndet, mellan en triangelns topp och dess bas, den beräknade förlusten av ojämn gödselintensitet för aktuell GRUPP och MGIVA. (Vad figuren representerar bör ej sammansättas till annat än testade SMÖNST. Sammansättning till dessa ger god överensstämmelse med motsvarande data baserat på AVKM16 enligt tabell B.16.)

Med 100 % kompensering tillväxt så förväntas figur C.28 i triangelnans ställe visa räta linjer. (Tyvärr blir figuren informationskompakt men vad som skall åskådliggöras framgår med önskvärd tydlighet.)

6.4.2.4 1982 års försök

Presenterade analyser under denna rubrik baseras på rad 4-20. Modellen

$$\begin{aligned} \text{A31} \quad \text{AVK1} &= \text{Int} + (\text{grupp*mgiva*pattern2})_{\downarrow} + \text{res}_{\downarrow j} \\ R^2 &= 0.56 \quad F=14.7 \quad CV=11.8 \quad \text{MSe}=318751 \end{aligned}$$

ger motsvarande grupper som för 1981 års försök. Dock innefattade 1982 års försök även jämnt gödsolat (SMÖNST J) vilket gav en koppling där PATTERN2=60 liksom PATTERN2=0 representeras i samtliga nivåer av GRUPP. En sammanläggning av modellvärden till rutskördar enligt (MGIVA*SMÖNST) gav behandlingsmedelvärden med mycket ringa avvikelser från motsvarande medelvärden presenterade i tabell

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

B.10. Modeller med PATTERN2 gav genomgående lägre MSe än motsvarande modell med PATTERN1 eller PATTERN3. LSMEANS till olika GRUPP efter den senaste modellen presenteras i tabell 6.3.

Tabell 6.3 LSMEANS för olika GRUPP

GRUPP	LSMEANS	LADA
4	5408	1
2	5388	1
1	4304	2
3	4229	2

Av tabell 6.3 framgår att olika GRUPP men samma sålåda (LADA) inte uppvisar någon nämnvärd skillnad. Detta visade sig i att modellen

$$A32 \quad AVK1 = \text{Int} + \text{col}_i + (\text{lada} * \text{mgiva} * \text{pattern2})_j + \text{err}_{ijk} \\ R^2=0.59 \quad F=24.4 \quad CV=11.2 \quad MSe=292258$$

gav bättre förklaringsgrad. Den observante läsaren noterar att modellen också innehåller variabeln COL. Den tidigare modellen utökad med COL gav ett F-tal om 16.8. Införandet av variabeln ROWS3 ger ytterligare en sänkning av MSe:

$$A33 \quad AVK1 = \text{Int} + \text{col}_i + \text{rows}_j + (\text{lada} * \text{mgiva} * \text{pattern2})_k + \text{res}_{ijk1} \\ R^2=0.63 \quad F=24.0 \quad CV=10.8 \quad MSe=268495$$

Att också införa RAD i modellen gav något lägre F-tal men visar "signifikans" för RAD:

$$A34 \quad AVK1 = \text{Int} + \text{col}_i + \text{rows}_j + \text{rad}_k + (\text{lada} * \text{mgiva} * \text{pattern2})_l + \text{err}_{ijklm} \\ R^2=0.66 \quad F=21.9 \quad CV=10.3 \quad MSe=244813$$

Den senaste modellen men med PATTERN1 eller PATTERN3 ger

$$A35 \quad R^2=0.65 \quad F=27.6 \quad CV=10.4 \quad MSe=248545 \quad \text{resp.} \\ A36 \quad R^2=0.67 \quad F=16.2 \quad CV=10.4 \quad MSe=248187.$$

En uppdelning av faktorn LADA*MGIVA*PATTERN2 i underliggande tre faktorer samt samspelsfaktorer ger ej "signifikant" samspelseffekt för faktorerna LADA*PATTERN2 och LADA*MGIVA*PATTERN2. Samspelsfaktorerna MGIVA*PATTERN2 och MGIVA*LADA uppvisade 5%-ig "signifikans". Alla övriga faktorer klarar 0.01%-igt signifikansmått utom PATTERN2 som gav ett prob-värde om 7.62 %.

Motsvarande uppdelning för modellen med PATTERN3 gav inte "signifikant" behandlingseffekt för PATTERN3, eller samspelsfaktorer med PATTERN3. Att ersätta PATTERN2 med PATTERN3 ger mycket ringa ökning av förklaringsgraden men fler frihetsgrader i modellen. Med andra ord förklaras merparten av den lokala gödseffekten av gödsel placerad i de två närmaste sårads mellanrummen på ömse sidor om raden. Motsvarande uppdelning av faktorn LADA*MGIVA*PATTERN1 påvisar "signifikans" för alla faktorer men endast för en samspelsfaktor, nämligen MGIVA*LADA.

Med avssende på olika PATTERN påvisades "signifikant" samvariation mellan avkastning för enskild rad och PATTERN1 alternativt samspelsfaktorn MGIVA*PATTERN2.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Med modellen

$$\text{A37} \quad \text{AVK1} = \text{Int} + \text{rows}_{3_1} + \text{col}_{_j} + \text{rad}_{_k} + \text{pattern}_{1_1} + (\text{mgiva} * \text{lada})_m + \text{res}_{_1_jk1m}$$

$$R^2=0.65 \quad F=37.1 \quad \text{CV}=10.4 \quad \text{MSe}=248979$$

erhölls beräknade avkastningsrelationer mellan nivåer av PATTERN1. Dessa presenteras i tabell B.26. I tabellen ges också beräknade kontraster (1) och (2) enligt tabell 6.2. Dessa kontraster ger modellens förlustintervall för aktuellt försöksutfall. Intervallet avser ojämn gödselintensitet mellan stråk, från oändlig bredd ner till två raders bredd.

Med PATTERN2 och bara "signifikanta" samspelsfaktorer erhöills resultatet

$$\text{A38} \quad \text{AVK1} = \text{Int} + \text{rows}_{3_1} + \text{col}_{_j} + \text{rad}_{_k} + (\text{mgiva} * \text{pattern2})_{1_1} + (\text{mgiva} * \text{lada})_m + \text{res}_{_1_jk1m}$$

$$R^2=0.66 \quad F=23.2 \quad \text{CV}=10.3 \quad \text{MSe}=245304$$

Att presentera en figur över avkastningens samvariation med samspelsfaktorn MGIVA * PATTERN2 saknar mening då markanta trender är svåra att detektera.

Modellvärden baserat på AVK1 och sammansatt till AVKM16 för testade spridningsmönster beskrev variationer mellan rutor med mycket obetydlig avvikelset från de beskrivningar som erhöills med anpassning av AVKM16 och med motsvarande beaktande av markvariationer.

Av ovanstående framgår att beaktandet av gödsel i de två närmsta radmellanrummen på bägge sidor om en rad "bäst" beskriver en samvariation med avkastningen. Noteras skall att den registrerade förlusten, vid en jämförelse mellan ojämnt och varannanradsgödsel om 78 kg kärna/ha (se tabell B.10), eller sedan markvariationer beaktats, om 77 kg/ha faller inom ett intervall representerat av kontrasterna (1) och (2) i tabell B.26.

Som parentes kan nämnas att de icke kompletta blocken ROWS3 inte hade något avgörande inflytande på beräknade parametervärden.

För studier av hur avkastningen varierat inom de ojämnt gödslade rutorna lämpade sig modeller där variationerna mellan rutor plockas bort. Tester visade att PATTERN1 är den enda faktorn av de olika PATTERN eller samspel därmed som klarade ett 5 %-igt signifikansmått. Detta med modellen

$$\text{A39} \quad \text{AVK1} = \text{Int} + \text{ruta}_{_1} + \text{rad}_{_j} + \text{pattern}_{1_k} + (\text{mgiva} * \text{lada})_{_1} + \text{res}_{_1_jk1m}$$

$$R^2=0.67 \quad F=21.4 \quad \text{CV}=10.2 \quad \text{MSe}=239866$$

efter vilken beräknade avkastningsrelationer presenteras i tabell B.27. Modellen gav "signifikans" för samspelsfaktorn MGIVA * LADA, vilket också varit fallet för samtliga modeller och 1982 års resultat där aktuell faktor testats. Detta måste man ha i åtanke då resultaten tolkas.

Med AVKM som oberoende variabel nivelleras faktorn LADA. Som exempel gav modellen:

$$\text{A40} \quad \text{AVKM} = \text{Int} + \text{mgiva}_{_1} + \text{pattern}_{1m_j} + (\text{mgiva} * \text{pattern}_{1m})_{_1_j} + \text{err}_{_1_jk}$$

$$R^2=0.19 \quad F=8.3 \quad \text{CV}=8.4 \quad \text{MSe}=166837$$

PATTERN1M representeras av fem nivåer varav två var unika för ojämnt gödsel. Modellens faktorer och samspel uppvisar bättre än 1 %-ig "signifikans" men det är svårt att presentera något entydigt resultat efter modellen. Ett försök till presentation sker dock i figurerna C.29 och C.14. I figur C.29 presenteras

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

LSMEANS till MGIVA*PATTERN1M efter ovanstående modell sedan denna kompletterats med RAD. För att öka tydligheten så presenteras figur C.14 vilken ger LSMEANS för varje PATTERN1M relaterat till LSMEANS för PATTERN1M=0. Figurerna presenteras för att ge en illustration av av försöksutfallet.

Indelning i halva rutor gav nästan identiskt lika modellvärden som för hela rutor med en nästan obetydlig ökning av försöksfelsvariansen. (Att dela en ruta i två delar medförde p.g.a spridningsmönstrens symmetri inom RUTA att de två halvorna fått jämförbara behandlingar.) Med modellen

$$\begin{aligned} \text{A14.b} \quad \text{AVKM8} &= \text{Int} + \text{rows}_{3_i} + \text{col}_{j} + (\text{smönst} * \text{mgiva})_{k_c} + \text{err}_{i_j k_c} \\ R^2 &= 0.79 \quad F = 12.33 \quad CV = 3.63 \quad \text{MSe} = 30807 \quad (n = 100) \end{aligned}$$

erhölls parametervärden vilka gav god överensstämmelse med samma modell och AVKM16 (Obs. AVKM8 ej glidande). Den obetydliga skillnaden i variansskattning, 30807 jämfört med den tidigare presenterade om 26190 (se avsnitt 6.3.1 "Några speciella analyser"), tyder på att avkastningen från bredvidliggande halva rutor var starkt korrelerade till varandra. Beräknat DW-d analogt med tidigare gav DW-d=0.59.

6.5 Beskrivande modeller

Avsnittet utgör en historik över sökandet efter beskrivande modeller. Analysernas syfte var bl.a. att:

- finna lämpliga grundfunktioner,
- komplettera funktionerna med rumsdimensionen,
- förklara mesta möjliga av den registrerade avkastningsvariationen samt
- studera markvariationernas inverkan på resultaten.

Ett flertal analyser kommer att redovisas i mer än en tabell. Detta har sin grund i att de sammanfattande tabellerna som redovisas under avsnitt 6.6 "Jämförande regressioner ..." baseras på det senare sättet att utesluta osäkra observationer i enlighet med avsnitt 5.7 "Övriga förtydliganden".

De sammanfattande tabellerna är sammanställda efter försöksår med syfte att underlätta jämförelser mellan olika modeller till samma material. Övriga resultat är tabellerat modellvis. Presenterat resultat representerar ett urval inför kommande diskussion.

6.5.1 Regressionsmodeller

Kvadratfunktionen ($Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2$) är som nämnts speciell i några avseenden. Den är lätt att använda och ger god anpassning trots att den saknar biologisk förankring. Mest speciell är kanske kopplingen till variansen av insatsen vid beräkningen av ett medelutbyte (se exempelvis avsnitt 4.1.1 "Matematik").

I ett tidigare skede testades regressioner med viktade medelvärden för placerad gödsel i en rads omgivning. Viktsfaktorerna sattes till rätlinjigt avtagande med ökat avstånd mellan sårad och respektive gödselrad. Viktsfunktionen var sådan att viktsfaktorn blev 0 för ett halvt radavstånd bortom den yttersta raden som beaktades samt att summa viktsfaktorer blev 1. Upp till åtta gödselrader på ömse sidor beaktades. Regressionerna gav "sämre" anpassning ju fler gödselrader som innefattades i det viktade medelvärdet. Entydigt bästa resultatet för alla åren undantaget 1980 erhöles genom att bara beakta vad som gödslats närmast raden. Detta motsvarade modell 1.XFE. (dvs. medelvärdet av närmast placerad

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

gödsel). (Även några andra grundmodeller ex. exponentialfunktioner och splinefunktioner med samma metod att vikta gödseln gav liknande resultat). 1980 års försök utgjorde ett undantag som gav bäst anpassning med beaktande av gödsel i de två närmaste radmellanrummen på bägge sidor om raden vilket motsvaras av modell 1.XV. Data efter modell 1.XV och 1980 års försök ges i tabell B.28.

I nästa steg testades regressioner med oberoende variabler bestående av aritmetiska medelvärden av symmetriskt placerad gödsel. Dessa var:

$$X_0 = X_{FE} = (X_F + X_E)/2$$

$$X_1 = (X_{2F} + X_{2E})/2$$

$$X_2 = (X_{3F} + X_{3E})/2 \text{ etc. (Vad } X_{2F} \text{ etc. representerar framgår av figur 5.1.)}$$

Principen för några andra variabelförkortningar framgår av nedanstående matris.

	X ₀	X ₁	X ₂
X ₀	X ₀ ²	X ₀ X ₁	X ₀ X ₂
X ₁		X ₁ ²	X ₁ X ₂
X ₂			X ₂ ²

Ett komplett andragradspolynom med dessa variabler får följande utseende

$$\begin{aligned} AVK_1 = & (a + b \cdot X_0 + c \cdot X_0^2) + \\ & +(d \cdot X_1 + e \cdot X_0 X_1 + f \cdot X_1^2) + \\ & +(g \cdot X_2 + h \cdot X_0 X_2 + i \cdot X_1 X_2 + j \cdot X_2^2) \end{aligned}$$

Denna modell krävde inga förutbestämda viktsfaktorer men hade många parametrar att beräkna. I en jämförande analys adderades variablerna gruppvis enligt parentesmarkeringarna ovan.

Generellt gav modellen $Y = a + b \cdot X_0 + c \cdot X_0^2$, vilken också är definierad som modell 1.XFE, god förklaring, och införande av ytterligare en grupp gav inte i något fall "signifikans" för samtliga parametrar. De variabler som eventuellt skulle kunna tas med i en beskrivande modell var X_1 och $X_0 X_1$ (modell 2.B, se tabell B.29).

Enligt hypotesen om modell 2 kunde modell 2.B representera en överbestämd lösning, vilket genom snarlika parametrar k_b och k_c skulle kunna utgöra stöd för modell 2. Definition av k_b och k_c ges under modell 2, avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller". Beräknade k_b och k_c presenteras i tabell B.30. Tabellen gäller efter anpassningar av tre olika slag, nämligen med AVKM och AVK1 med resp. utan variabeln LADA (dvs. sålåda). Tabellen ger också beräknade DW-d efter anpassning med AVKM och AVK1 med LADA i modellen.

För alla åren gav de tre olika slagen av anpassning och modell 1.XFE snarlika parametervärden. Detta gäller med undantag av 1981 och 1982 års försök, då varannanradseffekten medförde att regressioner med AVK1 utan LADA i modellen ej gav "signifikans". Dessa regressioner visade att gödsel placerad i första radmellanrum på ömse sidor förklarade merparten av den "förklarbara" variationen. Vidare erhöles god överensstämmelse i parametervärden efter regression med AVKM resp. AVK1 med klassindelning efter LADA i förekommande fall. (Regressioner med AVKM medför att samspelseffekten mellan två bredvidliggande rader samt varannanradseffekten filtreras bort.)

För att undersöka parameterstabiliteten testades också regressioner med glidande medelvärden omfattande tre eller fyra sårader. Dessa regressioner påvisade god parameterstabilitet. Medelvärden av udda antal observationer störs av varannan-

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

radseffekten, undantaget de fall där medelvärden viktas lika efter främre och bakre sålådor. Några resultat efter modell 1.XFE är sammanställda i tabell B.31. I tabell B.31 förekommer exempelvis variablerna AVK3 och AVKM2. Vad dessa representerar framgår av figur 5.2. AVKM2 viktas AVK1 för tre rader med 0.25, 0.5, 0.25 vilket medför att varannanradseffekten elimineras. De oberoende variablerna viktades då motsvarande i enlighet med vad som omtalades i avsnitt 5.6.4 "Linearisering".

Utifrån detta läge och ökad upplösning i beaktandet av placerat kväve testades modell 1.XF vilket också resulterade i framtagandet av modell 3. I strävan att beakta gödsel placerad i en större lokal testades modell 1.XV vilket sedermera ledde fram till modell 1.Xk. En kombination av modell 3 och 1.Xk till modell 6 blev en naturlig följd eftersom modell 3 och 1.Xk tillsammans kunde representera en överlagring av effekt av konkurrens resp. utbredning av gödselns verkan.

I tabell B.32 ges några resultat efter modell 1.XF och i tabell B.33 ges några jämförande modellvärden efter modell 1.XF och 1.XFE. I tabell B.34 ges resultat efter modell 3. Resultat efter modell 1.Xk ges i tabell B.35. I tabell B.35 presenteras resultatet med parametrarna a' och m enligt presentation av modell 1.Xk under avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller".

6.5.2 Analys av markvariationers inverkan på parameterskattningar

Avsnittet redovisar några analyser som belyser markvariationernas inflytande på skattade parametrar. En typ av analys är redan introducerad genom redovisningen av 1981 års försök med indelning i icke kompletta block (ROWS2*COL) enligt exempel 2 under avsnitt 5.6.7.2 "Förtydligande modellbeskrivningar ...".

I enlighet med punkt (i) under avsnitt 5.6.5 "Beaktande av okontrollerade markvariationer" presenteras några modeller med utgångspunkt från modell 3. Dessa modeller benämnes med modellextensionen .m, exempelvis 1.XFm.

I tabell B.36 presenteras några modeller och data efter regression med 1979 års försöksutfall. Tabellen innefattar modell 3.m med AVKM resp. AVK1 med LADA. Delytor motsvaras av olika COL och modellen presenteras med och utan blockindelning definierat av ROW (ROW är såmaskinsdrag, för 1979 också sammanfallande med olika SMÖNST).

I tabell B.37 redovisas anpassning till modell 3 sedan de sju rutorna vilka kodats som mindre tillförlitliga särbehandlats med hjälp av en dummy-variabel. Avvikelserna för särbehandlade rutor presenteras i tabell B.13. Motsvarande analys efter 1981 års försök med särbehandling av tre avvikande rutor presenterades i avsnitt 6.3.1 "Några speciella analyser".

1980 års försök uppvisade inga nämnvärda markvariationer. För 1981 års försök presenteras regressionsresultat med olika ytindelningar i tabell B.38. De olika ytindelningarna i tabellen representeras av RUTA resp. COL*MGIVA. samt en kombination dem emellan, nämligen ytindelad efter RUTA med parameter b_1 baserat på COL*MGIVA. (COL*MGIVA ger block om tre bredvidliggande RUTA med samma MGIVA men olika SMÖNST samt två block med ogödslade rutor. (Se fältplan för 1981 i figur 5.3).

1981 uppvisade kraftigt förbättrad anpassning av att införa modell 3.m. Med RUTA som y_{t1} erhöles extrema skattningar av parametrarna a_1 och b_1 efter varannanradsgödslade rutor. Detta beror av de obetydliga skillnaderna i "behandling" till olika rader inom RUTA med SMÖNST=1. (De i tabell B.38 presenterade skatt-

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

ningarna vilka ges inom parentes klarade ej 5%-igt signifikansmått). MSavkm blev 196375 vilket är markant lägre än motsvarande utan y_{t1} i modellen ($MSE=478045$, se tabell B.29).

Argumentet mot att använda RUTA som y_{t1} var de extrema parametervärdena för "jämnt" gödslade rutor. Med modellen $AVK1=ruta_1+b_3 \cdot XFE+c \cdot XFE^2+d \cdot XF \cdot XE$ där parametern b_3 representerar ($col \cdot mgiva$), försvinner den olägenheten.

Med modell 3.XFm blev variabeln XFXE inte signifikant skild från noll och om den tas med erhålles ett beräknat p som ligger nära noll. Därav presenteras resultat efter modell 1.XFm.

I tabell B.40 ges några data för 1982 års försök med ytindelning COL*BLOCK vilket motsvarar en delning av försöksytan på längden och bredden. Varje yta kom då att innefatta samtliga nivåer av SMÖNST och MGIVA.

6.5.3 Några andra modeller värda att nämnas

Valet av grundfunktion för att beskriva avkastningens samvariation med placerad gödsel var en av arbetets deluppgifter. Ansatser att finna mest lämpad avkastningsfunktion baserades på exponentialfunktioner, splinfunktioner, polynom och inverterade polynom. Ett stort antal modeller testades med AVK1 och AVKM mot placerad gödsel i de närmsta sårads mellanrummen på ömse sidor om en sårad. Av dessa regressioner är det några som kan anses värda en resultatpresentation.

I tabell B.39 ges data efter modell 8.p baserat på AVK1 och AVKM uppdelat efter de fyra försöksåren. Parameter p för de presenterade regressionerna var begränsad till intervallet $0 \leq p \leq 0.5$. (Med $k=0.5$ blir modell 8.p analog med modell 1.XF och med $p=0.5$ ges en analogi med modell 1.XFE.)

Modellen konvergerade med $k=0$ för 1981 och 1982 och med 0.5 för 1980. För 1981 och 1982 erhöles mycket snäva konfidensintervall vilka inte presenteras eftersom parametern var begränsad av förutbestämt intervall.

Nämnas bör att för 1982 års försök och $p=0.5$ erhöles ingen konvergens med AVK1 eller AVKM.

En frågeställning som aktualiserades i detta sammanhang var huruvida mängden eller koncentrationen av gödsel bäst förklarade gödseffekten. (Detta kan jämföras med frågeställningen om ojämnhetens inverkan, eftersom medelkoncentration och mängd blir ekvivalenta faktorer.) Som en liten test i anslutning till denna frågeställning ersattes XFE med maximala värdet av XF och XE i modell 8.p med $p=0.5$. Med AVKM och 1980 års försök erhöles något lägre medel-kvadratavvikelse. Resultatet kan ses i tabell B.41.

Modell 1.Xk beaktade bara gödsel i de två närmaste radmellanrummen på bägge sidor om aktuell rad. En modell, vilken inte presenteras och som liknade modell 1.Xk, gav för 1980 års data viktsfaktorerna 0.85, 0.13 resp. 0.02 för gödsel placerad i första, andra resp. tredje radmellanrummen från aktuell rad räknat. Detta ledde till framtagandet av modell 1.Xz. Resultat efter modell 1.Xz ges i tabell B.43.

I tabell B.44 presenteras beräknad parameter z efter modell 1.Xz, AVK1 och 1980 års data uppdelat efter MGIVA sedan övriga parametrar fixerats enligt resultat i tabell B.43. I tabell B.45 ges resultat efter modell 1.Xz, AVK1 och 1980 års data beroende av vilka MGIVA som innefattas av regressionerna. I tabell B.47 presenteras resultat efter modell 1.Xz(x) och 1.Xz(x)exp med 1980 års data och

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

AVK1. Modell 1.Xz testades för 1980 och AVK1 också med exponenten 1.5, dvs. $AVK1 = a + bX + cX^{1.5}$, där X var definierad enligt modell 1.Xz. Resultatet visade att beräknad parameter z blev nästan indentiskt lika med motsvarande z-värde enligt tabell B.45.

I tabell B.48 presenteras resultat efter modell 1.Xz(x), AVK1 och 1979 års data med XFE definierad som xlokal.

Modell 1.Xzcut, AVK1 och 1980 års data konvergerade med tre segment. (Se tabell B.49.) Modellen, vilken huvudsakligen testades med AVKM, konvergerade för alla åren men för 1979 och 1982 först sedan cut1 och cut2 hamnat utanför testat intervall, dvs. med modell 1.Xz. För 1980 konvergerade modellen så att segment 2 och 3 återstod, dvs. modell 1.Xz som efter cut2 övergick i ett rätlinjigt intervall. Det kan dock misstänkas vara en lokalt minimerad kvadrat-avvikelse eftersom modell 1.Xz gav något lägre kvadrat-avvikelse summa. Med 1981 års data och AVKM konvergerade modellen med tre segment sedan de tre mest avvikande rutorna uteslutits ur beräkningarna. Se tabell B.49. I tabell B.49 presenteras också resultat efter modell 1.Xz, AVKM och 1981 resp. 1979 års data sedan de tre resp. sju mest avvikande rutorna uteslutits ur beräkningarna.

Som avrundning berörs två modeller som givit lägre MSe än någon tidigare presenterad med samma beroende variabel. För 1979 års försök och AVKM gäller detta modellen 8.MIMA. Den intressanta parametern var k, vilken angav hur stor vikt som skulle läggas vid maxvärdet resp. minvärdet av vad som gödslats i radens närhet. Med $p=0.5$ motsvarar modellen modell 8.p också med insatt värde $p=0.5$. Enkelt uttryckt var tanken att $k < 0.5$ skulle kunna representera att mängden tillgängligt kväve inte varit bland de begränsande faktorerna och $k > 0.5$ att begränsad mängd tillgängligt kväve varit en begränsande faktor. Resultatet presenteras inte på annat sätt än att p beräknades till 0.26.

Som parentes kan nämnas att 1980 års försök och AVKM gav p lika med 0.76 och lägre MSe än vad som presenterats i tabell B.39.

För 1982 års försök erhöles lägsta MSe för modell 8.SPEC. Detta är en modell som skiljer på vad som gödslats närmast "före" respektive "efter" en rad kopplad till främre respektive bakre sålåda. Med "före" och "efter" kom att jämföras söder resp. norr om aktuell rad. I tabell B.50 presenteras resultatet med k_2 satt till noll. Presenterat resultat föregicks av regression som gav k_2 mycket nära noll. $k_2=0$ motsvarar att gödsel som placerats norr om såbillar från den främre sålådan haft samma gödseffekt på sårader efter bägge sålådorna. Beräknad parameter $k_1=1.19$ blev "signifikant" större än noll, till och med "signifikant" större än 1.

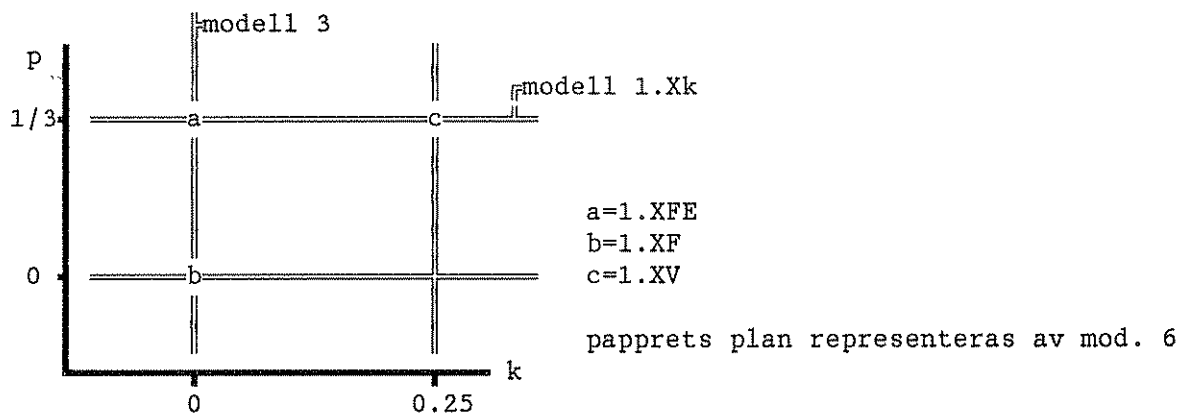
Försöksåret 1982 hade en kraftig varannanradseffekt vilken dock var bortfiltrerad vid regressionen då observationsytan var "två rader", dvs. regression lineariserat till beroende variabel AVKM. Med andra ord - parametern k_1 har inte beskrivit variationen beroende av olika sålåda utan möjligtvis en nettoeffekt av olika gödslingsseffekt på rader efter olika sålåda.

$K=1.19$ ger följande viktsfaktorer:

	Främre sålåda	bakre
Söder	2.19	1
Norr	1	-0.19

6.6 Jämförande regressioner med några utvalda modeller

Den modellstruktur som utkristalliserade sig kan sammanfattas med modell 6. Med olika konstanter för parametrarna p och k täcker modell 6 modellerna 3, 1.Xk, 1.XV, 1.XFE och 1.XF. Modell 1.Xk täcker modell 1.XV och 1.XFE och modell 3 täcker modell 1.XFE och 1.XF vilket kan åskådliggöras med figur 6.1. I figuren representeras modell 6 av papprets plan, modell 1.Xk resp. 3 av två ortogonala linjer samt modell 1.XF, 1.XFE och 1.XV av koordinatpar. Modeller som innefattas av modell 6 gäller för observationsenheten "en rad". De sammanfattande regressionerna innefattar också modell 1.XM. Modell 1.XM lineariseras inte enligt modelldefinitionen (se avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller") och beaktar således inte gödselvariationer inom aktuell observationsyta.



Figur 6.1 Illustration av hur modellerna 1.Xk, 3, 1.XFE och 1.XF innefattas av modell 6.

6.6.1 Sammanfattande regressioner med glidande medelvärde över två sårader

Sammanfattande regressionsresultat med AVKM som beroende variabel är sammanställda i tabellerna B.51-B.58 uppdelat efter olika försöksår. I några av tabellerna presenteras resultat efter modellerna 5 och 7. Dessa modeller är relativt lika modell 6 (se avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller").

För 1979 ger tabell B.52 resultaten med alla giltiga data. I tabell B.51 och B.53 ges data sedan de sju mest avvikande rutorna undantagits beräkningen. I tabell B.53 ges resultat enligt det tidigare sättet att utesluta osäkra observationer (se avsnitt 5.7 "Övriga förtydliganden"). Tabell B.53 innefattar modell 1.Xz men inte modell 6. För 1981 presenteras resultat med resp. utan indelning i icke kompletta block enligt ROWS2*COL. 1982 års resultat presenteras med resp. utan de högsta givorna vilka endast gödslats med SMÖNST=J.

6.6.2 Sammanfattande regressioner med rutskörd som oberoende variabel

Sammanvägda observationer av omfånget AVKM16 motsvarar nettoskörd från varje ruta. Som jämförande anpassningar testades de utvalda modellerna lineariserat till AVKM16. Modell 1.XM lineariserades inte enligt definitionen och utgör således en jämförande referens i form av att inte beakta varierande gödselintensitet inom rutor. En annan jämförelse gäller mot anpassningar med AVKM och då främst vad avser parameterskattningar. Sammanfattande regressionsresultat med

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

AVKM16 som beroende variabel är sammanställda i tabellerna B.59-B.65 uppdelat efter olika försöksår. Presenterade tabeller följer huvudsakligen samma indelningsgrund som de sammanfattande anpassningarna med AVKM.

6.6.3 Glidande regressioner med olika omfång.

Modellerna 1.XM, 1.XV, 1.XFE och 3 testades med glidande medelvärden över hela intervallet från AVKM, dvs. två bredvidliggande rader, upp till AVKM16. Dessa regressioner begränsades till sammanvägningar av RAD 4 till RAD 20

För 1979 gjordes dessa regressioner sedan de sju mest avvikande observationerna undantagits beräkningarna. Jämförande resultat efter modellerna 3 och 1.XM presenteras i tabell B.66. I tabellen presenteras en variationskoefficient (vk). Denna benämnes fiktiv variationskoefficient och är beräknad som den variationskoefficient vilken skulle förklara skillnaden mellan krökningsparametern c efter modell 1.XM och parametern (c+d) efter modell 3.

För 1980 års resultat blev det mest aktuellt att studera skillnader efter modell 1.XM och modell 1.XV. Modell 1.XV gav klart bättre anpassning och stabilare parameterestimater än modell 1.XM. Först med AVKM12, som omfattar en hel cykel för SMÖNST 6, blev det möjligt att beräkna en fiktiv variationskoefficient vid jämförelse mellan modellerna 1.XM och 1.XV. Beräknade fiktiva variationskoefficienter presenteras i tabell B.67. Modell 1.XFE gav något bättre anpassning än modell 1.XV i intervallet AVKM4-AVKM10. Värt att nämna är att modell 3 gav lägsta MSE av de testade modellerna över hela intervallet undantaget AVKM och AVKM2. Modell 3 hade dock en parameter mer i modellen och parametrarna c och d balanserade varandra med ett högt värde på beräknad parameter p även om parameter (c+d) var tämligen konstant.

För 1981 gjordes dessa regressioner med faktorn ROWS2*COL i modellerna. Modell 3 gav lägsta MSE över hela intervallet. Modell 3 erhöll också högsta F-tal för regressioner med AVKM8 till AVKM15. Beräknad parameter p för modell 3 ökade från 0.07 till 0.17 efter regressioner med AVKM till AVKM6 för att sedan stabiliseras runt 0.14. Beräkning av fiktiv variationskoefficient mellan modell 1.XM och 3 blev möjlig först med AVKM12. (AVKM12 omfattar en hel cykel för SMÖNST A.). Modell 1.XV och modell 1.XFE gav överlag ett något högre belopp på parameter c än vad som gavs av (c+d) efter modell 3. Modell 1.XFE gav genomgående lägre MSE än modell 1.XV med undantag av regression med AVKM16 (jmf tabell B.63). Modell 3 gav dock lägsta MSE i hela intervallet.

För 1982 gjordes motsvarande jämförelser sedan de två blockfaktorerna COL och ROWS3 medtagits i modellerna. (Regressioner med de nämnda blockfaktorerna representerade de enda tillgängliga för 1982 års försök i sammanfattande stund. Ytterligare regressioner förväntas inte ändra helhetsbilden.) Modell 3.XF gav klart bästa anpassningen med lägsta MSE och högsta F-tal över hela intervallet. Därefter kom modell 1.XFE, 1.XV och 1.XM i nämnd ordning. Denna trend var genomgående med ett undantag. För regressionen med AVKM gav nämligen modell 1.XM försumbart bättre anpassning än modell 1.XV vilket också ansluter till graderingen i ökad upplösning. (Som tidigare påtalats representerar modellerna 1.XM till 1.XF ökad geografisk upplösning i beaktande av placerad gödsel först i och med AVKM2.) Någon fiktiv variationskoefficient som kopplar samman de olika modellerna kunde inte beräknas. För modell 3.XF fluktuerade c mellan -0.0084 och -0.0093 och (c+d) mellan -0.0054 och -0.0069. Beräknat p varierade mellan -0.12 och -0.24.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

6.6.4 Några kompletterande regressioner med glidande medelvärdesbildningar

I presentationen av modeller med glidande medelvärden berördes inte modell 1.Xk eller modell 6. Dessa modeller är också stickprovstestade i intervallet mellan AVKM och AVKM16.

För 1979 års försök samt modell 6 och AVKM12 blev parameterestimaten nästan identiska med resultat efter AVKM16 (jmf tabell B.60). Detta gäller för datamaterialet undantaget de sju avvikande rutorna och med modell 6. Modell 1.Xk sammanföll nästan med modell 1.XV, dvs. k blev nära 0.25.

För 1980 års försök och modell 1.Xk minskade skattningen av k till 0.09 för AVKM4 och till 0.06 för AVKM8 för att med AVKM12 ha ökat till 0.34. Med modell 6 gav AVKM2 resultat mycket lika AVKM men vid AVKM3 erhöles ingen konvergens. Med AVKM4 övergick k till negativa värden samtidigt som p blev större och positiv.

Med 1981 års försök och blockfaktorn ROWS2*COL gav AVKM12 klart lägsta MSe med modell 6. Parameteruppskattningarna anslöt närmast till resultatet efter AVKM16 (jmf tabell B.63). Parametrarna k och p beräknades till -0.39 resp. 0.11. Med modell 3 som blev god tvåa vad gäller minimerad MSe beräknades p till 0.14 .

För 1982 som också testades med AVKM12 gäller i stort samma som just sagts om parametrarna för 1981 års försök. Med modell 6 blev $k=-0.26$ och $p=-0.02$.

6.6.5 Glidande medelvärdesbildningar med större omfång

Beräkningar med glidande medelvärdesbildningar enligt vad som hitintills presenterats har varit begränsade till omfånget AVKM16, vilket representerar ett rutmedelvärde. En nackdel med detta var att antalet observationer blev starkt begränsat för större sammanläggningar.

Med sammanläggning till "AVKM23" kom varje medelvärde att motsvara en bruttoruta i yta. Vidare kom varje sammanläggning att innefatta lika många kantrader eller en sårad efter varje såbill (undantaget missade observationer). För att erhålla något mer rättvisande ha-skördar genererades pseudoraderna RAD=0 och 24. Vad som nu nämnts kom därmed att gälla för AVKM25.

Regression med AVKM25 genomfördes så att glidande medelvärdesbildningar går över olika COL som om dessa utgjort en sammanhängande COL över respektive försöksyta. Några resultat för de olika åren är sammanställda i tabell B.68. Noteras kan att modell 1.XM har givit högsta MSe för alla åren med undantag för 1980. Undantaget 1980 gäller vid en jämförelse med modell 1.Xk. Notera också att modell 6 för samtliga år och presenterade resultat givit lägsta MSe.

6.6.6 Regressioner med glidande medelvärdesbildningar under beaktande av omgivning

Modeller definierade av modellextensionerna .Nvm/n och .Num/n (se avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller") testades i begränsad omfattning. Med AVKM25 som större och AVKM7 som mindre lokal har modellerna testats med utgångspunkt i modell 6. Dessa test avsåg glidande medelvärden så att alla AVKM7 omfattar endast RAD \geq 4 och RAD \leq 20.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

I tabell B.69 och B70 presenteras några resultat med utgångspunkt i modell 6.Nv7/25 resp. 6.Nu7/25. Parametrarna p och k var begränsade till $p > 0$ resp. $k < 0.25$. Detta med anledning av att parametrarna kan balansera varandra. Att parametrarna balanserar varandra kunde bl.a. utläsas av den asymptotiska korrelationskoefficienten.

1979 års försök uppvisar "bästa" regressionsresultat i bemärkelse av att beräknade parametrar p och k fallit inom utsatta restriktioner. För 1980 presenteras också resultat efter modell 1.Xk.Nu7/25. Modell 1.Xk har i tidigare resultat visat sig vara lämplig med det aktuella försöksutfallet. Inget avseende skall fästas vid beräknade parametrar a i de bägge tabellerna vilket kommer att framgå av diskussionen.

6.6.7 Regressioner innefattande rutvis skördade ytor

Samtliga år skördades också hela rutor med skördetröska. Åren 1981 och 1982 skördades dessa rutor i anslutning till de radvist skördade försöken och ingen ytterligare information finns att hämta ur dessa.

För 1980 däremot skördades också varannanradsgödslade rutor vilket gav en, om dock osäker, möjlighet till jämförelser mellan "jämnt" och ojämnt gödslade rutor. Jämnt gödslat representerades då av varannanradsgödslat.

De skördetröskade rutorna var ej helt jämförbara med de radvist skördade beroende på olika skördeteknik. För att kringgå detta korrigerades avkastningen för de skördetröskade rutorna så att medelavkastningen för två ggr 10 stycken rutor skördade i anslutning till två ggr 10 stycken av de radvist skördade med lika behandling också blev lika. För de radvist skördade rutorna beaktades för jämförelsens skull samtliga 23 rader inom varje ruta. Denna korrigerings gav en faktor 1.69 vid omräkning från skördad mängd i gram till hektarskörd. Beräknat på skördad yta är motsvarande faktor 1.63. Omräkningen motsvarar sålunda ett påslag om 3.7%. Detta material testades sedan mot några olika modeller.

Med bara de skördetröskade rutorna gav modellen:

$$\begin{aligned} \text{A41} \quad \text{AVK23} &= (\text{mgiva} \cdot \text{smönst})_{\perp} + \text{col}_j + \text{res}_{\perp j k} \\ R^2 &= 0.72 \quad F = 12.33 \quad \text{CV} = 10.11 \quad \text{MSe} = 150473. \end{aligned}$$

(AVK23 är ett medelvärde av alla 23 raderna inom en ruta, dvs. en bruttoruta. Varje nivå av COL omfattar lika behandling.)

I tabell B.71 presenteras LSMEANS efter nämnda modell samt de kontraster som blev signifikant skilda från noll. Tabellen presenterar också motsvarande resultat sedan även de radvist skördade rutorna innefattats i beräkningen.

Med dessa observerade kontraster testades modellen

$$\begin{aligned} \text{A42} \quad \text{AVK23} &= a + b \cdot X + c_{\perp} \cdot X^2 + \text{col}_j + \text{res}_{\perp j k} \\ R^2 &= 0.72 \quad F = 28.9 \quad \text{CV} = 9.86 \quad \text{MSe} = 138687 \end{aligned}$$

SMÖNST

$$\begin{aligned} 1 \quad \text{AVK23} &= 2733 + 29.9 \cdot X - 0.1008 \cdot X^2 \\ 6 \quad \text{AVK23} &= 2733 + 29.9 \cdot X - 0.1218 \cdot X^2 \\ 12 \quad \text{AVK23} &= 2733 + 29.9 \cdot X - 0.1568 \cdot X^2 \end{aligned}$$

där i avser nivå av SMÖNST och X är definierad enligt XM till modell 1.XM, dvs. ett medelvärde av placerad gödsel till varje ruta.

Kapitel 6 FÖRSÖKSUTFALL

Om SMÖNST=1 låtes representera helt jämnt blir fiktiv variationskoefficient 0.46 och 0.75 för SMÖNST=6 resp. 12. Om variationskoefficienten för SMÖNST=12 sätts till 100% så blir fiktiva variationskoefficienter 0.53, 0.74 samt 1.

Parametern c efter SMÖNST=12 blev signifikant skild från c efter SMÖNST=1 eller 6.

För 1979 års försök skördetröskades hela rutor med varjeradsgödsilat. Dessa rutor skördades efter att tre kantrader på var sida tagits bort. Rutornas längd i så-riktningen var nio meter. Gödslingsintensiteterna var ogödsilat, 33.7, 55.8, 85.8, 114.2, 146.2, 172.6 och 198 kg N/ha. Försöket lades i två kompletta block. I tabell B.72 presenteras kärnsköörden efter resp. medelgiva. I tabellen presenteras också LSMEANS för de olika gödselgivorna sedan en blockindelning i fyra ofullständiga block gjorts. (De ofullständiga blocken bestod av fyra bredvidliggande rutor och kan uttydas av figur A.2).

Med ett andragradspolynom erhöles resultatet:

$$A43 \quad \text{AVK16} = 3371 + 20.3 \cdot X - 0.0668 \cdot X^2$$

$R^2=0.73 \quad F=17.8 \quad CV=7.7 \quad \text{MSe}=116072 \quad (\text{Biol. max}=152 \text{ kg N/ha})$

Med fyra ofullständiga block erhöles resultatet:

$$A44 \quad \text{AVK16} = \text{Int}_1 + 20.2 \cdot X - 0.0596 \cdot X^2$$

$R^2=0.97 \quad F=61.2 \quad CV=3.0 \quad \text{MSe}=17837 \quad (\text{Biol. max}=169 \text{ kg N/ha})$

I enlighet med vad som tidigare presenterats om beaktande av markens naturliga variationer i kväveinnehåll testades också modellen

$$A45 \quad \text{AVK16} = a_1 + b_1 \cdot X + c \cdot X^2$$

$R^2=0.99 \quad F=97.1 \quad CV=1.3 \quad \text{MSe}=7194$

där index i representerar de ofullständiga blocken. Resultatet är sammanställt i tabell B.73

Med 1979 års radvis skördade försöksytor och modellen

$$A46 \quad Y = a + b \cdot X + c_1 X^2$$

med X definierat enligt modell 1.XM och där index i representerar olika SMÖNST kunde noteras att SMÖNST=1 avviker från övriga nivåer av SMÖNST. Beräknade parametrar a, b och c_1 efter regression med AVKM resp. AVKM16 sedan de sju mest avvikande rutorna undantagits beräkningarna är sammanställda i tabell B.74. Statistiska mått blev för

A46.a	AVKM:	R ² =0.71	F=165	CV=10.4	MSe=198258 och för
A46.b	AVKM16:	R ² =0.86	F=20.3	CV=4.3	MSe=33344.

I tabell B.74 ges också fiktiva variationskoefficienter. Den vänstra kolumnen gäller för en jämförelse mellan regressioner med AVKM resp. AVKM16. Den högra gäller för en jämförelse efter AVKM16 relaterad till data från tabell B.73, dvs. efter rutvis skörd.

Av tabell B.74 kan noteras att SMÖNST=1 avviker från övriga nivåer av SMÖNST för regression med AVKM men att skillnaden inte är lika markant för regression med AVKM16.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Avsnittet diskuterar resultaten som refererats i föregående kapitel och avslutas med en övergripande syntes för kalkylering av ojämnheters inverkan på medelutbytet. Resultaten efter försök A syftade till att formulera modeller för att kunna beräkna ojämnheters inverkan på medelavkastningen. Därav är det uppenbart att framtagna modeller inte representerar annat än beskrivningar av de aktuella försöken. En del resultat har redovisats i dokumenterande syfte och kommer inte att beröras. Diskussion av mer generell karaktär ges i kapitel 10 "Slutdiskussion".

7.1 Allmänt

Varannanradseffekten eller skillnaden i avkastning efter maskinens olika sålådor påverkade hela analysarbetet och fårsvårade tolkningen.

Bara en påvisbar skillnad efter olika spridningsmönster till ytor vars omgivning endast haft marginellt inflytande kan tas som intäkt för påverkat medelutbyte. Skördesänkningar orsakade av ojämnt spridningsmönster inom rutor kunde skönjas i försöken, men kunde inte anses påvisade med tillfredsställande säkerhet. Detta kan, förutom att det inte finns någon skillnad, förklaras av en rad olika orsaker. De avkastningsskillnader som skulle påvisas kunde t.ex. vara små i relation till de naturliga variationerna över försöksytorna. 1979 stördes försöket av kvickrotsangrepp och 1980 saknades möjligheter till jämförelser mellan jämnt och ojämnt gödslat till hela rutor vilka skördats radvis. För 1981 och 1982 erhöles en något högre skörd för jämnt gödslade rutor, vilket för 1981 skall sättas i relation till de stora variationerna över försöksytan och för 1982 till den mycket ringa gödslingseffekten.

7.2 Kanteffekter

Av figur C.9 framgår att kanteffekten kunde antas försumbar redan i fjärde raden från sådragens ytterkanter. Detta trots att en "mista" om två eller fler sårader gav en kraftig kanteffekt. En tolkning av detta är att gödsling bortom rad nr 3, räknat från en viss rad, inte har någon effekt på den raden. Detta kan dock inte tas för givet då kanteffekten kan bero mer av extra tillgång på ljus än på extra god tillgänglighet till näring.

7.3 Behandlingseffekter

För att beskriva och förklara vad som ligger bakom förluster orsakade av ojämn gödselintensitet avsågs att först konstatera eventuella förluster.

Medelvärdestabellerna B.1-B.5 ger de aktuella försöksutfallen. Utifrån dessa, eller med variansanalysmodeller, beräknades den effekt som kunde tänkas bero på just spridningsmönstret. Med variansanalys gavs möjlighet att uppskatta vad utfallet skulle kunna ha blivit sedan markens bördighetsvariationer eller andra förhållanden givits en förklarande innebörd.

Rent allmänt gav jämnare gödselintensitet en något högre avkastning, men skillnaderna var så små i relation till övriga avkastningsskillnader att statistisk signifikans svårligen kunde påvisas. För att ge en bild av storleksordningen på avkastningssänkningar som skulle kunna härledas till ojämn gödselintensitet ges här en sammanfattning uppdelat efter de olika försöksåren.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Rutmedelvärden efter 1979 års försök påvisade inga regelbundenheter annat än att avkastningen ökat med ökad medelgödselgiva (tabell B.12) och att varannanradsgödsel helt oväntat gav den lägsta medelavkastningen, se tabell B.6. Ur denna tabell framgår också att skillnaden mellan medelvärde efter gödslade rutor och medelvärdet efter motsvarande MGIVA beräknades till 129 kg kärna/ha till förmån för rutor gödslade med medelgiva. (Detta gäller sedan varannanradsgödsel undantagits från beräkningen). Medelgödselgivan var ca 58 kg N/ha och en variationskoefficient för variationer mellan rutor motsvarar ca 60 %. Baserat på regression med AVKM16 mot MGIVA, undantaget de sju mest avvikande rutorna, beräknades motsvarande skillnad till 166 kg kärna/ha (ej tidigare presenterat).

Av tabell B.12 framgår att gödslingseffekten för 1980 års försök ökade med ökad gödselgiva upp till 73 kg N/ha för att sedan plana ut. Detta gäller med undantag för avkastningen efter den högsta givan och SMÖNST=12 som blev lägre än efter 50 kg N/ha och SMÖNST=6. Avkastningsskillnaden efter högsta gödselgivan och SMÖNST=6 resp. SMÖNST=12 blev 409 kg kärna/ha till fördel efter SMÖNST=6. Denna skillnad gav statistisk signifikans med 10 %-ig signifikansnivå.

I tabell B.7 redovisas några beräknade kontraster som avser skillnader i avkastning efter medelgiva jämfört med medelavkastning efter sammanvägda rutskördar med motsvarande medelgödselgiva. Kontrasten 540 kg kärnförlust/ha motsvarar all gödsel fördelad på halva fältet med SMÖNST=6 och 50 kg N/ha som medelgiva jämfört med samma SMÖNST och medelgiva fördelad över hela fältet. (Om utbyteskurvan kan beskrivas med en splin-funktion bestående av rätlinjig respons med plant avkastningstak så är den teoretiskt högsta förlustsiffran för motsvarande ojämnheter lika med halva gödslingseffekten). Dessa siffror baseras på rutmedelvärden efter en ojämnheter inom varje ruta definierad av SMÖNST=6.

Av de observerade medelavkastningarna för hel ruta antyds ett avkastningstak nära 4000 kg/ha. Detta "tak" kan vara kraftigt beroende av ojämnheter inom rutorna, och kommer att beröras ytterligare under rubriken "1980 års försök" i avsnitt 10.2.3 "Försöksutfall".

I tabell B.71 vilken gäller för skördetröskade rutor kan avläsas att LSMEANS för varannanradsgödsel (SMÖNST=1) och 98 kg N/ha blev 4630 kg kärna per hektar, vilket tillika gav en statistiskt signifikant skillnad jämfört med samma gödselgiva och SMÖNST=6 resp. SMÖNST=12.

Med 1981 års försök kunde noteras en genomsnittligt lägre skörd efter ojämnt gödslade rutor (SMÖNST=A) jämfört med jämnt i form av varannanradsgödsel (SMÖNST=1, se tabell B.8). Den genomsnittliga skillnaden för hela försöket blev 141 kg med en noterad förlust för alla givor undantaget efter den högsta givan om 170 kg N/ha. Den största skillnaden om 308 kg kärna/ha avser avkastning efter medelgivan 87 kg N/ha vilket också representerar en ganska vanlig gödselintensitet. Resultaten stördes av kraftiga "markvariationer" och nämnda kontraster är inte signifikant skilda från noll.

Några kontraster beräknade på ojämn gödsling mellan hela rutor har inte presenterats då avkastningen för 87 kg N/ha blev oväntat låg i relation till övriga gödselintensiteter med en sågtandad avkastningsfunktion som följd.

För att komma till rätta med de avkastningsvariationer som uppenbarligen hade sin grund i bördighetsvariationer infördes de icke kompletta blocken ROWS2 resp. ROWS2*COL i beräkningarna. Resultat efter modeller med nämnda blockfaktorer visar att de skillnader mellan jämnt och ojämnt gödsel som skulle kunna ha erhållits var större än de medelvärdesskillnader som registrerats. I tabell B.14 som gäller efter modell med ROWS2 kan noteras att gödslingseffekten för 87 kg N/ha bättre faller in i trenden för en kontinuerlig avkastningsfunktion.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Modellen med ROWS2*COL gav mycket god förklaring till variationerna mellan rutor med olika behandling respektive blocktillhörighet. Beräknade LSMEANS för gödslingseffekt och skillnader efter jämnt och ojämnt fördelad gödsel redovisas i tabell B.16. I tabellen ges två kontraster som är signifikant skilda från noll, men då skall inte förglömmas att markens variationer i högsta grad betraktats som en fix faktor. Kontrasten för 87 kg N/ha, 509 kg kärna/ha, måste tolkas varsamt liksom den rent medelvärdesberäknade om 308 kg/ha för samma giva (se tabell B.8).

I tabell B.17 gavs några beräknade kontraster efter ojämn gödselintensitet mellan hela rutor enligt samma uppställning som i tabell B.7. Med LSMEANS efter modellen med ROWS2*COL från tabell B.16 skulle gödsling med all gödsel varannanradspacerad på halva fältet och 87 kg N/ha som medelgiva resultera i en beräknad förlust om 971 kg/ha jämfört med varannanradsgödsel på hela fältet.

1982 års försök resulterade i en hög grundskörd med mycket måttliga gödslingseffekter. Av tabell B.12 framgår att den högsta avkastningen erhöles efter 273 kg N/ha. Jämfört med ogödsel representerade den högsta avkastningen en signifikant skördeökning om 490 kg/ha. Alla de övriga gödselgivorna gav ca 300 kg kärna per ha i skördeökning undantaget gödselgivan 185 kg N/ha, vilken gav den lägsta medelskörden. (De två högsta gödselgivorna var enbart representerade med helt jämnt gödsel, SMÖNST=J.) Den högsta medelavkastningen för försöket, uppdelat på SMÖNST*MGIVA, registrerades efter varannanradsgödsel och 94 kg N/ha med en skördeökning om 517 kg kärna per ha.

En studie av skillnader i avkastning efter jämnt och ojämnt gödselade rutor (se tabell B.10, för översikt -se figur C.10) påvisar inga genomgående trender. Totalt för den balanserade delen av försöket (undantaget de två högsta givorna) gav helt jämnt (SMÖNST=J), respektive varannanradsgödsel (SMÖNST=1), en något högre avkastning än ojämnt (SMÖNST=A) med den största skillnaden efter helt jämnt resp. ojämnt om 98 kg kärna per ha. En mycket blygsam skillnad som dock representerar drygt hälften av försökets genomsnittliga "gödslingseffekt".

I ett försök att beakta markvariationerna testades en modell med tre bredvidliggande såmaskinsdrag i icke kompletta block (ROWS3). Denna indelning överlagrades med en blockindelning i två kompletta block över de icke kompletta blocken, dvs. med två blockfaktorer utan samspelsterm. En modell med dessa blockfaktorer gav god förklaringsgrad till skördevariationerna mellan rutor, men inverkad inte på beräknade gödslingseffekter efter olika behandlingar i samma omfattning som för 1981 års försöksdata. Se figur C.12 och tabell B.24. Av tabell B.24 framgår att skillnaden efter varannanrads- och ojämnt gödsel med 94 kg N/ha beräknades till 315 kg och resulterade i ett 5 %-igt signifikansmått.

De olika spridningsmönstren SMÖNST=J, 1 respektive A kan delas upp i två grupper på två olika sätt. Det ena är att SMÖNST=J och 1 kan betraktas som jämnt i relation till SMÖNST=A. Men då SMÖNST=J är gödsel med maskinens samtliga matarhus för gödsel, resulterar detta i en halverad koncentration av utmatad gödsel i varje gödsel radmellanrum jämfört med SMÖNST=1 och A.

Att basera några antaganden på 1982 års försöksutfall är vanskligt då skillnader i behandlingseffekt efter olika spridningsmönster med ett undantag inte är signifikant skilda från noll (se tabell B.24). Men resultat enligt tabell B.24 och intresset förlagt till jämförelser mellan varje- och varannanradsgödsel stämmer med tanken att kravet på jämnhet i gödselintensitet inte kan isoleras från den upplösning varmed ojämnheter kan konstateras. Det kan med andra ord inte uteslutas att en ojämn gödsel fördelning i en plantas omedelbara närhet skulle kunna vara att föredra, dvs. att varannanradsgödsling skulle kunna ge högre avkastning än varjeradsgödsling.

7.4 Härledning av avkastningsvariationernas orsaker inom ogödslade partier

Avsnittet 6.4 "Variationsanalys" representerar en ansats att studera de naturliga avkastningsvariationerna. Den viktigaste erfarenheten av detta blev medvetenheten om grödans konkurrenssituation eller "strategi". Av avsnittet framgår att närliggande ytors avkastande förmåga uppvisade positiv korrelation samt att bredvidliggande raders avkastning uppvisade negativ korrelation till varandra. Detta indikerade att konkurrensförhållandet mellan två bredvidliggande rader är en faktor som ej kan lämnas obevakad i en fortsatt analys.

Figurerna C.18 och C.19 avser att åskådliggöra "konkurrenssituationens", med utbredningen i rummet, avklingande effekt. Figurerna representerar försöksåren 1980 och 1982. 1980 gav den lägsta grundskörden och 1982 den högsta. Grafen i figur C.19, vilken gäller för 1982, uppvisar en progressiv tendens. Detta tyder på en mer utbredd växelverkan med omgivningen. Det motsatta gäller grafen i figur 7.13, vilken med undantag för variansskattningen för enskilda rader (högsta punkten) antyder en degressiv graf. Detta kan betyda ett samband mellan avkastningsnivå och utbredning av "konkurrensområde". En studie av korrelationskoefficienterna mellan RES_t och RES_{t-1} i tabell B.23 visar högsta belopp och lägsta prob-värde efter 1980 års försök. Detta kan tyckas tyda på den mest markanta "konkurrenseffekten". Studeras kovariansskattningarna i en jämförelse mellan 1980 och 1982 kan noteras att både varians- och kovariansskattning med bredvidliggande avvikelser gav markant större belopp 1982. Den till beloppet stora korrelationskoefficienten för 1980 beror med andra ord på den låga variansskattningen.

En obekräftad hypotes är att hög avkastning förstärker konkurrenssituationen med påföljd att växelverkan mellan rader blir mer rumsligt utbredd. Detta skulle kunna leda till att en rad med avvikande avkastning i en omgivning med "hög" avkastning ger rumsligt mer utbredd "störande" effekt än om omgivningen har "låg" avkastning. "Störande" inom citationstecken då effekten kan vara negativ när det gäller att finna lagbundenheter, men kanske positiv i bemärkelse av beståndets "strategi" att bäst ta till vara ojämnt fördelade tillväxtfaktorer.

7.5 Härledning av avkastningsvariationernas orsaker inom gödslade partier

Analyser baserade på skördade sårader kunde påvisa lokala samvariationer mellan placerat kväve och skörd. Rent allmänt kunde en mycket lokal gödseffekt noteras. Analyser med olika PATTERN visade att merparten av den lokala avkastningsvariation som kunde hänföras till placerad gödsel förklarades redan med PATTERN1.

Modellvärden för MGIVA*SMÖNST kan beräknas efter modell med samma behandlingsfaktor men kan också beräknas sammansatt av MGIVA*PATTERN. Tankemässigt gäller för en jämförelse mellan modellvärden efter respektive metod att markvariationer mellan större delytor får relativt mindre inflytande med radbaserade modeller men å andra sidan ökar risken att modeller beskriver effekten av konkurrens.

Med kännedom om att det förelegat ett konkurrensförhållande mellan individer i ett skördat bestånd blev det nödvändigt med en ny arbetshypotes. Från att ha försökt påvisa lokala gödseffekter blev den nya hypotesen att lokala avkastningsvariationer efter varierande gödselintensitet var en följd av gödselns konkurrensförstärkande effekt. Denna hypotes innefattade möjligheten att en lokal mertillväxt bekostades av en reducerad tillväxt i omgivningen.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

En förutsättning för att beräkna effekter av andra sammansatta spridningsmönster än de i försöken testade blev att nämnda hypotes måste förkastas alternativt accepteras och formuleras för kvantifiering i beräkningen.

Givet problemställningen är det väsentligt att modellparametrar kan frikopplas från den omgivning som inte beaktas i modellen. Vad som skulle avses med relevant omgivning omfattades av hypotesen eftersom alla indirekta icke försumbara effekter efter gödsel på olika avstånd skulle beaktas.

Några av de presenterade analyserna ger god grund för antagandet att de lokala avkastningsvariationerna resulterar i en nettoeffekt i form av ett sänkt medelutbyte. I nedanstående ges några kommentarer av redovisat material baserat på PATTERN, uppdelat efter de olika försöksåren.

För 1979 års försök och med modeller baserade på skördad rad efter varje såbill kunde avläsas en trend med minskad avkastning ju bredare stråk av randighet i gödsling inom rutan, se figur C.20 och C.21. Varannanradsgödsel avvek från trenden med en oväntat låg skörd. Två av de varannanradsgödselade rutorna innefattas av de sju mest avvikande rutorna som särbeaktats i ett antal analyser.

Eftersom försöksmaterialet blev kraftigt obalanserat med behandlingsfaktorer baserade på PATTERN var det av största vikt att avvikande observationer inte skulle tillåtas dominera tolkningen. Som exempel gav SMÖNST=1 bara en nivå av PATTERN och det var endast med PATTERN1 som motsvarande nivå, PATTERN1=16, också kunde återfinnas inom övriga testade SMÖNST. Eftersom en sammansättning av PATTERN1=16 till SMÖNST=1 representerades just av SMÖNST=1 var det av största vikt att dessa rutor också skulle ingå i analysen. Men då PATTERN1=16 domineras av resultat efter SMÖNST=1 och två av dessa rutor, i viss mån också en tredje, var hårdast belastade med kvickrot blev det nödvändigt med analyser sedan dessa två rutor undantagits. För att inte göra våld på analysen utvaldes, efter noggrant övervägande, sju avvikande rutor. I enlighet därmed presenteras resultat med resp. utan dessa avvikare.

Av modellvärden efter behandling jämförd med MGIVA*PATTERN1 i tabell B.25 kan utläsas att PATTERN1=0 givit lägre modellvärde efter rutor med högre MGIVA, undantaget MGIVA=17, jämfört med MGIVA=0. Detta gäller både med och utan avvikare i analysen. Därav kan inte uteslutas att modellvärden för PATTERN1=16 och 48 skulle ha blivit lägre efter rader skördade i omgivningar med högre gödselintensitet. Tabellen ger kontraster för förväntade skördebortfall efter två olika ojämheter definierade av tabell 6.1. Av kontrasterna kan utläsas att mertillväxten efter PATTERN1=48 inte förmått kompensera den uteblivna mertillväxten efter PATTERN1=0. Dessa kontraster baseras på en beskrivning av gödselns lokala direkta verkan och kan inte ohämmat tas som intäkt för förväntade förluster. Beräkningarna baserades på alla nivåer av SMÖNST men innefattade inte på något annat sätt konkurrensförhållandet mellan närliggande rader. Först måste konstateras huruvida de med modellen beskrivna resultaten är effekter av växelverkan med omgivningen. Parametervärden från tabell B.25 åskådliggörs i figurerna C.30 och C.31.

Beräknade kontraster skall endast vara vägledande i diskussionen och får inte ligga till grund för omotiverade tolkningar. Men om siffrorna ger en sakriktig beskrivning skall dessa eller motsvarande läggas till förlustsiffror beräknade enligt tabell B.6. Kontrasterna efter gödselgivan 17 kg N/ha kan tolkas som en antydan om ett progressivt intervall för avkastning som funktion av gödselgivan. För att poängtera att materialet måste tolkas med varsamhet kan erinras om att försöket gav den lägsta medelavkastningen efter varannanradsgödsel.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

I avsnitt 6.4 "Variationsanalys" presenterades resultat som påvisade en negativ korrelation mellan avvikelser efter bredvidliggande rader (se exempelvis tabell B.22 och B.23). Detta ger stöd för att den lokala gödseleffekten kan ha sitt ursprung i lokala gödselvariationers verkan i form av ett rubbat konkurrensförhållande mellan bredvidliggande rader. Men även om så är fallet kan lokala variationer i gödselintensitet resultera i ett sänkt medelutbyte.

I den radvis skördade delen av 1980 års försök saknades möjlighet till jämförelser efter jämnt och ojämnt gödslat på hela rutor. Icke desto mindre var 1980 års försök mycket informativt då redan mycket enkla modeller gav förklaringsgrader runt 90 %.

Av figur C.24 framgår hur medelavkastningen, baserat på radskördar, varierat med olika MGIVA resp. raders placering vid övergång mellan ogödslat och gödslat stråk. Det intressanta med graferna är den markanta tandformen. Eftersom spridningsmönstren på ruta var lika, med undantag för dess komplement, skulle tandningen kunna bero på att olika såbillar givit olika resultat. Detta gäller speciellt med den för de efterföljande åren markanta varannanradseffekten i åtanke. Argumentation för att så inte var fallet presenteras i form av figur C.25, men också av en föregående modell som inte kunde påvisa något samspel mellan "behandling" och RAD. Denna test var visserligen begränsad till att inte kunna bekräfta skillnader mellan RAD under olika spridningsmönster definierat av PATTERN3. I figur C.25 är medelavkastningarna inritade med avseende på grupp-tillhörighet uppdelad efter olika medelgiva till hela rutor. Gruppindelningen är sådan att grupp 4 representerar gränsraderna mellan gödslat och ogödslat, grupp 3 representerar närmaste rader på bägge sidor om en gränsrad etc. så att grupp 1 motsvarar raderna centrerat i de gödslade och ogödslade stråken. Gruppindelningen medförde att avkastningen efter motsvarande grupp i de ogödslade rutorna kunde beräknas. Dessa värden framgår av den nedersta grafen vilken representerar en tämligen rät linje. Tandformen av grafer efter gödslade rutor tolkades som att enskilda raders avkastning påverkats starkt av bredvidliggande rads avkastning. Bortsett från tandningen går det att skönja en trend med högre avkastning för högre gruppnummer. Högre gruppnummer motsvarar rader närmare gränser mellan gödslade och ogödslade radmellanrum och kom således att representera rader efter mindre variation i omgivande gödselintensitet även med hänsyn till gödselns rumsligt utbredande effekt.

I figurerna C.26 och C.27 ges motsvarande grafer baserade på glidande medelvärden över två bredvidliggande rader. Med glidande medelvärden ges nettoeffekten sedan variationer orsakade av konkurrensförhållandet mellan två bredvidliggande rader eliminerats. Av figur C.26 framgår att den markanta tandningen eliminerats och graferna liknar vad man skulle kunna kalla traditionella avkastningsfunktioner. Notera i figur C.26 att "gödslingseffekten" för abscissans värde 0, 1 och 2 är jämförbara. Abscissans värde 0 representerar grundskörden och värdet 2 representerar en 24 cm bred yta vars centralpunkt är 24 cm (2 x radavstånd) från närmast placerad gödsel. Notera vidare att graferna för olika givor korsar varandra så att ordningen blir omvänd för abscissans värde 1 jämfört med värde 3 och högre. Det senare antyder att konkurrensförhållandet gjort sig gällande, om än svagt, så att en del av gödslingseffekten för de gödslade raderna kan förväntas vara på bekostnad av de "ogödslade" radernas avkastning. Motsvarande gäller för figur C.24.

Av figur C.27 framgår grafernas trender enligt vad som nämdes om figur C.25. Noteras skall också att grafernas "stukning" ökar med ökad medelgiva. Kraftig stukning påvisar gödslingens lokala direkta verkan.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Vid en jämförelse av graferna för de två högsta MGIVA antyds att det sista kvävetillskottet resulterat i förstärkning av konkurrenseffekten, dvs. en kraftigare stukning förutan en höjning av grafen.

Efter ogödslade rutor framgick att grannar uppvisar negativ korrelation till varandra med ett värde på $DW-d > 2$ (se tabell B.19). Beräknas $DW-d$ baserat på MS_{AVK1} och MS_{AVKM} efter motsvarande modeller kommer värdet att också innefatta hur de två modellerna förklarar variationen i AVK1 resp. AVKM. Ett lågt $DW-d$ kan då betyda att modellen med AVK1 tillskrivit "behandling" en del av den variation som beror av ett påverkat konkurrensförhållande. AVKM filtrerar bort korrelationen mellan två grannar. $DW-d$ beräknades till 1.51 och som "Durbin-Watsson statistic" är 1.51 signifikant lägre än 2. Det låga värdet är ett indicium som pekar på att de sågtandade graferna i figurerna C.24 och C.25 har sitt ursprung i konkurrenssituationen och inte i eventuell samspelseffekt mellan RAD och "behandling". (Figurerna får inte ligga till grund för några förlustberäkningar.)

Motsvarande vad som påvisats för 1980 års variationer inom ojämnt gödslade rutor kan också påvisas för övriga försöksår. För 1979 hänvisas till figurerna C.22, och C.23.

Presentationen av modeller baserade på PATTERN och 1981 års försök koncentrerades till två modeller, en med AVK1 och en med AVKM. Dessa jämförbara modeller innefattade behandlingsfaktorerna GRUPP*MGIVA*PATTERN2 resp. GRUPPM*MGIVA*PATTERN2M.

$DW-d$ beräknat efter dessa modeller gav 2.29* vilket är större än 2.02 som gällde för ogödslade rutor och kan utläsas ur tabell B.19. Att $DW-d$ inte blev lågt i likhet med motsvarande efter 1980 års försök kan tolkas som att modellen med AVK1 inte tillskrivit behandlingsfaktorn de effekter som var orsakade av ett förstärkt konkurrensförhållande. Detta kan i sin tur bero på att med 1981 års SMÖNST kan en nivå av PATTERN2 återfinnas i olika omgivningar, vilket inte var fallet med SMÖNST=6 och 1980 års försök. Detta påtalar att 1980 års försöksplan var minst lämpad för att göra sammansättningar till andra spridningsmönster än just SMÖNST=6.

1981 års försök kunde inte framställas på samma sätt som 1980 års försök och figurerna C.24-C.27. Istället presenterades figur C.28. Budskapet med denna figur är att visa den högre medelavkastning efter rader inom SMÖNST=1 jämfört med motsvarande grupp av rader inom de ojämnt gödslade rutorna (SMÖNST=A). De i figuren inritade trianglarna kan tolkas som att en lokal gödseffekt med sitt ursprung i eventuellt konkurrensförhållande inte nödvändigtvis betyder att beståndets "strategi" är tillräcklig för att den lokala ojämnheten inte skall resultera i en sänkt medelavkastning. (Den "höga" upplösningen i behandlingsfaktorer vid presentationen motiveras bl.a. av en "signifikant" samspelseffekt av faktorerna GRUPP och MGIVA men avser mest att påvisa den genomgående trenden, vilken avspeglas i inritade trianglar.) Figuren baseras på AVKM vilket medför att figurens punkter avspeglar nettoresultatet för två bredvidliggande rader. Den noterade varannanradseffekten, som ett resultat av olika sålåda eller konkurrensen mellan grannar, är således inbakad i resultatet. Gödselns lokala effekt avspeglas i lutningen för trianglarnas "baser", men då skall påpekas att basernas lutning påverkas av vilken x-variabel som avsätts till abscissa. Om x-variabeln vore grundad på XFE, dvs. enbart vad som gödslats i första sårads-mellanrum närmast raden, så blir lutningarna något svagare. Om å andra sidan x-variabeln grundas på MGIVA så skulle trianglarna representeras av lodräta streck. Att basera x-variabeln på XFE vilket kan ge något svagare lutning, resulterar samtidigt i att man definierat en mer lokal gödsselfaktor.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Figurens trianglar kan tolkas som att gödseln haft en mycket lokal direkt effekt, men att rader närmast placerad gödsel tillväxt på bekostnad av rader med mindre tillgänglighet till gödsel i en liten lokal (basernas lutning). Triangelarna visar att tillväxtökning, för rader med "övertag" i konkurrensen, inte motsvarar utebliven tillväxtökning för "ogödslade" rader (avståndet mellan triangels topp och dess bas). Sammanfattningsvis stärker figur C.28 uppfattningen att den lägre avkastningen för ojämnt gödslat har sin grund i ojämnheten. Att resultatet kan beskrivas med en genomgående trend motsäger trovärdigheten i att observerade skillnader skulle bero av okontrollerade faktorer.

Också av 1982 års försök framkom att gödseln haft en mycket lokal direkt verkan. Med modeller baserade på enskild sårad påvisades bl.a. samband mellan avkastning och faktorn LADA*MGIVA*PATTERN2. Med PATTERN1 istället för PATTERN2 erhöles högre F-tal men också något högre MSe. PATTERN2 utbytt mot PATTERN3 gav både lägre F-tal och något högre MSe. Detta visade att det med det aktuella försöket inte var motiverat att behandla gödsel faktorn med högre upplösning än vad PATTERN2 ger. Samma uttalande gäller i stort också för de övriga åren. Av detta följer dock inte att gödseln i de fyra närmsta radmellanrummen dikterat den noterade "gödseleffekten".

Med 1982 års försöksutfall var det svårt att skönja några regelbundenheter. Dock kunde noteras en något högre avkastning efter jämna spridningsmönster (se tabell B.10). Skillnaden var liten men motsvarade ca hälften av den genomsnittliga "gödslingseffekten".

Ett syfte med modeller för AVK1 var att beskriva variationen mellan rader över hela försöksytan. Detta med förhoppningen att varje rutas netto gödseleffekt skulle bli beaktad samtidigt som den lokala variationen skulle kunna hänföras till effekt av lokalt placerad gödsel. Att i detta läge jämföra rader efter nivå av PATTERN2 eller PATTERN3 blev vanskligt, då olika nivåer var kopplade till olika grupper av RAD samtidigt som konkurrensförhållandet medfört att en tillväxtökning inte kunde friställas från omgivningens påverka(n)de konkurrenstryck.

En analys av resultatet efter modell A39 ger att variationen efter såbillar beaktades med variabeln RAD. Alla rutor med SMÖNST=1 och J eller ogödslat kom att ha endast en nivå av PATTERN1 inom RUTA. Detta ledde till att modellvärden för PATTERN1 baserades på ojämnt gödslade rutor, sedan en god skattning för variation mellan RAD eliminerats. Även i denna situation påvisades en samvariation mellan avkastningen och faktorn MGIVA*LADA. Detta är inte så mycket att fästa sig vid om det inte vore för att samtliga rader, inom en ojämnt gödslad ruta, representerade av PATTERN1=16 härrör från samma sålåda. Detta leder till att PATTERN1=16 ej är helt jämförbar med PATTERN1=0 resp. 48. Eftersom PATTERN1=16 var kopplat till den bakre sålådan och den främre genomsnittligt både givit högre avkastning och bättre svarat på gödsling (se modell 8.SPEC i slutet av avsnitt 6.5.3 "Några andra modeller värda att nämnas") blir slutsatsen att PATTERN=16 skulle kunna ha givit en högre avkastning kopplat till den främre sålådan.

Markvariationerna inom 1982 års försöksyta var inte onormalt stora, men då gödslingseffekten var mycket liten blev dessa ändock störande. Som stöd för att markvariationerna utgör en stor del av den observerade variationen presenterades modell A14.b (se efter A40) vilken baserades på AVKM8, dvs. halva försöksrutor. Genom att dela försöksrutorna i två halvor gav varje ruta två observationer med jämförbara behandlingar. Beräknade parametervärden blev mycket lika de som erhöles med motsvarande regression och AVKM16, dvs rutskörd. Skillnaden i "residualvariansskattning" efter de jämförbara modellerna blev liten och ett beräknat DW-d blev endast 0.51 vilket var klart signifikant lägre än 2. Detta innebär

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

att residualvariansen berodde mer av variation mellan än inom rutor. Vidare antyder den ringa skillnaden i residualvariansskattning att konkurrensförhållandet mellan halva rutor om åtta rader inte varit av dominerande inflytande.

För att göra en rättvis bedömning om konkurrenssituationens inverkan för mindre aggregat än en halv ruta måste hänsyn tas till varje rads behandling, då mindre grupper inom ruta eljest inte blir jämförbara.

Avkastningen efter 185 kg N/ha blev genomgående låg. Alla försök att låta markvariationerna förklara detta misslyckades. Nämda MGIVA var utspridd över hela försöksytan och gavs på åtta försöksrutor. En av minnesbilder efterkonstruerad förklaring är att utveckling av våtarv och gödselintensitet samspelat. Eftersom förekomsten av våtarv inte kartlades får detta stanna vid en tanke.

7.6 Formulerandet av beskrivande modeller

Av föregående avsnitt framgår att den om något högre avkastningen med jämnt gödslat kan beskrivas utifrån variationerna i behandling till enskilda rader.

Några grundläggande frågor inför formulerandet av modeller var:

- vad utgör en "enhet" gödselkväve i en rads omgivning,
- hur skall avståndet mellan planta och gödsel formuleras,
- hur skall samspelstermer mellan olika enheter gödselkväve inom en relevant omgivning formuleras,
- hur skall samvariationen mellan formulerad gödselkväve och lokal avkastning formuleras,
- hur skall nettoeffekten av en enhet av gödselkväve formuleras?

Analyser för att besvara dessa frågor kunde inte isoleras från varandra eftersom försöksutfallen är helhetsresultat efter växelverkan med både rums- och tidsdimension. För att ändå ge detta diskussionsavsnitt en struktur ges underrubriker som anspelar på arbetsgången vid besvarandet av de uppställda frågorna.

Sökandet efter förklarande modeller innefattade många olika grundfunktioner men koncentrerades efterhand alltmer till andragsgradspolynom.

7.6.1 Rumslig utsträckning

Med en enkel andragsgradsfunktion testades regressioner med olika rumslig utsträckning vid beräkning av vilken gödselkväve som bäst förklarade avkastningsvariationerna. En rätlinjigt avtagande viktsfunktion för gödsel på ökat avstånd från aktuell rad visade att bästa förklaringsgraden erhöles om endast gödseln placerad i första radmellanrum på bägge sidor beaktades. Men det framstod som helt klart att 1980 års försöksresultat avvek från de övriga genom att en mer rumsligt utbredd gödselverkan kunde spåras detta år.

För att bli oberoende av viktsfunktion beaktades gödsel på olika avstånd som olika faktorer. Även dessa regressioner visade att gödsel placerad bortom första sårads mellanrum gav mycket ringa tillskott till att förklara variationerna mellan enskilda rader. Detta genom lägre F-tal, högre MSE och blygsamt högre R^2 .

I tabell B.31 gavs parametervärden för de olika åren efter anpassning till kvadratfunktionen där gödselkväve motsvarades av medelintensiteten av gödsel placerad i närmaste radmellanrum på bägge sidor om raden (modell 1.XFE.). Åren

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

1981 och 1982, som avvek från de övriga åren genom att uppvisa en kraftig varannanradseffekt, gav avsevärt bättre statistiska mått om skillnader mellan de olika sålådorna beaktades. Sedan detta väl gjorts, kan noteras att erhållna parametervärden inte nämnvärt påverkades av om regressionen gjordes med AVK1 eller lineariserat till AVKM eller i några exempel till AVKM2, AVK3 eller till AVKM4. Detta indikerar att eventuellt konkurrensförstärkande effekt av placerad gödsel kvarstod i form av nettoeffekt över fyra bredvidliggande rader.

En något skarpare krökning kan noteras efter regression med glidande medelvärde över fyra observationer. Detta kan vara en indikation på icke beaktade variationer i gödselintensitet av regelmässig karaktär. (Konstant variationskoefficient vid försöksutläggning, vilken inte beaktas vid anpassning, ger skarpare krökt andragsgradsfunktion.)

Beräknade DW-d baserat på MSe efter modell för AVK1 med LADA resp. med AVKM blev dock lägre än 2 vilket kan bero på att modell baserad på AVK1 beskriver gödselns konkurrensförstärkande effekt. DW-d blev 1.66, 1.62, 1.44 resp 1.79 för åren 1979-1982.

En annan förklaring till ett lågt DW-d kan vara att modellerna inte beaktat markens varierande egenskaper vilket också stämmer med att DW-d för 1981 ökade kraftigt sedan markvariationer beaktats. För 1981 och innefattat blockfaktorn ROWS2*COL blev DW-d=2.24, beräknat enligt ovan. För 1980 och 1982 kan DW-d också beräknas efter AVKM och AVK4. Detta gav DW-d=1.30. och 1.05 för resp. år. Därav framstod att variationen mellan närliggande AVK1 till stor del kunde tillskrivas effekt av växelverkan mellan rader. Icke desto mindre kvarstod behovet att formulera sambandet mellan placerad gödsel och dess lokala effekt på efterföljande avkastning eftersom de lokala avkastningsvariationerna kunde förväntas påverka den slutliga nettoavkastningen (jmf analys med PATTERN).

7.6.2 Ökad upplösning

För att studera om en ökad upplösning i beaktandet av placerad gödsel skulle kunna ge en bättre beskrivning av avkastningsvariationen infördes modell 1.XF. Av resultaten i tabell B.32 framgår att beaktandet av denna mycket lokala variation gav bättre förklaringsgrad för alla åren undantaget 1980. Tabellen ger resultat efter att materialet lineariserats till AVKM men även med AVK1 gav modell 1.XF motsvarande sänkning av MSe.

Varför nu detta "hårklyveri"? Jo, skillnaderna mellan modellerna 1.XFE och 1.XF är mycket väsentlig i detta sammanhang. Om modell 1.XF accepteras som riktig följer att varannanradsgödsling förväntas ge motsvarande förluster som om all gödsel skulle läggas på halva fältet. Eftersom modell 1.XF jämför varannanradsgödsling med en variationskoefficient i spridningsmönstret om 100 %, framstår behovet av att finna modeller som beskriver en mer kontinuerlig övergång mellan jämnt och ojämnt gödsel. En ökad upplösning i en modells beskrivning av gödselns placeringsmönster kan gälla beaktandet av en större lokal omgivning eller att bättre beskriva den ojämnhet som föreligger inom beaktad omgivning. En bättre beskrivning kan vara ökad upplösning inom beaktad omgivning. I tabell B.33 ges jämförande beräkningar efter modell 1.XFE och 1.XF för gödselgivan 100 kg N/ha.

7.6.3 Större formulerad omgivning

I tabell B.29 presenteras modellvärden efter regressioner där gödsel i en rads två närmaste sårads mellanrum på bägge sidor beaktades (modell 2.B). Modellen som behandlar varje givet avstånd från en rad som underlag för olika gödsel faktorer gav något bättre anpassning för 1980 års försöksresultat. Att gödselvariabeln X_{12} ej ingick i modell 2.B motiverades av att betrakta gödsel på ökat avstånd som ett marginaltillskott. Med utgångspunkt från samma marginaltanke beräknades en faktor k , vilken om marginaltänkandet var rimligt, skulle uppvisa jämförbara värden efter två olika beräkningsgrunder (k_b och k_c). Det visade sig att så var fallet utifrån regressioner baserade på AVKM, men icke så om regressionerna baserades på AVK1. De mest avvikande värdena på beräknat k kan hänföras till andragsgradsfunktionens krökning för regressionerna med AVK1. Resultatet med AVK1 kan vara en indikation på att radbaserad anpassning beskriver en del av konkurrens effekten. Med undantag för 1980 kan dessa värden på k inte göra annat än att påvisa en tendens, eftersom det endast är för 1980 och 1982 samt baserat på AVKM som ingående parameter värden blev "signifikant" skilda från noll. 1981 och 1982 års försök stördes av den omtalade varannanradseffekten, men det kan vara av ett visst intresse att notera relativt stora negativa värden efter AVKM. Vidare är det k_c vilken kan hänföras till funktionernas krökning, som avviker mest efter AVK1 med LADA i modellen. De negativa värdena antydde att gödsel i radmellanrummet bortom närmaste granne ger en indirekt negativ effekt genom grannens förstärkta konkurrens kraft.

7.6.4 Bättre formulering av gödsel närmast raden

För att studera övergången mellan att beakta vad som gödslats närmast raden på bägge sidor som två faktorer (XF och XE), alternativt som en gödsel faktor (XFE) infördes modell 3. Regressionerna, vilka presenterats i tabell B.34, gav parameter värden "signifikant" skilda från noll för samtliga parametrar undantaget 1980 års försök. Undantaget 1980 års försök erhöles också genomgående bättre förklaringsgrad och lägre MSe än någon av de alternativa modellerna 1.XF och 1.XFE. För att formulera övergången mellan modellerna 1.XFE och 1.XF konstruerades en modellhypotes utifrån berört marginaltänkande (se under modell 2, avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller"). Denna hypotes leder till att ett värde p kan beräknas och att en gradvis övergång mellan de två olika kvadratt termerna representeras av intervallet $0 \leq p \leq 1/3$. Beräknade värden på p visar att en mycket hög upplösning av gödsel faktorn bäst beskriver avkastningsvariationerna. För 1981 och 1982 erhöles negativa värden på p .

Parametern p är inte signifikantstestad, då presentationen inte avser att påvisa vilka förluster som kunde ha förväntats. Syftet är mer att beskriva hur modeller visar på rimligheten av att förluster orsakade av lokala ojämnheter kan finnas även med en jämn spridning definierad av en lägre rumslig upplösning. I tabell 7.1 redovisas några förlustuttryck beroende av parameter värdet p .

Av tabell 7.1 framgår att med $p < 0$ uttrycker modellen större förlust av varannanradsgödsling än av den ojämnheter som ges av att lägga all gödsel på halva fältet. Detta (orimliga?) resultat erhålles när $-2 \cdot d_{x_{12}} < c_{x_{12}}$ vilket blev fallet efter 1981 och 1982 års försök.

Försöksåren 1981 och 1982 stördes av den påtalade varannanradseffekten. Vidare uppvisade 1981 års försök stora markvariationer och 1982 en mycket ringa gödslingseffekt. Frågeställningen blev om $p < 0$ var en tillfällighet eller om lokalt varierande gödselintensitet kan störa grödan med påföljden att nettoavkastningen påverkas. Kvar fanns frågeställningen hur mycket av den lokala avkastningsvariationen som motsvarade en kompenserande tillväxt.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Tabell 7.1 Förlustuttryck till modell 3 för varannanradsgödsling, jämnt på halva fältet respektive halva fältet varannanradsgödslat relaterat till parametern p samt med några tänkbara värden på p . Modellens beräknade förlust erhålles genom att multiplicera förlustuttrycket med parametern $-(c+d)$ ggr medelgödselgivan i kvadrat. (Genom att basera förlustuttrycket på p är det egalt om man använder parameterestimat från modell 3.XF eller 3.XFE)

	Uttryck för dep- ressionen	Värde på parameter p					
		-1/3	-1/6	0	1/6	1/3	1/2
Varannanradsgödslat	$\frac{(1-3p)}{(1+p)}$	3	1.80	1	0.43	0	-1/3
Hela givan jämnt på halvafältet.	1	1	1	1	1	1	1
Hela givan varannanradsgödslat på halva fältet.	$\frac{(3-5p)}{(1+p)}$	7.00	4.60	3	1.86	1	1/3

7.6.5 Bättre formulering av gödsel baserat på avstånd från raden

Av modell 3 och motsvarande framkom att gödsel på bägge sidor om en rad samverkade till avkastningen så att gödsel fördelningen mellan dessa bägge radmellanrum behöver beskrivas med minst en parameter. Samtidigt kunde en lite mer rumsligt utbredd effekt av gödsel noteras. I tabell B.35 presenteras resultat efter regression till modell 1.Xk, vilken bl.a. representerar en övergång mellan modell 1.XV och 1.XFE. För 1980 års försök erhöles en något lägre MSe än efter modell 1.XV. För 1981 erhöles också lägre MSe jämfört med alla tidigare presenterade och jämförbara regressioner. Detta år erhöles dock ett negativt värde för k , vilket indikerar konkurrensförstärkande verkan av lokal variation i gödselintensitet alternativt spridningsmönstrets systematiska karaktär. Värt att notera är att även 1979 och 1982 gav negativa värden för k , för 1979 dock ej "signifikant" skild från noll.

Tanken på konkurrensförhållanden och några icke presenterade regressionsmodeller ledde till hypotesen att viktsfaktorer för gödsel placerad på ökat avstånd kunde beskrivas med en geometrisk serie och i tabell B.43 presenteras resultat efter modell 1.Xz. För 1980 och 1981 års försök indikerade resultaten att hypotesen inte kunde förkastas. I tabell B.49 ges resultat efter 1979 års försöksutfall sedan de sju mest avvikande rutorna undandragits beräkningen. Detta resultat är också infört i tabell B.53 för att ge en jämförelse till några andra modeller. Av tabellen framgår att modell 1.XF och 3.XF givit bättre förklaringsgrad.

7.6.6 Sammantagen formulering av gödsel inom den beaktade omgivningen

Modellerna 1.Xk och 3 kan via parametrarna k resp. p representera övergångar mellan modellerna 1.XV och 1.XFE resp. 1.XFE och 1.XF. Detta innebär inte att modellerna utesluter varandra. Av denna anledning tecknades modellerna 5,6 och 7. Dessa modeller är tämligen jämbördiga och presentationen koncentrerades huvudsakligen till modell 6. Modell 6, vilken representerar en kombination av modellerna 3 och 1.Xk, kan genom parametrarna k och p representera modellerna 1.XV, 1.XFE, 1.XF, 3 och 1.Xk enligt figur 6.1, dvs.:

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

$k=0.25$ och $p=1/3$ ger modell 1.XV.
 $k=0$ och $p=1/3$ ger modell 1.XFE.
 $k=0$ och $p=0$ ger modell 1.XF.
 $k=0$ ger modell 3.
 $p=1/3$ ger modell 1.Xk.

Med modell 6 erhöills en relativt enkel modell att beskriva den lokala avkastningsvariationen. Ett antal försök att sammanföra parametrarna p och k enligt modell 6 till en enda parameter bar inte frukt. Parametrarna p och k kan tanke- mässigt representera två olika dimensioner under arbetets problemställning, nämligen gödselns lokala direkta verkan resp. den indirekta verkan av omgivningens förutsättning i konkurrensen. Parametrarna p och k kan med systematiska spridningsmönster i viss mån balansera varandra. Detta kommer att utvecklas mer i arbetets slutdiskussion och är en av anledningarna till att modellerna som omfattas av modell 6 kvarstod som definierade modeller. En annan anledning var att modellerna 1.XM, 1.XV 1.XFE och 1.XF representerar en sekvens med ökad upplösning i beaktandet av placerad gödsel samtidigt som dessa modeller har lika många parametrar att skatta. Detta ger i sin tur en jämförbarhet mellan förklaringsgrader vilket i form av genomgående trender kan utgöra tolkningsunderlag även om absoluta skillnader är små. Modellerna 1.Xk och 3 faller in i nämnda kedja av ökad upplösning med en parameter extra att skatta. Men av tankegången om två olika dimensioner kommer dessa modeller inte att utesluta varandra. Det kan noteras att när parametrarna p och k faller utanför intervallen $0 \leq p \leq 1/3$ resp. $k \geq 0$ visar modellerna 3 resp 1.Xk att dessa kräver varsin dimension.

7.6.7 Andra grundfunktioner

Av testade modeller framkom att även andra modeller gav motsvarande resultat vad gäller gödselns lokala effekter. Av tabell B.39 framgår att bästa anpassning till exponentialfunktionen $Y=a(1-\exp(-cX))$ (modell 8.p) för 1981 och 1982 års försök gavs om gödseln i första radmellanrummet på ömse sidor om raden betraktades som två separata faktorer (XF och XE). Med 1980 års försöksdata gav ett medelvärde av dessa (XFE) "bästa" anpassning och för 1979 erhöills ett mellanting. Resultaten i tabell B.40 kan för 1979 jämföras med resultaten i tabell B.34, för 1980 med resultaten i tabell B.31 och för 1981 och 1982 med resultaten i tabell B.32 varvid inga nämnvärda skillnader i MSe kan noteras.

7.6.8 Markvariationernas inflytande på parameterskattningarna

Ett väsentligt förhållande vad avser att beräkna förluster av ojämn gödsling gäller funktionens krökningsradie. (I avsnitt 4.1.1 "Matematik" visades på vilket sätt naturliga variationer i kvävefaktorn påverkar regressionsfunktionernas krökning.) För att se hur markvariationerna påverkat regressionsfunktionernas parametrar testades modeller baserade på antagandet om att kvadratfunktionen var en riktig funktionsform och att en del av de naturliga variationerna består i variationer av markkväve mellan mindre delytor.

Med 1979 års försöksdata beaktades markvariationer med skarpare krökning av regressionsfunktionerna som följd. I tabell 7.2 är sammanställt några data från tabellerna B.34, B.36 och B.37.

Av tabell 7.2 framgår att parameter $(c+d)$ till beloppet ökat efter införandet av variabler som hänföer en del av variationen till markens egenskaper. Av tabellen framgår också att DW-d ökat till 2.18 sedan de sju mest avvikande rutorna särbehandlats.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Beräknat värde på p ökade något när rutor med avvikande medelskörd särbehandlades genom införandet av extra dummy-variabel. (Att införa en dummy-variabel är ett bättre alternativ än att undandra observationer eftersom de relativa avkastningarna då kan bidra till att beskriva variationernas koppling till variationer i gödselintensitet.)

Tabell 7.2 Sammandrag från tabellerna B.34, B.36 och B.37 avseende 1979 års försök

Specificering		(c+d)	p	
Innefattat samtliga rutor från tabell B.34	AVK1	-0.071	0.14	DW-d=1.71
	AVKM	-0.066	0.06	
Innefattat samtliga rutor indelat efter COL, från tabell B.36	AVK1	-0.117	0.11	DW-d=1.82
	AVKM	-0.110	0.09	
Innefattat samtliga rutor indelat efter COL och ROW, från tabell B.36	AVK1	-0.133	0.18	DW-d=2.01
	AVKM	-0.126	0.22	
Innefattat samtliga rutor med dummy-variabel för de sju mest avvikande rutorna, från tabell B.37	AVK1	-0.097	0.13	DW-d=2.18
	AVKM	-0.095	0.16	

1981 års försök, som uppvisade de största variationerna, gav vid beaktande av markvariationer som väntat en regressionsfunktion med något skarpare krökning.

Ett sammandrag baserat på tabell B.34 ges i tabell 7.3. Av tabell B.34 kan (c+d) beräknas till -0.016 och -0.017 efter AVKM resp. AVK1 med LADA och utan blockfaktor. Med ROWS2*COL beräknas motsvarande parametervärden till -0.031 resp. -0.030. Av tabell B.38 framgår några regressionsresultat med andra ytindelningar. Dessa kan anses utspelade av modeller som innefattat faktorn ROWS2*COL. Generellt gav beaktande av markvariationer skarpare krökt regressionsfunktion i form av ett större belopp för (c+d). Beräknat p presenterat i tabell B.34 blev nära noll, men positivt, efter modell med ROWS2*COL samt något högre efter modell beräknad med AVKM jämfört med AVK1. Att p blev något högre baserat på AVKM kan betyda att modellen baserad på AVK1 förklarar en del av den förstärkta konkurrenssituationen. Beräknade DW-d utifrån resultaten i tabell B.34 ger 1.43 utan och 2.24 med faktorn ROWS2*COL. Det högre värdet visar att sedan markvariationerna delvis beaktats kan en effekt av konkurrens mellan grannar påvisas.

Även för 1981 presenterades regressioner med extra dummy-variabel. Redan genom att särbehandla den mest avvikande rutan erhöles kraftigare krökning med ett parametervärde (c+d)=-0.022 och särbehandling av de tre mest avvikande rutorna gav (c+d)=-0.031, att jämföras med (c+d)=-0.016 baserat på AVKM enligt tabell 7.3. Att särbehandla de tre mest avvikande rutorna gav således nära en fördubbling av (c+d).

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Tabell 7.3 Sammandrag från tabell B.34 och 1981 års försök

Specificering		(c+d)	p	
Modell utan ROWS2*COL	AVK1	-0.017	-0.06	DW-d=1.43
	AVKM	-0.016	-0.03	
Modell med ROWS2*COL	AVK1	-0.030	0.01	DW-d=2.24
	AVKM	-0.031	0.07	

För 1982 års försöksutfall gavs i tabell B.40 data efter modell 3 med beaktande av variationer mellan fyra likstora delar av försöksytan. Dessa test avsåg försöksdata med resp. undantaget rutor efter försökets två högsta MGIVA. En jämförelse av parametervärden med resp. utan särbeaktande av dessa delytor ges i tabell 7.4.

Tabell 7.4 Sammandrag från tabellerna B.34 och B.40 avseende 1982 års försök

Specificering		(c+d)	p	
Innefattat samtliga rutor från tabell B.34	AVK1	-0.0079	-0.18	DW-d=1.84
	AVKM	-0.0084	-0.10	
Innefattat samtliga rutor från tabell B.40	AVK1	-0.0084	-0.13	DW-d=2.08
	AVKM	-0.0084	-0.13	
Undantaget MGIVA=273 och 370 från tabell B.40	AVK1	-0.0090	-0.06	DW-d=2.01
	AVKM	-0.0102	-0.07	

Av tabell 7.4 framgår att beräknat p förblev negativt och att (c+d) i stort förblev oförändrat efter indelning av ytan i fyra block. Intressant att notera är att DW-d ökade till över 2.

För de varjeradsgödslade rutorna blev $(XF^2+XE^2)/2$ och $XF \cdot XE$ mycket lika. Med bara varjeradsgödslade rutor för de högsta givorna fanns därmed en liten risk att modellens parametervärden c_{xf} och d_{xf} kunde balansera varandra för att ge en bättre anpassning med avseende på funktionens krökning. Av denna anledning undandrogs de högsta givorna vilka endast förekom som varjeradsgödslat. Den senare åtgärden resulterade i att beräknade värden på p ökade för att komma närmare noll.

7.6.9 Sammanfattande regressioner

I de sammanfattande tabellerna efter anpassning till de utvalda modellerna 1.XM, 1.XV, 1.XFE, 1.XF, 3, 1.Xk och 6 presenteras resultat med AVKM och AVKM16 som beroende variabel. Med AVKM resp. AVKM16 avses att beskriva lokala variationer resp. nettoeffekt med samma modeller. Mot bakgrund av att spridningsmönstren var systematiska samt av binär karaktär uteblev den entydighet som skulle kunna ge underlag för en stringent tolkning. En försiktig tolkning av modellernas berättigande kräver en argumentation byggd på indicier.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Anpassning till modell 6 gav, trots relativt många parametrar att skatta, "rimliga" parametervärden med AVKM som beroende variabel. Av tabell B.51 och B.52 kan av parameterskattningarna p och k efter modell 6 utläsas att för 1979 ansluter modell 6 till modell 3 och 1.XF.

Av tabell B.54 framgår att modell 6 representerar tabellens lägsta MSE för 1980 års försök. Parameterestimatet för k ansluter relativt gott till modell 1.XV och motsvarande estimat efter modell 1.Xk. Vidare motsvarar estimatet för p intervallet mellan modell 1.XF och 1.XFE.

Efter 1981 års försök (se tabell B.55 och B.56) ger regression med eller utan blockfaktorn ROWS2*COL relativt lika estimat för parametrarna k och p efter modell 6. I bägge tabellerna representerar modell 6 lägsta MSE trots flest antal parametrar. k blev "signifikant" lägre än noll och p blev positiv om dock ej "signifikant" skild från noll utan blockfaktor. Vid en jämförelse av parameterskattningarna k och p efter modell 6 och modell 1.Xk resp. 3 kan det synas som om den systematiska utläggningen av spridningsmönster medfört risk att parametrarna k och p estimerade var för sig i resp. modell balanseras av vad som med modell 6 förklaras med den andra parametern (modell 1.Xk representeras med $p=1/3$).

Med 1982 års data omfattande alla rutor, se tabell B.57, kan samma mönster som efter 1981 års data återfinnas. Modell 6 gav lägsta MSE och parametervärdet för p skattades till -0.03 vilket är nära noll och k beräknades till -0.21 . Ingen av de två parametrarna blev signifikant skild från noll. Efter att ha undandragit observationer efter MGIVA=273 och 370 (se tabell B.58), vilka förekom endast som helt jämnt gödsbat, erhöles k och p mycket nära noll. Det senare visade sig också i att modell 1.XF erhöil lägsta MSE av i tabell B.58 representerade modeller. Att 1982 års data testades med reducerad datamängd har sin förklaring i att försöket då blir balanserat med avseende på faktorerna SMÖNST och MGIVA (detta om SMÖNST=Ao och Ak betraktas som olika SMÖNST). Reducerad datamängd medför dock att de lokalt högsta gödselgivorna, definierade av exempelvis XFE, inte representeras med en lika hög medelgiva i större omgivning.

7.7 Modeller och helheten

Med regressioner baserade på enskilda raders avkastning (eller med glidande AVKM) tillskriivs gödsselfaktorn variationer vilka till en del kan vara resultatet av gödsselfaktorns konkurrensförstärkande effekt. För att säkrare kunna bedöma helheten bör också helheten studeras. Detta gjordes med anpassningar av AVKM16, huvudsakligen till de modeller vilka utvaldes för jämförande studier. Syftet med dessa regressioner var att testa om de utvalda modellerna också kan anses berättigade till att beskriva nettoresultatet från en större yta.

Modell 1.XM kan betraktas som den jämförande referens varmed varierande gödselintensitet inom observationsytan inte beaktats. För de övriga modellerna blir varierande gödselintensitet till testade spridningsmönster beaktade med utgångspunkt från respektive modell. Enligt vad som tidigare nämnts kan dessa motsvara en ökad upplösning i beaktandet av placerad gödsel.

Modell 1.XM motsvarar kvadratfunktionen $y=a+bX+cX^2$ där X representerar medelvärdet av XFE till de i observationsytan ingående raderna. (Med AVK1 kommer sålunda modell 1.XM att sammanfalla med modell 1.XFE.) Resultat efter anpassningar med AVKM16 är presenterade i tabellerna B.59-B.65.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

1979 - Av tabell B.60 som avser 1979 års data undantaget de sju mest avvikande rutorna framgår att modell 1.XF gav bästa anpassningen. Genom att undandra de avvikande rutorna erhöles markant förbättrad förklaringsgrad med parametrar som representerar klart skarpare krökt regressionsfunktion efter samtliga modeller. Modell 6 gav också mycket god anpassning med skattningar av p och k mycket nära noll (k lika med noll ger modell 3 och med också p lika med noll erhålles modell 1.XF). Notera att biologiskt maximum med skattade parametervärden blev ca 150 kg N/ha undantaget modell 1.XM med maximum vid 74 kg N/ha, dvs. ca hälften av 150.

Notera också att modell 1.XFE och 1.XV gav klart sämre anpassning än modellerna 1.XF, 3 och 6 men också klart sämre än modell 1.XM. Detta förklaras av att anpassningar av AVKM16 under vissa förutsättningar förväntas ge "lika" regressionsresultat med modell 1.XM och 1.XF. Dessa förutsättningar är att:

- modell 1.XF ger en riktig beskrivning av sambandet mellan placerad gödsel och skördad AVK1
- beaktad yta inom en ruta har lika många radmellanrum gödslade som ogödslade, dvs. att varjeradsgödslade rutor inte ingår i försöket
- såmaskinen hade kunnat ge exakt lika stor utmatad mängd i varje öppet matarhus.

Av tabell B.60 framgår att modell 1.XF givit "bäst" förklaringsgrad och de andra förutsättningarna gällde med god approximation för alla spridningsmönster som testats undantaget varjeradsgödsel (SMÖNST=J). "Därav" den goda förklaringsgraden efter modell 1.XM i tabell B.60.

För att jämföra parametervärdet c efter modell 1.XM med c efter modell 1.XF kan parameter c efter modell 1.XF multipliceras med faktorn 2. (Detta eftersom variationskoefficienten i XF motsvarade 100 %. Kvoten mellan dessa värden på c beräknades till 1.91 vilket motsvarar en variationskoefficient om 95 %.) Detekterbara skillnader mellan resultaten efter modell 1.XM och 1.XF kan förklaras med att regressionerna baseras på uppmätta utmatningsmängder efter respektive matarhus.

I tabell B.59 ges några resultat med försökets samtliga rutor representerade. Av dessa framgår motsvarande om dock ej lika tydligt.

1980 - Av tabell B.61 framgår att modell 1.XV gav bra förklaring till variationerna mellan olika rutor efter 1980 års försök. Modellen gav också god anpassning baserat på AVKM, vilket kan avläsas i tabell B.54. En invändning mot att dra några slutsatser av resultat enligt tabell B.61 är att spridningsmönstren var nästan lika i merparten av de gödslade rutorna, och att den bättre anpassningen till modell 1.XV kan uttrycka behovet av en annorlunda grundfunktion. Detta är invändningar som inte skall ignoreras men ej heller styra tolkningen. Likheter mellan spridningsmönstren kan också förklara att modell 3, 1.Xk och 6 givit "extrema" parametervärden till k eller p. Dessa parametrar kan representera en mer lämpad funktionsform. Dessa värden får betraktas som extrema, då de går utanför tankarna bakom modellen. De är dock icke extrema i bemärkelsen att de kan beskriva en mycket lokal gödseffekt. Men om det senare vore fallet borde detta ha framkommit med anpassning av AVKM. Efter modell 6 och anpassning av AVK1 erhöles parametervärden p lika med 0.49 och k lika med 0.17 (ej tidigare presenterat resultat).

1981 - Med 1981 års försöksutfall gav de olika modellerna lika god (eller dålig) förklaring till variationerna mellan rutemedelvärden. (Först genom att utesluta de tre mest avvikande rutorna erhöles signifikanta parametervärden och då endast för modell 1.XM och 1.XF. Ej presenterade resultat baserade på den tidigare

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

metoden att beakta osäkra observationer.) Med icke-kompleta block, ROWS2*COL, gav dock alla regressioner mycket god förklaringsgrad med signifikans för alla parametrar (se tabell B.63). "Bästa modell" blev modell 3. Modell 1.XF blev klart sämst, vilket förklaras av att beräknat p efter modell 3 avviker från noll. Modell 1.XV framstår också som ett gott alternativ, vilket dock inte motsvarades av anpassningar av AVK1 eller AVKM. (Se exempelvis tabell B.56.) Av modell 1.Xk framgår att parametern k givit "extremt" värde vilket leder till tolkningen att modell 1.XV kan representera en mer passande kurvform. Modell 6 gav god överensstämmelse med modell 3 vad beträffar parametern p . I motsats till modell 1.Xk gav den ett negativt estimat för k vilket rimmar gott med tanken att k kan beskriva konkurrenssituationen. Att göra några slutliga tolkningar utifrån detta är emellertid inte möjligt då spridningsmönstren var systematiska.

Olika sätt att beakta markvariationerna resulterade i olika "bästa" modell och alla slutledningar blev därmed mycket vanskliga. Som tidigare nämnts kommer modell 1.XM och 1.XF att vara jämförbara och uttrycker "ingen" skillnad i behandling för olika spridningsmönster undantaget SMÖNST=J. Detta gör däremot modellerna 1.XV, 1.XFE och 3.

Med ROWS2*COL innefattade i modellerna blev skillnaderna mer påtagliga och till fördel för modell 3. Bortsett från att skillnaderna är mycket osäkra så kan av tabell B.63 utläsas att modell 3.XF givit lägsta MSe och näst högsta F-tal av modellerna 1.XM till 3, trots en parameter mer i modellen. Det kan synas något förbryllande att modell 3 givit så god anpassning då modell 1.XV givit bättre resultat än modell 1.XFE. Men detta kan förklaras och bevisar samtidigt det orimliga i att göra tolkningar utifrån dessa regressioner enbart. Modellerna 1.XV och 1.XFE innebär nämligen givna förhållanden mellan spridningsmönstren SMÖNST=1 och A beroende av skattat värde till parametern c . Om den ena ger bättre passning kan detta betyda fel funktionsform alternativt bättre modell. Med modell 3.XF däremot kommer ojämnhetens inverkan, givet funktionsform, att beskrivas med parametern d , vilket avspeglas i p . Det bör betonas att "binära" spridningsmönster får som följd att alla modeller ger möjlighet till en mängd interpolationer varom intet kan utläsas av försöken. Som exempel blir $XF \cdot XE = 0$ för samtliga "varannanradsgödslande" rader och parametern d enligt modell 3 kommer således att med SMÖNST=1 och A kunna beskriva variationer i AVKM16 oberoende av underliggande regelmässigheter.

Tack vare modeller baserade på skördad rad efter varje såbill (jämför AVKM) ges möjlighet att studera om samma modell också likartat beskriver variationerna efter de enskilda såradena. Om så är fallet ges stöd för tanken att helhetsresultatet är effekten av en underliggande ordnad struktur.

Av de radbaserade regressionerna kunde noteras en mycket lokal direkt gödsel-effekt. Att tolkningar inte kunde baseras på dessa anpassningar berodde delvis på hypotesen att rader i ett konkurrerande bestånd kan tillväxa på ett sådant sätt att anpassningar baserade på små observationsytor bara beskriver en relativ avkastning mellan grannar med olika näringstillgång.

Om en anpassning baserad på liten observationsyta beskriver en lokal konkurrens-effekt som gödsel-effekt bör samma modell baserad på större observationsytor uttrycka en måttligare gödslingseffekt. Detta bl.a beroende på att förstärkta avkastningsvariationer som följd av konkurrensen blir bortfiltrerade.

Vid en jämförelse mellan anpassningar av AVKM resp. AVKM16 efter 1981 års försöksutfall (se tabellerna B.55 och B.63) kan noteras att AVKM16 resulterat i skarpare krökning (parameter c med högre belopp) med biologiska maxima vid lägre medelgivor. Detta är en indikation på att anpassningarna av AVKM överskattar möjlig avkastning med helt jämnt gödsel, vilket också innebär att en del av

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

gödseffekten beskriven av modell baserad på AVKM bör hänföras till en konkurrensförstärkande effekt. Tyvärr kvarstår möjligheten att parametrar efter anpassning med AVKM16 också överskattar möjlig avkastning efter helt jämnt gödslat.

1982 - Försöksplanen till 1982 års försök innefattade också helt jämnt gödslat (SMÖNST=J) vilket avsåg att besvara många av de presenterade frågeställningarna. Av tabell B.64 framgår att modell 1.XF gav lägsta MSE. Därmed kan det synas klart att modell 1.XF står sig gott även för helheten i form av AVKM16. För 1982 års försök var dock de två högsta MGIVA bara representerade med helt jämnt gödslat och modell 1.XF kan sålunda till stor del beskriva en från funktionsformen avvikande avkastning för dessa rutor. (Lägg märke till denna motsättning: De högsta givorna med bara jämnt gödslat är motiverade till anpassningar av AVKM (eg. AVK1) men leder till oproportionalitet mellan olika behandlingar vid anpassningar med AVKM16.) Resultat sedan rutor efter de två högsta MGIVA undandragits beräkningarna ges i tabell B.65. Av tabellen kan utläsas att modell 1.XM gav "bästa" anpassning. En rangordning av modellerna efter ökad MSruta ger modell 1.XM, 1.XV, 1.XF och 1.XFE. Modell 3 påvisar dock en lokalt minimerad residualkvadratsumma i intervallet mellan modell 1.XFE och 1.XF.

7.7.1 Sammandrag

För att sammanfatta en del av vad som nämnts och gäller med AVKM16 så skiljer inte modell 1.XM på olika SMÖNST. Modell 1.XF särbehandlar SMÖNST=J. Modell 1.XV skiljer på alla olika spridningsmönster. Modell 1.XFE särskiljer inte SMÖNST=1 och J.

Det har noterats att skillnader i avkastning efter rutor efter olika SMÖNST men med samma MGIVA var relativt små och att de modeller som gav bra beskrivning av variationen mellan rutor inte heller uttrycker någon större förväntad skillnad efter olika SMÖNST. Metoden att anpassa AVKM16 till modeller lineariserat från beskrivningar av AVK1 framstår som "inte helt lyckad" mot bakgrund av de aktuella spridningsmönstren och förhållandet att modell 1.XF framstätt som en av de bästa modellerna. Uttrycket "inte helt lyckad" används i bemärkelsen att modell 1.XM inte entydigt kunnat förkastas.

Att modell 1.XM i somliga fall gav god anpassning av AVKM16 behövde inte betyda att ojämnheten inom rutorna inte haft någon inverkan på medelavkastningen. Resultatet kunde mycket väl vara en följd av otillräcklig variation i spridningsmönster till rutor.

7.7.2 Anpassningar med varierande observationsyta

För att erhålla större variation i spridningsmönster mellan observationer utan att återgå till anpassning av AVKM testades några av de utvalda modellerna med glidande sammanvägningar av olika omfång. I tabell B.66 presenteras anpassningar av glidande sammanvägningar av AVKM till modellerna 1.XM och 3.XF med 1979 års data undantaget de sju mest avvikande rutorna. Av tabellen kan utläsas att modell 3 uppvisar mycket god stabilitet i parametervärdena, vilket indikerar att både funktionsform och rumslig upplösning i gödsselfaktorn är riktig. Denna tanke stärks ytterligare av att beräknad variationskoefficient når 100 % vid en jämförelse mellan regressioner baserade på rutmedelvärden.

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

Resultatet enligt tabell B.66 belyser att skillnad i "behandling" till hel ruta (AVKM16) varierat försumbart mellan olika SMÖNST. Om beräknat p blir noll så är det som nämnts helt förklarligt att inte erhålla några avkastningsskillnader mellan olika SMÖNST enligt 1979 års försöksplan. Av presenterat försöksutfall framgår att motsvarande jämförelse för de övriga åren ger motsvarande resultat.

Med ovanstående som underlag finns goda grunder att förutsätta att helheten i form av ett rutmedelvärde kan beskrivas som resultatet av en ordnad struktur. En invändning som inte skall förbises är att det defakto i stort inte kunnat påvisas några signifikanta skillnader i avkastning efter olika SMÖNST. De modeller som redovisats representerar sålunda mer eller mindre goda beskrivningar av försöksutfallen.

Efter de glidande medelvärdesbildningarna kan konstateras att om medelskörden inte påverkats av variationer i gödselintensitet så hade beståndet en förmåga att nästan till fullo kompensera för de ojämnheter som simulerades i försöken. Det andra alternativet till tolkning är att beståndets förmåga att kompensera för ojämnheter var mycket dålig. Så dålig att en ojämnheter i form av varannanradsgödsel mycket väl kan ge förluster av samma eller till och med större storleksordning än för gödsling i stråk exempelvis definierat av SMÖNST=7. Stabiliteten i parametervärden efter anpassningar med glidande medelvärden av olika omfång stöder tanken om att det senare är mer troligt.

7.7.3 Beaktande av omgivande lokal

I tabellerna B.69 och B.70 presenteras resultat efter modellerna 6.Nv7/25 och 6.Nu7/25. Dessa är presenterade med p och k begränsade till $p \geq 0$ respektive $-0.25 \leq k \leq 0.25$. Begränsningarna valdes med utgångspunkt i att $p < 0$ motsvarar större beräknat skördebortfall efter varannanradsgödsel än efter dubbel giva jämnt på halva fältet. När k antar till beloppet stora värden bör modellen ersättas med motsvarande modell baserad på princip enligt modell 1.Xz eller liknande, vilken omfattar mer rumsligt utbredd effekt av gödsel. Att p och k balanserar varandra talar inte mot modell 6 men påtalar att regressionerna inte omfattar tillräckligt stor variation i lokala spridningsmönster.

Parameter a erhöill extrema värden, speciellt efter modell 6.Nu7/25, men detta är förklarligt eftersom AVKM7 var begränsat till RUTA undantaget kantrader. AVKM25 omfattar även kantrader samt två pseudorader. Detta medför, att eventuella kanteffekter etc. huvudsakligen beskrivs av parameter a . Med 1979 års försöksutfall och modell 6.Nu7/25 ger tabell B.70 att $a=10019$ och $u=0.94$. Av andra analyser har framkommit att ogödsel och 1979 års försök gav ca. 3600 kg kärna per ha. Dessa siffror medför att kantrader, beaktat mistor mellan sådragen, representerar ett skördebortfall. En approximativ beräkning ger $(10000-3600) \cdot (1-0.94) = 385$ kg/ha. Denna beräkning ger ett intercept för AVKM7 relativt AVKM25. När $u=1$ blir a obestämbar. De extrema estimaten för a är således inget att fästa vikt vid. Som parentes kan nämnas att motsvarande beräkning för de övriga åren ger avvikelser mindre än 100 kg/ha.

Resultaten återspeglar de stora dragen efter tidigare analyser men visar samtidigt att de enskilda parametervärdena inte kan anses tillförlitliga. Det var endast efter 1979 års försök som parametrarna p och k blev "signifikant" skilda från noll, vilket kan förklaras av att 1979 års försök omfattade den största variationen i testade SMÖNST.

7.8 Sammansättning

Samtliga presenterade modeller som beskriver effekt av varierande gödselintensitet kan på ett eller annat sätt sammansättas till att gälla medelavkastning från en yta. För modeller som kan lineariseras med avseende på sina parametrar låter detta sig göras relativt enkelt. Är modellerna dessutom att hänföra till andra gradspolynom kan också medelavkastningen kopplas till välbekanta uttryck som varians och kovarians.

Jag vill ge följande generella påstående: Till alla andragradspolynom vilka beskriver avkastning som funktion av gödsel kan förväntade förluster härledas till gödselintensitetens varians. Beskrivs avkastningens beroende av gödselintensitet med olika koordinater erfordras gödselintensitetens varians och aktuella auto-kovarianser för intensitet med olika inbördes avstånd.

I nedanstående ges ett exempel på sammansättning baserat på modell 6. En närmare studie av modell 6 visar att gödsel faktorn baseras på gödselvariablerna X_2F , XF , XE och X_2E . För ett större antal bredvidliggande observationenheter "en rad" kommer medelvärden av dessa med god approximation att vara lika med medelgiva (X). Variationen i resp. variabel kommer på motsvarande sätt att kunna sättas lika och benämnas $Var(XF)$ vilket står för variansen i XF . Analogt kommer då kovariansen mellan XF och XE kunna tecknas $cov(XF_i, XF_{i+1})$.

(Kommentar: alternativa skrivsätt: $cov(XF, XE) = cov(XF_i, XF_{i+1}) = cov(XE_i, XE_{i-1})$).

Förlusten av ojämn gödselintensitet (DEP) kan nu härledas till varians och kovarians alternativt till en varians och autokorrelationer eller en auto-korrelationsfunktion. Med beaktandet av fyra positioner för placering av gödsel kan förlusten av ojämn gödsling (DEP) tecknas:

$$DEP = -c \cdot Var(XF) \cdot \alpha_0 (1 + \alpha_1/\alpha_0 \cdot \phi_1 + \alpha_2/\alpha_0 \cdot \phi_2 + \alpha_3/\alpha_0 \cdot p_3)$$

där α_1 är modellberoende uttryck, $Var(XF)$ är variansen i XF och ϕ_1 avser korrelationen mellan gödsel placerad med inbördes avstånd om i rader. (Av praktiska skäl tecknas korrelationskoefficienten med ϕ .) Med modell 6 är

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= (1-k)^2(1-p)/(1+p) + \frac{1}{2} \cdot k^2 \\ \alpha_1 &= (1-k)(2p(1-k)/(1+p) + k) \\ \alpha_2 &= k(1-k) \\ \alpha_3 &= \frac{1}{2} \cdot k^2 \end{aligned}$$

För att erhålla förlustuttryck till modellerna som omfattas av modell 6 ersättes parameter p eller k med aktuellt värde.

Av ovanstående förlustuttryck framgår att parametrarna p och k kan ersättas med parametrar α_1 . Detta medför att studier av samma slag som detta arbete inte kräver observationer med samma upplösning som den faktor vilken är föremål för undersökningen. Villkor för dylika studier blir dock:

- att noga bestämma varierande intensitet i behandlingsfaktorn,
- att variationerna är sådana att en nettoeffekt kan observeras och
- att variationerna varierar.

Med det senare menas att försöksplaner bör omfatta systematiska och slumpmässiga variationer. Detta ges en utförligare förklaring längre fram i texten.

Med i praktiskt jordbruk vanlig spridningsutrustning kan någon form av systematisk variation i gödselintensitet vara att vänta. Med andra ord kan det förväntas en samvariation i gödelintensitet mellan närliggande delytor. I det följande

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

presenteras två olika hypoteser om gödselns fördelning. Den ena baseras på sinusformade spridningsbilder och den andra baseras på vad som kan benämnas Smith's formel. (Smith, 1938) Denna empiriska formel vilken kan tecknas:

$$\text{Var}(y_{\cdot}) = \text{Var}(y_{\perp})/x^{\beta}$$

motsvarar att variansen för medelvärden (y_{\cdot}) är relaterad till variansen baserat på delytor (y_{\perp}) dividerat med antalet delytor (x) upphöjt till parametern β . Baserat på ytor kopplade till hela radavstånd kan det vara lämpligt att ersätta x med n . Parametern β kan fastställas empiriskt och antogs kunna anta värden mellan 0 och 1. Med $\beta=1$ kan formeln tecknas

$$\text{Var}(y_{\cdot}) = \text{Var}(y_{\perp})/n$$

vilket känns igen som medelvärdets varians baserat på oberoende observationer. Vad Smith's formel uttrycker kan översättas med att varje fördubbling av en uppsamlingsytas storlek ger motsvarande reduktion av variansen baserat på uppsamlingsyta.

Med en dimension i beaktandet av variationer i gödselintensitet kan variationer knytas till radmellanrum. Först kommer en liten utredning baserat på Smith's formel och därefter ges motsvarande för sinusformade spridningsbilder.

Med upplösningen ett radmellanrum kan det vara lämpligt att använda invanda beteckningar. Applicerat på fördelningen mellan olika radmellanrum ger Smith's formel att:

$$\text{Var}(XFE) = \text{Var}(XF)/2^{\beta} \quad \text{men variansen kan också tecknas}$$

$$\text{Var}(XFE) = (2 \cdot \text{Var}(XF) + 2 \cdot \text{cov}(XF, XE)) / 4.$$

Utifrån dessa två uttryck kan kovariationen tecknas:

$$\text{cov}(XF, XE) = \text{Var}(XF) \cdot (2^{1-\beta} - 1) \quad \text{eller}$$

$$\text{cov}(XF, XE) = 2 \cdot \text{Var}(XFE) - \text{Var}(XF) \quad \text{eller som autokorrelation}$$

$$\phi_1 = 2^{1-\beta} - 1$$

Med dessa uttryck möjliggöres beräkning av modellförluster till modell 3 enligt förlustuttrycket till modell 6 enligt ovanstående. Skördebortfallet DEP kan tecknas som en funktion av parametrarna c , p , $\text{Var}(XF)$ och β .

Med modell 3 som exempel ges:

$$\text{DEP} = -(c_{XF} + d_{XF} \cdot (2^{1-\beta} - 1)) \cdot \text{Var}(XF) \quad \text{eller}$$

$$\text{DEP} = -(c_{XF} - d_{XF}) \cdot \text{Var}(XF) - 2 \cdot d_{XF} \cdot \text{Var}(XFE)$$

För att undvika förvillan mellan parametrar till modell 3.XF och 3.XFE kan DEP baseras på parametrarna $(c+d)$ och p . Men för att ta steget fullt ut så motsvarar c enligt modell 6 med $k=0$ just $(c+d)$ enligt modell 3. Detta ger:

$$\text{DEP} = c \cdot \text{Var}(XF) \cdot (1 + p(2^{2-\beta} - 3)) / (1+p)$$

Lite mer generellt kan autokorrelationen i gödselintensitet, under antagande om Smith's formel, härledas till avståndet i rader. Med utgångspunkt från variansen $\text{Var}(XF)$ blir:

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

$$\text{cov}(XF_1, XF_{1-1}) = \text{Var}(XF) \cdot (2 \cdot 2^{-\beta} - 1)$$

$$\text{cov}(XF_1, XF_{1-2}) = \text{Var}(XF) \cdot (4 \cdot 5 \cdot 3^{-\beta} - 4 \cdot 2^{-\beta} + 0.5) \text{ och}$$

$$\text{cov}(XF_1, XF_{1-3}) = \text{Var}(XF) \cdot (8 \cdot 4^{-\beta} - 9 \cdot 3^{-\beta} + 2 \cdot 2^{-\beta}).$$

Eller mer generellt:

$$\text{cov}(XF_1, XF_{1-n}) = \text{Var}(XF) \cdot ((n+1)^{2-\beta} + (n-1)^{2-\beta})/2 - n^{2-\beta}.$$

Tecknas motsvarande autokorrelationsfunktion ges:

$$\phi_n = ((n+1)^{2-\beta} + (n-1)^{2-\beta})/2 - n^{2-\beta}$$

Med modell 6 och variationer i gödselintensitet enligt Smith's formel kan skördebortfallet tecknas:

$$\text{DEP} = f(p, k, \beta) \cdot c \cdot \text{Var}(XF)$$

där $f(p, k, \beta)$ är en faktor som funktion av parametrarna p och k till modell 6 och β enligt Smith's formel. Denna faktor kan lätt beräknas med ett litet räkneprogram till programmerbara räknedosor alternativt tabelleras. För att åskådliggöra denna faktor $f(p, k, \beta)$ presenteras figurerna C.32 och C.33. Dessa gäller för $f(p, k, \beta=1)$ resp. $f(p, k, \beta=0.25)$. Bägge ytornas värde är 1 för $p=k=0$. Med $\beta=0$ blir förlustfaktorn lika med 1 oberoende av p och k . Dessa två ytor representerar två delmängder i rummet av $f(p, k, \beta)$. En förlustfaktor för modell 6 skrivs fortsättningsvis $f(p, k, \beta)$ när fördelningen kan beskrivas med Smith's formel. (För den som ställer sig undrande kan nämnas att Smith's formel inte är lämpad till att beskriva de ojämnheter som definierades i tabell 7.1. Värden på β som krävs för att beskriva sambandet mellan $\text{Var}(XF)$ och $\text{Var}(XFE)$ för dessa spridningsmönster blir oändligheten, noll samt 1.5).

Vågliknande spridningsbilder är vanligt förekommande. Med en sinusformad gödsel-fördelning motsvaras variansen av $\text{amp}^2/2$ där amp är fördelningens amplitud. Om fördelningen beskrivs av $\text{amp} \cdot \sin(w \cdot x)$ där x är utsträckning i längdenheter och w är antal radianer per längdenhet ges auto-korrelationsfunktionen av $\cos(w \cdot \text{deltax})$. Om $\text{deltax}=1$ representerar en hel cykel ges w av $2 \cdot \pi$ och deltax blir en dimensionslös andel av en cykel. Detta ger

$$\phi(\text{deltax}) = \cos(2\pi \cdot \text{deltax}).$$

Diskretiserat till avstånd i hela antal rader kan detta tecknas:

$$\phi(n) = \cos(2 \cdot \pi \cdot n/N)$$

där n är antal radavstånd och N antal radavstånd för en hel cykel.

Helt naturligt är inte Smith's formel lämpad till att beskriva varannanradsgöds-lat. Det är däremot sinusfördelningen. Om n motsvarar radavstånd kommer $N=2$ att representera en hel cykel för varannanradsgöds-lat. Detta ger $\phi(1)=-1$, $\phi(2)=1$, $\phi(3)=-1$ etc. Insatt i förlustuttrycket för modell 6 ges

$$\text{DEP} = -c \cdot (\text{amp}^2/2) \cdot ((1-k)^2(1-3p)/(1+p)).$$

(Det kan direkt utläsas att $p > 1/3$ motsvarar en positiv effekt av att varannanradsgöds-la).

Kapitel 7 DISKUSSION ÖVER RESULTAT EFTER FÖRSÖK A

En övergång till tanken att kunna betrakta en given yta som pseudoavgränsad ger att ett uttryck för förväntad varians beroende av pseudoytans utsträckning relativt en hel cykel ($\text{Var}(\text{deltax})$) kan tecknas:

$$\text{Var}(\text{deltax}) = (\text{amp}^2 / (2\pi \cdot \text{deltax})^2) \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot \text{deltax}))$$

$\text{Var}(\text{deltax})$ är definierad för $\text{deltax} \neq 0$ vilket ger

$$\text{Var}(\text{deltax}=0) = \text{amp}^2 / 2$$

Med sinusformad spridningsbild och en pseudobredd som motsvarar 30% av en cykel ges att variansen reduceras till 73.7% av variansen för en mycket lång våglängd (alternativt pseudobredden går mot noll). Om pseudobredden är en halv cykel reduceras motsvarande till 40.5%.

I analogi med tidigare kan förlutsuttryck till modell 6 tecknas. Detta ger:

$$\text{DEP} = -c \cdot (\text{amp}^2 / (2\pi \cdot \text{deltax})^2) \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot \text{deltax})) \cdot (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \phi_1 + \alpha_2 \cdot \phi_2 + \alpha_3 \cdot \phi_3)$$

där α_i är de modellberoende uttrycken:

$$\alpha_0 = (1-k)^2(1-p)/(1+p) + \frac{1}{2} \cdot k^2$$

$$\alpha_1 = (1-k) \left(\frac{2p(1-k)}{1+p} + k \right)$$

$$\alpha_2 = k(1-k)$$

$$\alpha_3 = \frac{1}{2} \cdot k^2$$

och $\phi_n = \cos(2\pi \cdot n/N)$ där N är antal radavstånd för en hel cykel.

En lämplig faktor $f(p,k,N)$ kan tecknas så att:

$$\text{DEP} = -c \cdot \text{amp}^2 / 2 \cdot f(p,k,N).$$

Detta ger bl.a. att faktorn går mot 1 när N går mot oändligheten. Alternativt kan faktorn baseras på deltax där $\text{deltax} = 1/N$ vilket ger $f(p,k,\text{deltax})$ som blir 1 för $\text{deltax} = 0$. För att åskådliggöra $f(p,k,N)$ presenteras figur C.34 och C.35 vilka gäller $f(p,k=0.25,N)$ och $f(p,k,N=8)$.

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

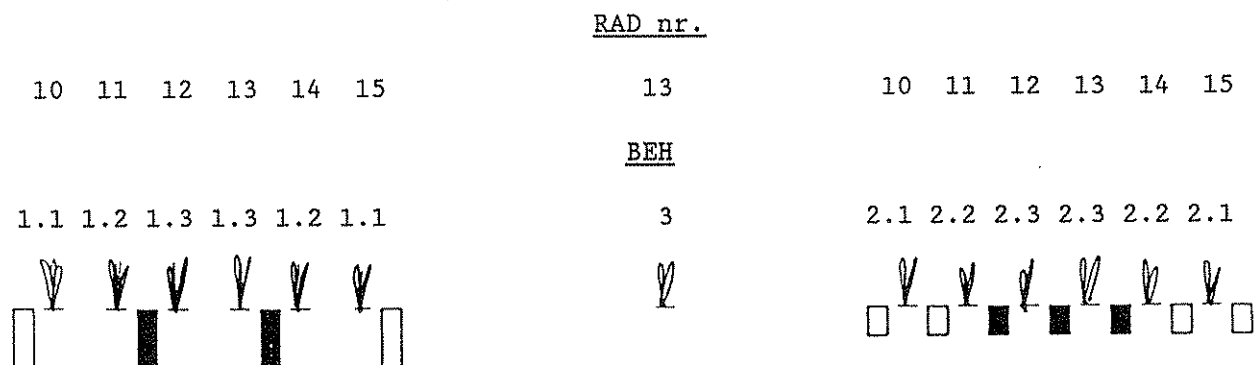
De radvis skördade försöken påvisade en mycket lokal direkt gödseffekt. Detta ledde till hypotesen att olika plantor i en rad orienterar rotsystemet olika med avseende på jordvolymen som hänförs till de två närmaste radmellanrummen. Av denna anledning undersöktes om enskilda plantor i en rad fördelade sitt näringsupptag lika mellan radmellanrummen på ömse sidor om raden. För ändamålet gödslades nitratlösning, med resp. utan ^{15}N isotopen.

8.1 Uppläggning och genomförande

Försöket lades på ett ogödslat såmaskinsdrag på 1982 års försöksyta. Sex rader gödslades med varje- och varannanradsgödsling. (De sex raderna motsvarar såraderna 10-15 i det 13:e såmaskinsdraget.) En ogödslad referens togs i sårad nr 13. Raderna gödslades den nionde juni 1982.

Radmellanrummen gödslades med en intensitet som motsvarade medelgivan 100 kg kväve per ha. Varjeradsgödsling gavs i sju bredvidliggande radmellanrum av vilka de tre centrerade gavs märkt kväve. Av motsvarande radmellanrum gödslades fyra st. med dubbla intensiteten för att motsvara varannanradsgödsling. Och av dessa fick de två centrerade radmellanrummen märkt kväve. Uppläggningsframgång av figur 8.1. Staplarnas höjd i figuren motsvarar relativ gödselintensitet och fylld stapel markerar märkt kväve.

De sex olika raderna för varje- resp. varannanradsgödsling representerar tre olika behandlingar med två upprepningar. Totalt blir det sju olika behandlingar. Tre för varje- och tre för varannanradsgödsling samt en för helt ogödslat. De olika behandlingarna (BEH) representeras av nivåerna 1.1, 1.2 samt 1.3 för varannanradsgödsling och 2.1, 2.2 samt 2.3 för varjeradsgödsling. BEH=3 representerar kontrollen vilken medtogs som referens. Nivåer samt radnummer framgår av figur 8.1.



Figur 8.1 Relativ gödselintensitet i respektive radmellanrum samt radnummer och nivå av BEH. Fylld stapel visar gödsel med märkt kväve.

Raderna gödslades 0.5 löpmeter och varje- resp. varannanradsgödsling representerar varsin halv meter av en gemensam meter sårad. Ur varje rad särskildes sex bredvidliggande plantor vilka analyserades var för sig med avseende på kvävekoncentration (NTOT) i mg N per g ts. samt registrerad ^{15}N excess (N15). Med registrerad ^{15}N excess menas andelen ^{15}N av mängden kväve sedan den naturligt förekommande andelen ^{15}N frånräknats. De sex bredvidliggande plantorna ur varje

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

rad och behandling togs centrerat inom aktuell halv meter sårad vilket resulterade i ett avstånd om knappt en halv meter mellan plantor vilka representerade varje- resp. varannanradsgödslat.

8.2 Bearbetning

Plantorna drogs upp och särskildes i laboratorium där de maldes för analys i en masspektrometer.

Andelen märkt kväve i ett prov (XC) beräknas med formeln

$$XC = NTOT \cdot E_{\#} / E_{\perp} \quad \text{där}$$

XC är andelen märkt kväve i plantan i mg/g ts.

$E_{\#}$ är registrerad ^{15}N -excess i plantan.

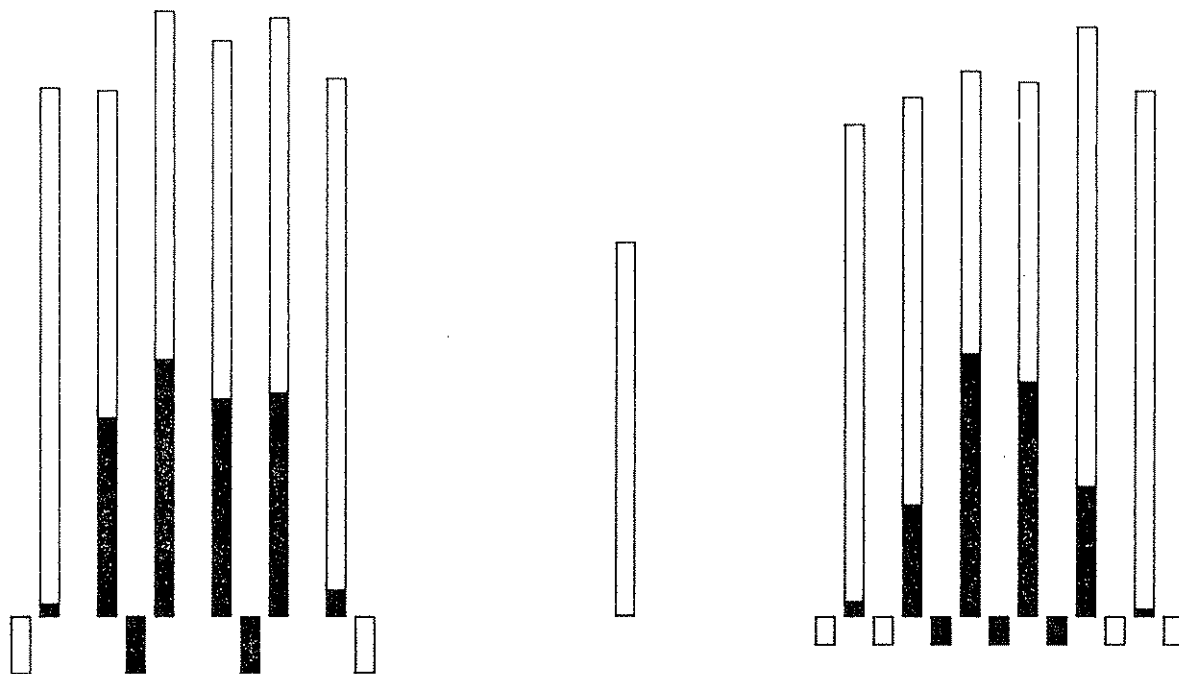
E_{\perp} är registrerad ^{15}N -excess i det märkta kvävegödselmedlet och

NTOT är totala andelen kväve i plantan i mg/g ts.

Som mått på hurvida plantorna fördelar sitt näringsupptag lika mellan radmellanrummen på ömse sidor studerades variationen mellan plantor med lika behandling.

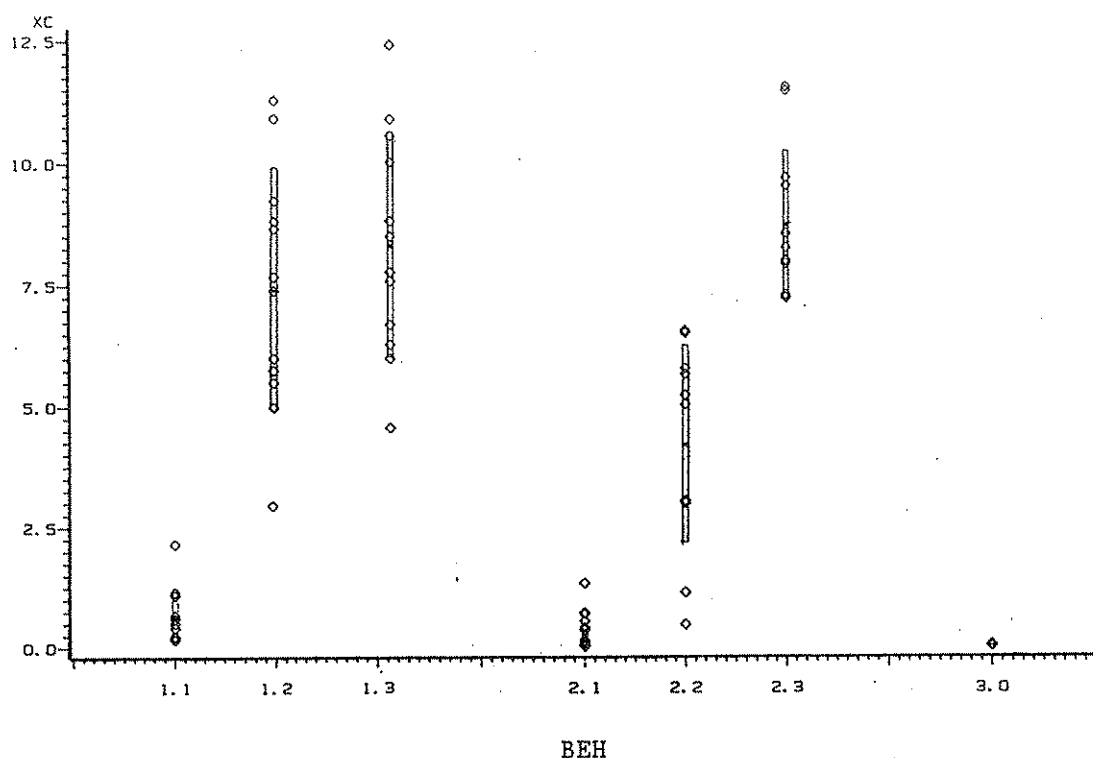
8.3 Analys av försöksutfall

Andelen märkt kväve (XC) varierade markant mellan rader med olika behandling. I figur 8.2 åskådliggörs andelen kväve (NTOT) samt andelen märkt kväve för varje enskild rad och behandling (jfr figur 8.1). I figur 8.3 ges andelen märkt kväve uppdelat efter olika BEH. Staplarna i figur 8.3 omsluter totalt två standardavvikelser och mittpunkten i varje stapel visar medelvärdet. I tabell 8.1 redovisas medelvärden och MS_{xc} efter respektive BEH.



Figur 8.2 Medelvärden av andel kväve (NTOT) resp. andel märkt kväve (XC) för varje sårad (jmf figur 8.1). Fylld del av stapel visar märkt kväve.

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B



Figur 8.3 Andelen märkt kväve uppdelat efter olika BEH. Staplarna representerar två standardavvikelser där mittpunkten representerar medelvärdet.

Tabell 8.1 Duncan's multiple range test för olika BEH

Grupp	n	BEH	XC mg/g ts.	MSxc
a	12	2.3	8.74	2.32
a	12	1.3	8.35	5.34
a	12	1.2	7.43	6.22
b	12	2.2	4.24	4.18
c	12	1.1	0.68	0.32
c	12	2.1	0.39	0.16
c	6	3	0.04	0.0002

Medelvärden i samma grupp är ej signifikant skilda på 5 %'s signifikansnivå.

Av tabell 8.1 kan noteras att andelen märkt kväve efter BEH=2.2 var nära hälften av vad som registrerades efter BEH=2.3 ($8.74/4.24=2.06$).

Som nollhypotes antogs att alla plantor med given behandling fördelat sitt näringsupptag likartat.

Detta medförde att hypotetisk andel märkt kväve som ett resultat av bidrag från vart och ett av de fyra närmaste radmellanrummen kunde tecknas med modellen:

$$XC = a \cdot Pa + b \cdot Pb$$

$R^2=0.93$ $F=476$ $CV=36$ $MSe=2.76$

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

där variablerna Pa och Pb representerar andelen märkt kväve i de närmaste resp. i de övriga två radmellanrummen och parameter a och b representerar andel märkt kväve som härrör från de närmaste resp. två längre bort liggande radmellanrummen. Med 95 %-igt konfidensintervall skattades parametrarna till:

$$a = 7.79 \pm 0.64$$

$$b = 0.76 \pm 0.70$$

Om en planta fördelar ett givet näringsupptag olika mellan två jordvolymmer leder ett större upptag från den ena till ett mindre upptag från den andra. Av en sådan situation ges att korrelationen mellan upptag från de olika volymerna blir -1, dvs. om variansen i andel märkt kväve från den ena jordvolymen tecknas med $\text{Var}(a/2)$ så blir variansen för ett sammanlagt andelsbidrag ($\text{Var}(a)$) lika med

$$\text{Var}(a) = 2 \cdot \text{Var}(a/2) + 2 \cdot \text{cov}(v, h) = 2 \cdot (\text{Var}(a/2) - \text{Var}(a/2)) = 0.$$

(v och h representerar ena resp. andra sidan om raden.)

Detta är tämligen självklart, då förutsättningen var "ett givet upptag", men representerar en extrem i den fortsatta genomgången.

Om upptagen från de olika jordvolymerna istället vore helt oberoende av varandra är den förväntade kovariationen noll.

Antagandet att upptagen är oberoende ger förväntade varianser vilka i tabell 8.2 tecknats tillsammans med de erhållna variansskattningarna. (Under nollhypotesen borde $\text{Var}(a)$ skrivas $2 \cdot \text{Var}(a/2)$ men texten föregås något med valda benämning.) De förväntade varianserna, vilka tecknats i tabellen, baseras också på antagandet om oberoende mellan två överlagringar från samma radmellanrum. (Varannanradsgödsling motsvarar dubbel gödselintensitet i de gödslade radmellanrummen.)

Tabell 8.2 Förväntade varianser om upptagen av märkt kväve från olika jordvolymmer vore helt oberoende av varandra samt erhållna variansskattningar. Beroende variabel är andelen märkt kväve (XC)

BEH	E(MS)			Variansskattning
2.3	Var(res)	+ Var(a)	+ Var(b/2)	2.32
2.2	Var(res)	+ Var(a/2)	+ Var(b/2)	4.178
2.1	Var(res)		+ Var(b/2)	0.159
1.3	Var(res)	+ Var(a)	+ Var(b)	5.344
1.2	Var(res)	+ Var(a)		6.216
1.1	Var(res)		+ Var(b)	0.323
3	Var(res)			0.0002

Koncentrerat till varjeradsgödsling kan $\text{Var}(a)$ skattas med:

$$s^2(a) = s^2(2.3) - s^2(2.1) = 2.163 \quad \text{och} \quad \text{Var}(a/2) \text{ med}$$

$$s^2(a/2) = s^2(2.2) - s^2(2.1) = 4.019$$

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

Med ett oberoende mellan upptagen från olika sidor om raden förväntas likheten:

$$\text{Var}(a/2) = 2 \cdot \text{Var}(a)$$

men beräknat F-tal blev 3.72^* ($2 \cdot 4.019 / 2.163 = 3.716$) vilket sammanfaller med 5%-ig signifikansnivå för att förkasta hypotesen om att upptagen från de två närmaste radmellanrummen skulle vara oberoende av varandra. Upptaget från resp. sida kan sålunda inte antas vara oberoende av upptaget från motstående sida.

Med utgångspunkt från $s^2(a)$ och $s^2(a/2)$ kan kovariationen mellan upptagen från de olika radmellanrummen (s_{vh}) skattas. Detta med utgångspunkt från sambandet:

$$\text{Var}(a) = 2 \cdot \text{Var}(a/2) + 2 \cdot \text{cov}(v, h)$$

Detta ger:

$$s_{vh} = s^2(a)/2 - s^2(a/2) = 2.163/2 - 4.019 = -2.938$$

vilket resulterar i korrelationskoefficienten $r = -0.73^{**}$.

För att skatta $\text{Var}(a)$ ges under nollhypotesen två olika möjligheter efter varannanradsgödsilat. Av variansskattningen efter $\text{BEH}=1.2$ kan direkt noteras att skattningen för $\text{Var}(a)$ blev större än motsvarande efter varjeradsgödsilat.

$$s^2(a) = s^2(1.3) - s^2(1.1) = 5.355 - 0.323 = 5.021 \quad \text{eller}$$

$$s^2(a) = s^2(1.2) - s^2(3) = 6.216 - 0.0002 = 6.216.$$

Kvoten mellan dessa är 1.23 vilket ej är signifikant skilt från 1 och skattningarna poolades vilket gav:

$$s^2(a) = 5.619$$

Under hypotesen att dubbel gödselintensitet resulterar i två oberoende överlagringar ges likheten $\text{Var}(a) = 2 \cdot \text{Var}(a/2)$. Test av detta gav ett F-tal lika med 1.43 ($2 \cdot 4.019 / 5.169 = 1.43$) vilket ej är signifikant skilt från 1. Ett oberoende mellan effekten av två överlagrade gödlingsintensiteter inom en och samma jordvolym kan sålunda inte uteslutas.

Den andel av det upptagna kvävet som har ursprung i gödsilat kväve (NG) kan uppskattas utifrån ^{15}N -excessen. Under antagandet att hela omgivningen för rader efter $\text{BEH}=1.3$ och 2.3 gödsilats med märkt kväve ges NG av den andel av det upptagna kvävet som kommer av märkt kväve (PN15). ($\text{PN15} = E_{\neq} / E_{\pm}$) Detta gav:

$$\text{PN15}(1.3) = 0.401 \pm 0.064 \quad \text{resp.}$$

$$\text{PN15}(2.3) = 0.456 \pm 0.035$$

Det kan noteras att rader efter $\text{BEH}=2.3$, vilket representerar varjeradsgödsilat erhöill en något större andel från det märkta kvävet även om skillnaden inte var signifikant skild från noll.

Med modellen

$$\text{PN15} = a \cdot \text{Pa} + b \cdot \text{Pb}$$

$$R^2 = 0.93 \quad F = 524 \quad \text{CV} = 34 \quad \text{MSe} = 0.0064$$

skattades parametrarna med 95 %-igt konfidensintervall till:

Kapitel 8 FÖRSÖK MED MÄRKT KVÄVE - FÖRSÖK B

$$a = 0.400 \pm 0.030$$

$$b = 0.028 \pm 0.030$$

Utifrån dessa parametrar kan andelen kväve, från gödslat kväve, skattas med a+b vilket ger 0.428, dvs. ca 43 %.

Beträffande totala andelen kväve i plantorna erhöles en signifikant ökning efter samtliga gödslade rader jämfört med den ogödslade referensen. Andelen kväve var genomgående något högre efter de varannanradsgödslade delarna av samma sårad. Men totalt gödslades också något mer i den varannanradsgödslade delen av försöket (förhållande 8:7 enheter kväve vilket blev följderna av försöksplanen).

Det skall dock beaktas att variansskattningarna för XC och NTOT blev mycket lika efter behandlingarna 2.3, 2.2 och 1.3. Speciellt likheten efter BEH=2.3 och 2.2 skulle kunna betyda att variationen i XC berott mer av plantornas egenskaper än av tillgängligheten till märkt kväve. Resultatet skulle med andra ord kunna motsvara en vinstlott, speciellt mot bakgrund av att det kunde påvisas en samvariation mellan XC och NTOT.

För att inte förbise denna möjlighet studerades andelen märkt kväve av plantornas andel kväve (PN15). Med PN15 som beroende variabel erhålles ett oberoende av eventuella skillnader i plantornas livskraft eller näringsupptagningsförmåga.

Med samma analyschema som för XC ges i tabell 8.3 förväntade varianser och variansskattningar. För varjeradsgödsel kan Var(a) skattas med:

$$s^2(a) = s^2(2.3) - s^2(2.1) = 0.0026 \quad \text{och} \quad \text{Var}(a/2) \text{ med:}$$

$$s^2(a/2) = s^2(2.2) - s^2(2.1) = 0.0101$$

Med ett oberoende mellan upptagen för de olika radmellanrummen förväntas kvoten $2 \cdot \text{Var}(a/2) / \text{Var}(a) = 1$ men beräknat F-tal blev 7.78** och beräknad korrelationskoefficient $r = -0.74^{**}$

Resultatet ansluter till tidigare redovisning vilket ökar tilltron till att det finns en variation i hur enskilda plantor fördelar sitt näringsupptag i samma miljö.

Tabell 8.3 Förväntade varianser om upptagen av märkt kväve från olika jordvolymer vore helt oberoende av varandra samt erhållna variansskattningar för PN15

BEH	E(MS)			Variansskattning
2.3	Var(res)	+ Var(a)	+ Var(b/2)	0.0031
2.2	Var(res)	+ Var(a/2)	+ Var(b/2)	0.0106
2.1	Var(res)		+ Var(b/2)	0.0005
1.3	Var(res)	+ Var(a)	+ Var(b)	0.0103
1.2	Var(res)	+ Var(a)		0.0156
1.1	Var(res)		+ Var(b)	0.0008
3	Var(res)			0.000001

9 GILTIGHETSTESTANDE FÖRSÖK - FÖRSÖK C

1983 års försök avsåg att bekräfta eller förstärka erfarenheter efter försöksåren 1979-1982. Försöket 1983 skilde sig avsevärt från övriga försök. Detta var också en av avsikterna eftersom försöket avsåg att testa giltighet vid sidan av tidigare försök. Vidare analyserades försöket med förutbestämda intentioner.

Försöket lades med huvudsakligt syfte att jämföra modell 1.XM med modell 6 eller av modell 6 omfattade modeller. En invändning mot att göra några tolkningar efter försök A berodde på de systematiska spridningsmönstren, vilka dessutom var av binär karaktär. Därför baserades försöksplanen i möjligaste mån på slumpmässig utläggning. Ytterligheterna systematisk ojämnhet och slumpmässig ojämnhet simulerades med ojämn gödsling mellan jämnt gödslade rutor resp. slumpvalsberäknad utläggning av ojämnheter inom rutor.

Analysen avsåg att konstatera avkastningsskillnader efter jämn resp. ojämn gödsel fördelning inom samt mellan rutor. Analysen avsåg också att skatta parametrar och utifrån dessa göra jämförande beräkningar gentemot observerade skillnader.

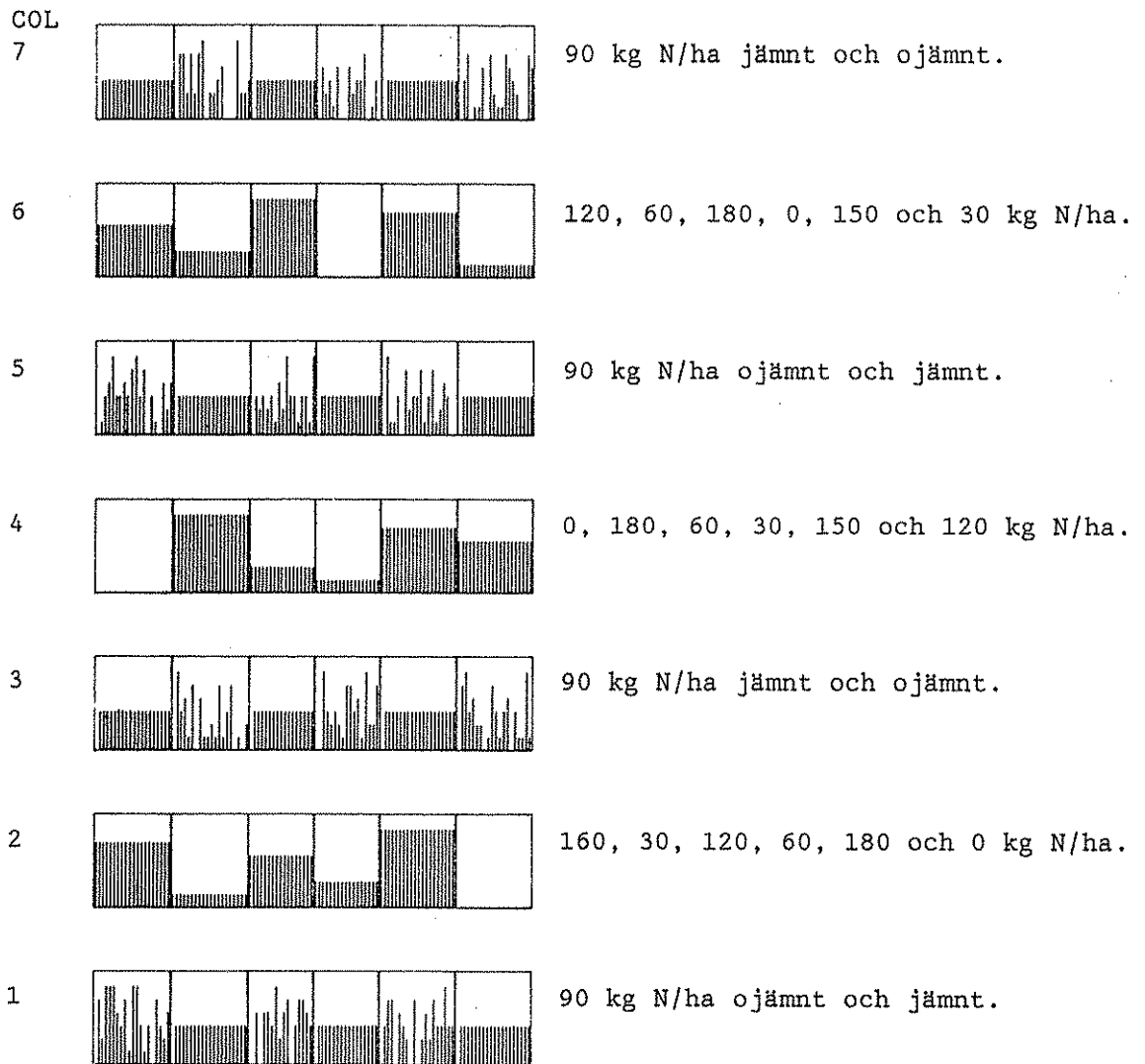
Till analysen användes metoder vilka beskrevs inför presentationen av försök A. En analys med beaktande av markvariationer och som baseras på grannar i två dimensioner beskrivs i samband med presentationen av försöksutfallet.

9.1 Uppläggning och genomförande

Försöksrutor gödslades helt jämnt eller ojämnt. För ojämnt gödslades i varje radmellanrum efter slumpvals genererad försöksplan. Gödselintensiteterna slumpades med ett medelvärde om 90 kg N/ha och med en standardavvikelse om 70 kg N/ha. Av praktiska skäl valdes att gödsla varje radmellanrum med givorna noll till 180 kg N/ha i steg om 30 kg. Anpassningen till dessa nivåer gjordes genom intervallbestämning samt trunkering av vad som hamnade utanför nämnda intervall. Intervallen var 30 kg med mittpunkt vid nämnda gödselintensiteter. Försök lades i höstvetete och vårvete. Vårveteförsöket är ej analyserat och kommer inte att presenteras. Höstveteförsökets fältplan framgår av figur 9.1. Helt jämnt gödslat gavs till rutor i COL=2, 4 och 6 enligt fältplanen. Givorna inom dessa COL slumpades ut och representerar nivåerna ogödslat till 180 kg N/ha i steg om 30 med undantag för 90 kg/ha som representerar jämnt gödslat, alternerat med ojämnt gödslat i COL=1,3,5 och 7.

Försöken gödslades efter uppkomst med en vid institutionen specialtillverkad gödslingsutrustning bestående av en liten traversbana med gödslingsaggregat. Gödslingsaggregatet hade tre matarhus vilka vid framdrivning medelst en elektrisk bormaskin gav ett flöde motsvarande 30 kg N/ha vardera. Detta gav 0, 30, 60 eller 90 kg N/ha beroende på hur många matarhus som var öppna. Vid högre givor upprepades gödslingsproceduren. (Ett smidigare alternativ vore att låta matarhusen ge 30, 60 och 90 kg vilket skulle ha reducerat antalet arbetsmoment.) Gödslingsutrustningen parallellförflyttades från radmellanrum till radmellanrum medelst lyft av de två som lade ut försöken.

Kapitel 9 GILTIGHETSTESTANDE FÖRSÖK - FÖRSÖK C



Figur 9.1 Fältplan för 1983 års försök i höstvete. Varje streck motsvarar intensitet i placerad gödsel för varje enskilt radmellanrum.

9.2 Skörd

Vid skörd klipptes rutorna med en vid tillfället just färdigställd klippare bestående av ett litet hydrauldrivet fordon med frontaggregat. Detta aggregat bestod av en slätterbalk och uppsamlingsbehållare.

Den uppsamlade helsäden tröskades stationärt på fältet med en riströska vilken var inställd för att huvudsakligen reducera provmängden. Proven tröskades sedan inomhus med ett stationärt axtröskverk av märket Saatmeister. Proven rensades och vägdes för att sedan torka i värmeskåp före slutlig vägning.

9.3 Försöksutfall

9.3.1 En-vägs variansanalys av 1983 års försöksresultat

Först testades om det kunde påvisas någon skillnad i avkastning efter kvalitet jämnt och kvalitet ojämnt gödslat med 90 kg N/ha. Med modellen

$$\text{AVK} = \text{Int} + \text{kvalitet}_i + \text{res}_{ij}$$

$R^2=0.04$ ($F=0.91$) $CV=3.6$ $MSruta=75836$

kunde konstateras att jämnt eller ojämnt gödslat inte resulterat i någon signifikant avkastningsskillnad. Skillnaden blev dock 107 kg kärna per hektar till fördel för efter jämnt gödslat. (Modellen beaktade endast rutor vilka gödslats jämnt eller ojämnt med 90 kg N/ha vilket motsvarar 24 rutor.)

Nästa modell:

$$\text{AVKC} = \text{Int} + \text{kvalitet}_i + \text{res}_{ij}$$

$R^2=0.63$ $F=8.7^*$ $CV=2.1$ $MScol=25291$

där AVKC avser medelavkastning från varje COL (se figur 9.1) påvisade signifikant lägre medelavkastning från de COL som representeras av rutor med olika medelgivor (COL=2, 4 och 6; kvalitet "ojämnt") jämfört med de COL som gödslats jämnt och ojämnt med 90 kg N/ha (COL=1,3,5 och 7; kvalitet "jämnt"). Skillnaden om 359 kg kärna per hektar påvisar förlusten av ojämn gödselintensitet mellan rutor.

9.3.2 Regression med några utvalda modeller

De regressionsmodeller som testats ansluter till tidigare presentationer och i tabell 9.1 redovisas resultaten. Av tabell 9.1 kan utläsas att modell 1.XV givit lägsta MSE men att skillnaderna inte är påfallande. Med modellerna 3, 1.Xk och 6 erhöles "extrema" skattningar av p eller k vilket medförde att modellernas allmängiltighet inte kunde bekräftas. Modellerna kunde däremot inte heller förkastas.

Tabell 9.1 innefattar också regressionsresultat beaktat närliggande rutors avkastning. Principen för nämnda modeller är densamma som för modeller med extensionen .Nvm/n (se avsn.5.7.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller"). I tabellen ges följande modellbeteckningar; 1.XMnh, 1.XVnh, 1.XVnv, 6.Nh och 6.Nv där Nh och Nv representerar beaktandet av två olika omgivningar. Nv motsvarar Nvm/n men i detta fall utgörs omgivning av närmaste grannar inom varje COL (se figur 9.1). Med omgivning Nh avses de åtta rutor som omringar den aktuella rutan. Vidare motsvaras viktsfaktorn (v) av $v=h/d$ där h regressionsanpassas och d avser avstånd i meter till varje omgivande ytas centralpunkt. Grannar är indelade i ROW-, COL- och diagonalgrannar. Kantrutor saknar vissa grannar och då har ett medelvärde för symmetriskt belägna grannar beräknats utifrån de befintliga.

Kapitel 9 GILTIGHETSTESTANDE FÖRSÖK - FÖRSÖK C

Tabell 9.1 Parametrar och estimat för regression med rutskördar mot olika kvadratfunktioner och 1983 års försöksdata. (n=42)

Modell	Parameterestimater				Modellparametrar				Max för X=
	a	b	c	d	R2	F	CV	MSe	
1.XM	6102	27.8	-0.1061		0.74	54.8	3.9	86434	131
1.XV	6047	29.5	-0.1123		0.75	57.2	3.8	<u>83629</u>	131
1.XFE	6107	28.8	-0.1092		0.74	54.7	3.9	86540	132
1.XF	6203	27.3	-0.0983		0.70	45.2	4.2	99179	139
3.XF	6092	28.3	-0.0239	-0.0839	0.74	36.9	3.9	86364	131
			3.XF (c+d)=-0.1078		p=0.63				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	6010	30.1	-0.1148		0.48			85041	131
6	6005	29.8	-0.1138		0.51	0.86		87045	131
<u>1.XMh</u>	6031	30.1	-0.1167	h=0.75				<u>79088</u>	130
<u>1.XVh</u>	5830	30.1	-0.1167	h=1.02	<u>0.25</u>	<u>1/3</u>		<u>71534</u>	130
1.XVh	5958	31.0	-0.1200	v=0.47	<u>0.25</u>	<u>1/3</u>		76582	129
6.Nh	5811	31.1	-0.1198	h=1.00	0.50	0.51		74569	130
6.Nv	5884	32.4	-0.1266	v=0.49	0.59	0.67		79621	128

Anm. Estimaten för k och p i modellerna 1.Xk och 6 är ej signifikant skilda från noll.

9.4 Diskussion efter 1983 års försök

Skillnaden efter jämnt och ojämnt spridningsmönster blev mycket liten men försöket stöder principen för beräkning av förluster. Här ges ett litet räkneexempel utifrån en kompletterande anpassning.

Med modellen

$$AVK = a + b \cdot XM + c_1 \cdot XM^2 + err_{1j}$$

$R^2=0.74$ $F=35.8$ $CV=4.0$ $MSe=88266$

där c_1 representerar helt jämnt gödslade rutor, c_2 ojämnt gödslade och XM medelgiva till varje ruta, erhöles estimaten $c_1=-0.1090$ och $c_2=-0.1156$. Beräknas en fiktiv variationskoefficient utifrån dessa parametervärden blir denna 24.6 procent.

Variationskoefficienten för XF till de ojämnt gödslade rutorna blev 65.1% (med slumpgenereringen avsedd variationskoefficient var $70/90 = 77.7\%$). Utlagd gödselintensitet i varje radmellanrum var oberoende normalfördelad. Detta ger att bredden på den uppsamlingsyta för vilken variationskoefficienten skulle förväntas bli 24.6 % kan beräknas. Resultatet ger en bredd om sju radavstånd. $((0.651/0.246)^2=7.00)$. Med radavståndet 12 cm motsvarar detta 84 cm.

Förluster av ojämn gödsling inom 1983 års försök kan skattas på olika sätt. Med den fiktiva variationskoefficienten blir beräknad förlust efter det ojämna spridningsmönstret:

$$Dep = 0.1090 \cdot (90)^2 \cdot (0.246)^2 = 55.2 \text{ kg kärna/ha.}$$

Kapitel 9 GILTIGHETSTESTANDE FÖRSÖK - FÖRSÖK C

Av resultaten i tabell 9.1 kan utläsas att lägsta MSE, undantaget modeller med beaktande av omgivning, representeras av modell 1.XV. Med förlustuttrycket till modell 6 kan förlusten beräknas. För modell 1.XV och oberoende fördelad gödsel ges $f(p=1/3, k=0.25, \beta=1)=0.3125$. $\text{Var}(XF)$ blev 3433 ($(0.651 \times 90)^2=3433$). Detta ger:

$$\text{Dep} = 0.1123 \cdot 3433 \cdot 0.3125 = 120 \text{ kg kärna/ha}$$

att jämföras med den faktiska skillnaden som blev 107 kg kärna/ha.

För de COL på fältet som bara omfattade jämnt gödslade ytor blev variansen för medelgivorna lika med 4200 ($\text{vk}=72\%$). Om dess rutor betraktas som avgränsade ges:

$$\text{Dep} = 0.1123 \cdot 4200 = 472 \text{ kg kärna/ha}$$

jämfört med helt jämnt gödsel. Med de COL som innefattade jämnt och ojämnt gödslade rutor kan den genomsnittliga förlusten uttryckas som $120/2 = 60$ kg kärna/ha. Modellens värde på skillnaden i avkastning för olika typ av COL blir då $472-60=412$ kg kärna/ha att jämföras med den faktiska skillnaden om 359 kg/ha.

Parametrarna p och k efter modell 6 erhöll vidsträckta konfidensintervall men motsvarande beräkningar med utgångspunkt i resultaten efter modell 1.Xk och 6 ger $f(p=1/3, k=0.476, \beta=1)=0.2505$ resp. $f(p=0.859, k=0.509, \beta=1) = 0.148$. Beräknade förluster efter det ojämna spridningsmönstret blir då 98.8 resp. 57.8 kg kärna per ha. För COL med olika medelgiva ges 482 resp. 478 kg kärna/ha. Försöksrutorna inom varje COL låg dock helt dikt intill varandra vilket medför att dessa inte var helt avgränsade.

Med 1983 års försök motsvarade variationen i gödselintensitet mellan de jämnt gödslade rutorna ett lågt värde på β enligt Smith's formel ($\beta=0$ om gränseffekter ignoreras) och de ojämnt gödslade motsvarade $\beta=1$. Med andra ord täckte försöket två extremer vad avser egenskap hos testade spridningsmönster. Däremot testades inget spridningsmönster mellan dessa extremer. Av nedanstående exempel på beräknade förluster efter sinusformade spridningsbilder framgår att modellerna beskriver effekter olika. För jämförelsen presenteras beräknade förluster efter modellerna 1.XV, 1.Xk och 6. Beräkningarna baseras på sinusformad spridningsbild med N radavstånds cykel, med medelgiva och amplitud satta till 90 kg kväve per hektar.

De aktuella skattningarna av p och k representerar en utbredd gödseffekt och av att $p>1/3$ utläses att varannanradsgödsel förväntas ha givit högre avkastning än varjeradsgödsel. Med aktuella parameterskattningar är det föga troligt att beräknade förluster blir överskattade. Skördebortfallet (Dep) beräknades enligt $\text{Dep} = -c \cdot (\text{amp}^2/2) \cdot f(p, k, N)$. Variansen för sinusformad spridningsbild motsvaras av $\text{amp}^2/2$. Amplituden sattes lika med medelgiva vilket motsvarar $\text{vk} = 1/\sqrt{2} \approx 71\%$.

I tabell 9.2 ges modellernas beräknade förluster efter sinusformade spridningsbilder med våglängden N radavstånd efter modellerna 1.XV, 1.Xk och 6.

Tabell 9.2 Beräknat skördebortfall (Dep) och förlustfaktor efter sinusformade spridningsbilder med olika våglängd och 1983 års försök efter modellerna 1.XV, 1.Xk och 6.

Antal rader per cykel	Modell 1.XV		Modell 1.Xk		Modell 6	
	$f(p,k,N)$	Dep	$f(p,k,N)$	Dep	$f(p,k,N)$	Dep
1	0.00	0	0.00	0	0.00	0
2	0.00	0	0.00	0	-0.08	-38
3	0.01	5	0.03	15	-0.06	-26
4	0.10	46	0.00	0	-0.08	-38
5	0.25	112	0.06	30	-0.01	-5
6	0.38	175	0.18	86	0.12	54
7	0.50	227	0.31	144	0.25	116
8	0.59	269	0.42	195	0.37	171
9	0.66	301	0.51	237	0.47	216
10	0.72	326	0.58	271	0.55	253
15	0.86	393	0.79	369	0.78	357
100	1.00	453	0.99	463	0.99	458
10000	1.00	455	1.00	465	1.00	461

Av tabell 9.2 framgår att modell 6 uttrycker en liten skördeökning efter varannanradsgödsel jämfört med helt jämnt. Med våglängden 100 radavstånd vilket motsvaras av 12.5 meter ger modellerna jämförbara skattningar av skördebortfallet. Modell 1.XV gav lägsta MSE och förlusterna kommer för kortare våglängder med modell 1.XV. Beräkningen med utgångspunkt i modell 6 representerar således en ambition att inte överskatta förlusterna. (Att beräkningarna på berörda punkter ger en relativt god beskrivning av försöksutfallet är inget argument för förlusternas storlek, men de visar att beräkningsprincipen fungerar.)

Eftersom de testade spridningsbilderna inte täckte intervallet mellan extremt systematisk spridningsbild, i form av jämnt gödselade rutor och oberoende fördelning mellan olika radmellanrum kan inga absoluta slutsatser dras utifrån de aktuella siffervärdena enligt tabell 9.2. Vad som kan utläsas är att anpassning till modellerna ger god överensstämmelse för de testade ojämnheter samt att modellerna ger utrymme för olika beskrivningar i intervallet som kan motsvaras av $0 \leq \beta \leq 1$ med β enligt Smith's formel.

En ansats till tolkning kan göras mot bakgrund av att modell 1.XV givit bättre anpassning än modell 1.XM, vilket blev fallet både med och utan beaktande av omgivning. Ett annat argument för att tillåta en försiktig tolkning består i att MSE efter modellerna 1.XM, 1.XV, 1.XFE och 1.XF beskriver en parabel med minsta värdet efter modell 1.XV.

10 SLUTDISKUSSION

Detta kapitel ger en sammanfattande diskussion av hela arbetet uppdelat på överordnade problem och erfarenheter av genomfört arbete. Diskussionen innefattar en del förslag inför fortsatta arbeten samt några reflektioner värda att beröras.

10.1 Överordnade problem

Arbetet visar att det finns möjligheter till att formulera den uteblivna meravkastningens beroende av variationer i gödselintensitet. För variationer i gödselintensitet mellan oberoende delytor lämpar sig formler vilka låter sig härledas med Taylor-serieutveckling i enlighet med vad som presenterades av Zaslavsky & Mokady (1967).

För variationer i gödselintensitet mellan icke oberoende delytor gäller motsvarande sedan gödsel placerad i olika positioner relativt den för modellen aktuella delytan betraktats som olika variabler. Det senare medför att variationer i intensitet av en variabel kan beskrivas med gemensamma moment för de olika relaterade positionerna och att kovariationer mellan gödsel i olika positioner kan beskrivas med auto-kovariationer.

Principen förklaras väl av andragradspolynom och för att underlätta framställningen begränsas diskussionen till dessa som avkastningsfunktioner av ett gödselmedel.

Auto-korrelationer förknippas ofta med tidsserier. För att ge en analogi så motsvaras tidsdifferansen här av ett avstånd.

Med modell 6 som beaktar ojämnheter i en dimension kunde ojämnhetens inverkan beskrivas med:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(XF) \cdot (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \phi_1 + \alpha_2 \cdot \phi_2 + \alpha_3 \cdot \phi_3)$$

där α_1 är modellberoende uttryck, $\text{Var}(XF)$ är variansen i XF och ϕ_1 avser korrelationen mellan gödsel placerad med inbördes avstånd om i rader. ϕ_0 är alltid 1. (Av praktiska skäl tecknas korrelationskoefficienten med ϕ .) Med modell 6 är:

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= (1-k)^2(1-p)/(1+p) + \frac{1}{2} \cdot k^2 \\ \alpha_1 &= (1-k)(2p(1-k)/(1+p) + k) \\ \alpha_2 &= k(1-k) \\ \alpha_3 &= \frac{1}{2} \cdot k^2 \end{aligned}$$

Lite mer generellt kan uttrycket för DEP och ojämnheter i en dimension tecknas:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(XF) \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i$$

där n representerar antalet längdenheter som mått på avstånd mellan delytor. En längdenhet motsvaras av bredden på den enhetsyta som representerar upplösning för variansen. Med upplösningen ett radavstånd kommer n att bestämmas av största avståndet mellan två positioner varpå placerad gödsel samspelat så att avkastningen påverkats.

Ojämnt gödslat mellan jämnt gödslade delytor så stora att ett oberoende mellan delytor utgör en god approximation, dvs. en variation mellan oberoende delytor, utgör ett specialfall (jfr 1983 års försöksplan och variation mellan jämnt gödslade rutor). Specialfallet ger att alla beaktade auto-korrelationer blir 1 vilket belyser ett randvillkor, nämligen att:

$$\sum_{i=0}^n \alpha_i = 1$$

Ett annat specialfall ges med oberoende normalfördelad gödselintensitet till vald enhetsyta (jfr 1983 års försöksplan och variation inom ojämnt gödslade rutor). Vid detta specialfall ges förlustuttrycket av:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(XF) \cdot \alpha_0$$

vilket kan utgöra ett andra randvillkor vid parameterberäkning.

Beräkningsförfarandet kan även tillämpas på ojämnheter i fler dimensioner men ger snabbt många frågor att lösa.

Modell 6, vilken framkommit av detta arbete, är bara en av många tänkbara modeller. Den kan utgöra en utgångspunkt för vidare arbeten. En intressant aspekt med modell 6 är att α_i är funktioner av parametrarna p och k vilka kan representera två olika dimensioner, nämligen den lokala konkurrenspåverkande effekten och en geografiskt utbredande effekt av placerad gödsel.

10.1.1 Utsträckning av relevant omgivning

Vad som skall avses med relevant omgivning har definierats i arbetet, men dess kvantitativa utsträckning kan inte anses fastställd. Mycket talar dock för att utsträckningen är mindre än en halv meter i vardera riktningen. Detta i ett relativt homogent bestånd, betraktat med en lägre upplösning. Reservationen påkallas av att kraftiga variationer i bestånd mellan lite större men närliggande delytor inte kan uteslutas från att påverka varandras tillgång till faktorer som medverkar i grödans livsprocess. Tillgängligt vatten skulle kunna vara en sådan faktor. I avsnitt 10.2.3.1 "Lokal effekt" ges en diskussion utifrån erhållet försöksutfall.

En aspekt som inte skall förglömmas är att om gödsel inom ett visst avstånd direkt eller indirekt medverkat till avkastningen så kan det ha förekommit en samverkans effekt av gödsel placerat med två ggr samma avstånd.

Vid en eventuell fortsättning av detta arbete är stadfästade av en relevant omgivnings omfång av hög prioritet. För att förhindra fruktlösa arbeten måste påtalas att detta omfång är större än det område varifrån en planta absorberat näring.

Lämpliga metoder för att undersöka nämnda utsträckning kommenteras under avsnitt 10.2.4 "Reflektioner".

10.1.2 Kausalitet, modeller etc.

Utebliven meravkastningen som effekt av ojämn gödselintensitet kan härledas matematiskt. För andragsgradspolynom, ett gödselmedel och ojämnheter i en dimension kan utebliven meravkastning kopplas till varians och auto-korrelation. Även sedan detta påvisats kvarstår nyttan av att ha en modellhypotes. Som exempel behövs fyra parametrar α_i för att ersätta de två parametrarna p och k som följer av hypotesen att modell 6 är giltig.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Om en variabel till ett andragradspolynom kan sammanvägas med en viktsfunktion $v(z)$ baserad på koordinat utmed en längdaxel (z) i vinkel mot en centrumlinje så finns möjligheten att faktorerna α_1 kan härledas till en kontinuerlig funktion ($\alpha(t)$). En sådan härledning kan göras utifrån samma princip som definitionen av en auto-korrelationsfunktion, dvs. med en integrering av produkten $v(z) \cdot v(z+t)$ där t står för avstånd mellan två punkter. (Principen med sammanvägning motsvarar närmast modellerna 1.Xk och 1.Xz av de presenterade modellerna.) Med en funktion $\alpha(t)$ och en auto-korrelationsfunktion $\phi(t)$ kan förlustuttrycket tecknas:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(g) \cdot \int_0^{2Z} \alpha(t) \cdot \phi(t) dt$$

där t avser avstånd i z och $\text{Var}(g)$ är gödselintensitetens varians över utsträckningen i z -led. Integrationsgränser ges av två ggr relevant avstånd till placerad gödsel som inverkat på en plantas (växtrads) slutavkastning (kopplat till viktsfunktionen). Utsträckningen av en relevant omgivning motsvaras av $2 \cdot Z$.

Med DEP kopplad direkt till viktsfunktionen $v(z)$ kan DEP tecknas:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(g) \cdot \left[\int_{-Z}^Z v^2(z) dz + 2 \cdot \lim_{a \rightarrow 0^+} \int_a^{2Z} \int_{-Z}^{Z-t} v(z) \cdot v(z+t) \cdot \phi(t) dz dt \right]$$

där

$$\text{Var}(g) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T (g(z) - g.)^2 dz$$

och

$$\phi(t) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T \cdot \text{Var}(dz)} \int_{-T}^T (g(z) - g.) (g(z+t) - g.) dz$$

Eller mer generellt:

$$DEP = -c \cdot \text{Var}(X) \quad \text{där}$$

$$X(z) = \int_{-T}^T v(t) \cdot g(z+t) dt$$

Med viktsfunktionen symmetrisk och sådan att:

$$V = \int_{-T}^T v(t) dt = 1$$

ges

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(g) \cdot \left[\int_{-Z}^Z v^2(z) dz + 2 \cdot \lim_{a \rightarrow 0^+} \int_a^{2Z} \int_{-Z}^{Z-t} v(z) \cdot v(z+t) \cdot \phi(t) dz dt \right]$$

Kommentar:

Baserat på halva radavstånd och genomförda försök kan α_0 tecknas:

$$\alpha_0 = \sum_{j=-m}^m v^2_j \quad \text{och } \alpha_1 \text{ kan tecknas:}$$

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

$$\alpha_i = 2 \cdot \sum_{j=-m}^{m-1} v_j \cdot v_{j+1}$$

där m baseras på två ggr antal radavstånd och där $v_{\pm} = 0$ för alla jämna i . (Denna kommentar motiveras av förskjutningen halvt radavstånd mellan koordinater för gödsel resp. växtrader.)

Att basera beräkningen på kontinuerliga funktioner kan vara lämplig att testa under mer homogena förhållanden och kan kanske underlätta problemlösningen om problemet skall utökas till att gälla varierande gödselintensitet i två eller flera dimensioner. Detta eftersom avståndet mellan delytor då blir riktningsberoende.

Vid radsådd däremot är det mer lämpligt att diskretisera eller avgränsa relaterat till radavstånd. Detta beror bl.a. på att ett radavstånd representerar en till synes relativt stor del av vad som kan räknas till en relevant omgivning. Växande rader kan dessutom liknas vid händelser utefter en axel i vinkel mot sårriktning.

Vad beträffar principen med samverkansseffekt efter gödsel i olika positioner, vilken återfinns i modell 3 eller 6, kompliceras problemet beroende på att produkten av två viktsfaktorer inte alltid kan lineariseras baserat på inbördes avstånd.

Med modeller för varje enskild rads avkastning som funktion av gödsel i olika positioner kan parametrar α_i baseras på en beskrivning av lagbundenheter som svarar mot lokala variationer i avkastning. I detta läge gäller det att finna modeller som klarar av att beskriva lokal avkastning för alla tänkbara lokala spridningsmönster såsom helt jämnt, oberoende normalfördelade (brus), stokastiska eller systematiska variationer i gödselintensitet.

1983 års giltighetstestande försök innefattade ytterligheterna helt jämnt och brus. Vid bearbetning av försöksutfallet uppdagades att försöket hade vunnit på att ha innefattat försöksrutor med given auto-korrelationsfunktion, exempelvis sinusformad spridningsbild. Som läget nu var kom parametrarna p och k till modell 6 att i princip baseras på två ytterligheter. Den ena som motsvarar α_0 och den andra som motsvarar $\sum \alpha_i$ där $i=0$ till 3. Detta medförde att modellen tilläts beskriva alla mellanting vad avser spridningsbild med kravet god anpassning för ytterligheterna.

10.1.3 Formulering av variationer i gödselintensitet

För att kunna tillämpa olika beräkningsmetoder att uppskatta effekter av varierande gödselintensitet erfordras data. Hur dessa data skall tas fram och vilka krav som ställs på dessa beror av modell och beräkningsmetod. I arbetet har indirekt presenterats några olika tillvägagångssätt att uppskatta förluster av ojämnheter, nämligen beräkning baserad på:

- en modell samt varians och auto-korrelationer för variationer i gödselintensitet
- variationer i gödselintensitet uppdelad i variationer mellan resp. inom delytor
- fiktiva varianser eller variationskoefficienter.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Dessa alternativ utesluter inte på något sätt varandra. Med data enligt det första alternativet kan de övriga två tillämpas, och det tredje alternativet kan ses som ett specialfall av det andra alternativet.

Vad avser auto-korrelationer till det första alternativet så behöver denna inte gälla för större intervall än vad som motsvarar utsträckning av relevant omgivning. För det andra kan det vara rimligt att anta någon typ av auto-korrelationsfunktion. Två olika auto-korrelationsfunktioner har berörts i detta arbete, nämligen med antagande om sinusformade spridningsbilder resp. att Smith's formel har giltighet.

En uppdelning av ojämnheter mellan och inom delytor kan göras under antagandet att auto-korrelationen inom delytor kan beskrivas med en gemensam auto-korrelationsfunktion eller motsvarande. Dessutom måste en delytas omfång vara så stor att gränseffekter kan anses försumbara. I detta läge kan variationerna inom delytor belasta avkastningsfunktionen. Exemplifierat i anslutning till modell 6 kan funktionen tecknas:

$$y(x) = a + b \cdot x + c \cdot x^2 \cdot (1 + vk^2 \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i)$$

där x representerar medelgödselgivan till en delyta. vk avser en gemensam variationskoefficient för att beskriva variationen inom delytor med den upplösning som ligger till grund för förlustuttrycket.

En skattning av $\text{Var}(XF)$ kan ges med $x^2 \cdot vk^2$. Märk att med $\text{Var}(XF)$ menas nu vad som brukar benämnas inom-block variansen. Med antagandet om en gemensam beskrivning av variationer inom delytor kan avkastningsfunktionen tecknas:

$y(x) = a + b \cdot x + c' \cdot x^2$ där c' ges av:

$$c' = c \cdot (1 + vk^2 \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i)$$

Avkastningsfunktionen gäller nu för oberoende delytor vilket ger förlustuttrycket

$$\text{DEP} = -c' \cdot \text{Var}(x)$$

för gödselns variationer i medelintensitet mellan oberoende delytor med det valda omfånget. Det kan noteras att DEP blir linear vad avser parametern c vilket kan utnyttjas för vidare statistisk bearbetning av ojämnheters konsekvenser i större sammanhang. Med oberoende menas oberoende av bortomliggande omgivningsinflytande vilket inte skall förväxlas med den korrelation som kan finnas mellan närliggande delytor vad avser markens egenskaper.

Enligt gängse statistik kan en varians delas i mellan- och inom-block variationer. Med antagandet om oberoende normalfördelade populationer bildar detta en grund för vad som vanligen benämnes variansanalys. Med icke oberoende populationer bör modeller baserade på "intraclass correlation" eller inom-block korrelationer tillämpas. (Intraclass correlation - se Snedecor and Cochran, p294-296.)

Det tredje alternativet, det med fiktiv variationskoefficient, motsvarar det andra alternativet med skillnaden att delytas omfång bestäms av ett villkor. För att förklara med matematik så införes benämningen vk_b , vilken gäller som variationskoefficient till variationen mellan "oberoende" delytor. Delytas omfång väljes då för att uppfylla villkoret att:

$$vk_b^2 = vk^2 \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i$$

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Detta kan synas komplicerat men ger den försöksmässigt mest enkla metoden att bestämma en lämplig uppsamlingsyta vid test av variationer i gödselintensitet. Problemet är bara att ingen lyckats fastställa vilka omständigheter som påverkar denna ytas storlek.

Villkoret kan också tecknas:

$$\text{Var}(x) = \text{Var}(XF) \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i$$

Detta kan jämföras med motsvarande relation för medelvärden av oberoende fördelade populationer:

$\text{Var}(x) = \text{Var}(XF)/n$ och motsvarande baserat på Smith's formel:

$$\text{Var}(x) = \text{Var}(XF)/n^2$$

Dessa jämförelser presenteras då de kan utnyttjas som uppslag för vidare teoretiskt resonemang.

Ett exempel på tillämpning gavs med 1983 års försök och oberoende normalfördelad gödselintensitet till varje radmellanrum. Fiktiv variationskoefficient beräknades där infinna sig vid sju radavstånd uppsamlingsyta. En alternativ beräkning med samma syfte skulle kunna ha baserats på likheten:

$$\alpha_0 = 1/n \text{ eller omskrivet } n = 1/\alpha_0 \text{ där } \alpha_0 = f(p,k). \quad (\text{med modell 6 ges } \alpha_0 \text{ av } (1-k)^2(1-p)/(1+p) + \frac{1}{2} \cdot k^2 .)$$

Med data från tabell 9.1 och några av anpassningarna ges n till:

Modell	n
3	4.4
1.Xk	4.0
6	6.8
6.Nh	4.9

10.2 Erfarenheter

De försök som genomförts har inte helt kunnat fastställa de kvantitativa effekterna av ojämn gödselintensitet. Försöken med tillhörande försöksutfall har däremot givit en mängd erfarenheter som kan vara av intresse att diskutera. I detta avsnitt ges en diskussion av några erfarenheter uppdelat på försöksmetod och försöksutfall. Avsnittet avrundas med några reflektioner som kan vara värda att lyftas fram i ljuset.

10.2.1 Uppläggning och genomförande av försök

Avsnittet behandlar metoden med radvis skörd, efterföljande bearbetning och analys av data, testade försöksplaner och spridningsmönster som behandling.

10.2.1.1 Radvis skörd

Att skörda rader efter såbillar gav kunskap om underliggande förhållanden vilka samverkat till den väsentliga helheten. Att direkt studera helheten hade inte givit ökad medvetenhet om eller möjlighet att testa formuleringar av underliggande regelmässigheter. Att studera helhetens nettoeffekt kan vara det enda

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

rätta alternativet i situationer då det finns en modellhypotes och testen gäller en hypotes om nettoeffekt efter olika behandling. Radvis skörd var med andra ord lämplig med den ansats som detta arbete startades. Med de försöksplaner som användes i försöken hade det varit fullt möjligt att skörda hela rutskördar. Detta skulle dock medfört att dessa försök hade blivit av traditionell karaktär, i likhet med vad som refererades i avsnitt 3.1 "Tidigare arbeten ...", istället för att ge underlag för mer detaljerad kännedom om den ojämna spridningens inflytande på skördens storlek.

Med "lika" förutsättningar för alla plantor i en rad kunde ett radmedelvärde antas representera en kort geografiskt utsträckning i den undersökta dimensionen. Att skörda rader gav en för fältbruk godtagbar och praktiskt genomförbar metod. Metoden har en fördel i att en konkurrensförstärkande effekt kan förstärka skillnader efter bredvidliggande rader med olika "behandling". Detta är en fördel när avsikten är att upptäcka skillnader i behandlingseffekt, men vänds till ett problem när det gäller tolkningar avseende helhetens nettoeffekt. Då måste istället observationsytorna vara så stora att omgivande bestånd inte nämnvärt påverkar avkastningen inom ytan.

Minsta möjliga observationsyta har både fördelar och nackdelar. Bland fördelarna kan nämnas att hela försöksytan minskar och att kostnaderna per prov förväntas minska. En av nackdelarna är att variansen förväntas öka. Den förväntade ökningen är dock inte så stor som om närliggande ytor vore oberoende normalfördelade vad beträffar ytans avkastningspotential. (Undantaget ytor så små att inflytandet av konkurrerande omgivning inte kan försummas.)

10.2.1.2 Analys

Av detta arbete framgår att analys av data från skörd efter enskilda såbillar kräver varsamhet vid tolkningen. Merparten av de problemställningar som uppkommit under arbetets gång har sin grund i de systematiska försöksplanerna.

Erfarenheter av testade försöksplaner diskuteras i nästa avsnitt. En sammanfattning av analysen kan göras med termerna linearisering, glidande medelvärdesbildningar och auto-korrelationer.

Metoden att linearisera till sammanvägda observationer gav klara fördelar av flera skäl.

- Anpassning av sammanvägda observationer av olika omfång kunde göras till en och samma modell.
- Anpassning av sammanvägda observationer kunde göras till en modell som avsåg att beskriva underliggande regelmässigheter.
- Anpassning av sammanvägda observationer blev baserade på nettoeffekt över yta representerad av sammanvägning.
- Glidande medelvärdesbildningar kunde anpassas till entydiga modeller.
- En observation knuten till en delyta kunde uttryckas som en delmängd av en större yta vilket möjliggjorde beaktande av lokalens avkastningspotential.

Metoden att göra anpassningar med glidande medelvärdesbildningar medförde att försöksmaterialet gavs större variation vad avser behandling kopplad till medelvärdesbildad observation.

Auto-korrelationsstudier eller motsvarande kan användas till att extrahera variationer som beror av en bakomliggande växelverkan.

Försöken visade att avkastningsvariationer mellan rader delvis kan hänföras till effekt av växelverkan i ett konkurrerande bestånd. Gödselkorns effekt, räknat som en yta inom vilken växande plantor tagit del av näringen, är bevisligen starkt begränsad i omfång. Detta framgick av försök B och har tidigare påvisats av bl.a. Nilsson (1972). Växelverkan mellan växande plantor i ett bestånd får därmed en central ställning vid bedömning av ojämn gödselintensitets effekt mätt i medelutbyte.

Eftersom detta arbete inte kunnat fastställa konkurrenseffektens utbredning eller dess betydelse för medelutbytet diskuteras under avsnitt 10.2.4 "Reflektioner" en tänkbar metod att studera denna växelverkan.

10.2.2 Försöksplaner

De radvis skördade försöken (Försök A) lades systematiskt. Detta berodde delvis på försöksutrustningen. En rekommendation efter erfarenhetens vishet är att systematisk utläggning kräver så väl genomtänkta försöksplaner att detta i sig är argument nog för att välja slumpmässig utläggning. När det gäller val av spridningsmönster så medför valet att "behandling" till rader med nödvändighet blir systematiskt utlagda. Ett undantag är slumpmässig fördelning av gödsel inom en ruta men då är det inte längre tal om valda spridningsmönster.

En tanke bakom att gödselgivorna enligt 1979 års försöksplan ökades i alternerande riktning var att fältets variationer lättare skulle kunna beaktas. Denna tanke är med nuvarande insikter ganska utopisk bl.a. beroende på att en avkastningsfunktion inte kan förväntas vara rätlinjig.

Fixa spridningsmönster inom en ruta är inget problem vid studier av hela rutskördar, dvs. med ruta som experimentenhet. Systematisk utläggning av rutor är inget oöverkomligt problem vid studier av variationerna inom rutor. En ruta kan då representera ett "incomplete block" av "behandlingar" till sårad. Däremot kan det vara svårt att definiera vad som utgör behandling till en enskild sårad.

10.2.2.1 Problem, spridningsmönster till rutor

En del tolkningsproblem berodde på att spridningsmönstren (SMÖNST) var systematiska. Problemen orsakades visserligen till stor del av att olika såbillar och främst olika sålåda resulterat i olika avkastning.

Spridningsmönstren till 1979 års försök (framgår av figur A.1) ger inte anledning till några invändningar annat än att en komplettering med varjeradsgödsel hade varit på sin plats. (Anledningen till att dessa frångicks 1980 var bristen på upprepningar av behandling till hel ruta).

1980 års försök, vilket koncentrerades till SMÖNST=6, hade behövt kompletteras med radvis skörd av varje- eller varannanradsgödselade ytor. Detta för att kunna göra säkrare jämförelser mellan hela rutskördar efter jämnt och ojämnt gödsel. Visserligen ingick varannanradsgödselade rutor i försöket men dessa skördetröskades och kan inte ligga till grund för framtagande av modeller. (Men väl för test av modellhypoteser.)

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Vad beträffar den radvisa analysen så var valet av SMÖNST=6 olyckligt av två skäl. Bägge skälen har sin grund i att sex är ett jämnt tal. För det första resulterade detta i att alla gränsrader mellan gödslat och ogödslat härrörde från den bakre sålådan. För det andra gav konkurrenseffekt med bredvidliggande rad ett indirekt "stöd" till bortomliggande rad. Det senare resulterade i att "vågor" av växelverkanseffekt mellan rader kan ha överlagrats och givit en förstärkt våg. På motsvarande sätt resulterar ett udda antal bredvidliggande sårads mellanrum, gödslade alternativt ogödslade, i en utsläckning eller dämpning av eventuell växelverkanseffekt.

För 1981 och 1982 års spridningsmönster till ojämnt gödslade rutor gäller motsvarande problem som för 1980. Anledningen är att det ojämna spridningsmönstret (SMÖNST=A) var en kombination av SMÖNST=2 och SMÖNST=4.

10.2.2.2 Tolkproblem, "behandling" till rader

Den kontinuerliga rumsdimensionen medför problemet att avgöra vad som kan antagas utgöra behandling till en rad. Gödsel på avstånd ger som nämnts en direkt och en indirekt effekt.

Ansatser att beskriva variationer mellan rader kan göras på två principiellt olika sätt. Antingen kan omgivande raders avkastning beaktas i multivariata regressionsmodeller, eller kan omgivande raders förväntade avkastning ingå i modellhypotesen. Detta arbete koncentrerades till det senare alternativet. Med försöksplaner där alla rader har "lika" omgivning med undantag av gödsselfaktorn kan det vara lämpligt att beakta omgivningen i form av en förväntad omgivning. Det finns flera skäl till detta, bl.a. förhoppningen att få ett färre antal parametrar att estimeras. Ett annat skäl är beståndets konkurrenssituation. Om omgivningens avkastning skall ingå i modeller så bör med omgivning menas närliggande ytor vilka ligger utanför en för växelverkan relevant utsträckning. Med arbetets problemställning kan inte samspelseffekten mellan närliggande rader tillåtas bli "bortfiltrerad" i form av lokalens inverkan på avkastningen. Att innefatta omgivande oberoende avkastning i en modell kan däremot vara en metod att filtrera bort lokalens inflytande vad avser markens okontrollerade egenskaper. Dessa kan ju också förväntas uppvisa samvarierande egenskaper beroende av inbördes avstånd.

Redovisade analyser, där spridningsmönstret i en rads närhet definierats av olika PATTERNn, syftade till att utröna vad som utgjort relevant omgivning vad avser placerad gödsel. Med nivå av PATTERNn följer att PATTERNn-1 blir definierad för närmaste granne på bägge sidor om raden.

Tekniken att jämföra förklaringsgrad beroende av olika PATTERNn medförde dock vissa tolkningsproblem beroende på:

- obalans vad avser antalet observationsenheter med behandling enligt olika nivå av samma PATTERN
- olika antal nivåer av olika PATTERN
- att inbördes avståndsrelationer mellan olika nivåer blev vanliga
- att nivåer sammanföll med olika sålåda eller grupper av RAD.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Ovanstående orsaker kan delvis undanröjas genom en medveten planläggning av spridningsmönster. Antalet olika möjliga nivåer av PATTERN ökar kraftigt med antalet radmellanrum som skall beaktas och med antalet olika gödselintensiteter som kan förekomma i ett radmellanrum.

Problemet med att olika nivåer sammanföll med olika sålåda eller grupper av rad gjorde inte bara skattning av relativa avkastningar efter olika "behandling" osäker utan medförde också ett osäkerhetsmoment vid tolkning av avkastningsmedelvärden från rutor. Det senare speciellt mot bakgrund av att 1982 års försök visade samvariation mellan avkastning och placerad gödsel beroende på från vilken sålåda avkastningen härrörde.

Även om det kan visas att exempelvis PATTERN2 ger tillräcklig upplösning vid val av behandlingsfaktor till en rad, kvarstår problemet att konkurrenssituationen givit beståndet en möjlighet att kompensera för variationer i gödselintensitet. Konkurrensen medför att lokala variationer i gödselintensitet kan ge en konkurrenspåverkande effekt vilket avspeglas som en skenbart mycket lokal gödsel-effekt.

För att inte förbise detta infördes tekniken med sammanvägningar till observationer gällande för ytor av olika omfång infördes. Detta för att anpassningarna skulle bli baserade på en eventuell nettoeffekt.

För att bibehålla upplösning i behandlingsfaktor bör de i ett medelvärde ingående radernas behandlingsfaktorer ligga till grund för medelvärdets behandlingsfaktor. Med kvalitativa behandlingsfaktorer resulterar detta i att ju fler rader som bildar medelvärde, desto fler möjliga nivåer av medelvärdets behandlingsfaktor. Med försökens spridningsmönster reducerades antalet nivåer beroende på mönstrens cykliska och systematiska karaktär.

Med kvantitativa behandlingsfaktorer och en modellhypotes kan ett medelvärde av modelluttrycken för de i ett medelvärde ingående radernas "behandlingar" utgöra "behandling". Linearisering vid sammanvägningar inför efterföljande anpassningar till kvantitativa modeller medförde att upplösningen i behandlingsfaktor kunde bibehållas. Glidande medelvärdesbildningar i sin tur gav större variationer i kvantitativ behandlingsfaktor till de sammanvägda observationerna.

Glidande medelvärdesbildningar över två bredvidliggande rader (AVKM) filtrerade bort variationer efter olika sålåda liksom den kraftigaste effekten av grannars konkurrens. AVKM kan också ges en annan aspekt, nämligen att vara den förmodade mest giltiga måttstocken på effekt av gödselintensitet i ett specifikt radmellanrum (i arbetet definierat av XF). Detta nämns för att påtala ett alternativt sätt betrakta problemet. I detta arbete har det många gånger talats om relevant omgivning i bemärkelse av en lokal inom vilket skeenden samspelat till den centrerade avkastningen. En relevant omgivning skulle enligt alternativet kunna utgöras av den lokal inom vilken enskilda plantor direkt eller indirekt påverkats av den centrerade gödselintensiteten.

10.2.3 Försöksutfall

I detta avsnitt diskuteras några övergripande tolkningar av genomförda försök. Försökens syfte var primärt att utveckla metoder men sekundärt också att kvantifiera förlusternas storlek. Diskussionen kan sammanfattas med termerna lokal effekt och nettoeffekt.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

10.2.3.1 Lokal effekt

Av försöken kunde konstateras en lokal avkastningsvariation som samvarierade med lokalt placerad gödsel och då främst med gödsel i något av radmellanrummen närmast en rad. En stor del av denna variation kunde också beskrivas med avkastningsfunktioner.

Anpassning av 1979, 1981 och 1982 års försöksutfall (och hög upplösning) gav parametrar som i stora drag jämställde varannanradsgödsel med 100 procent variationskoefficient. (Detta motsvaras exempelvis av modell 3 med $p=0$.) 1980 års försök utgjorde ett undantag som med $p>1/3$ indikerade en skördeökning av varannanradsgödsel. 1980 års spridningsmönster medförde dock att rader som representerade varannanradsgödsel, beaktat PATTERN1, var just rader i gräns mellan gödsel och ogödsel stråk. Dessa kan definitivt inte vara representativa för varannanradsgödsel vilket bl.a. kan utläsas av figurerna C.24-C.27. Rent generellt var 1980 års försök det minst lämpade för förutsägelser till andra spridningsmönster än de just testade.

Försöksresultat som säger att kravet på jämnhet skulle vara så högt att varannanradsgödsel skulle kunna jämföras med 100 procent variationskoefficient eller även större ojämnheter (exemplifierat av $p<0$) kan inte accepteras utan extra noggranna bevisföringar. Några sådana bevis kunde inte framläggas utifrån de genomförda försöken men inte heller motsatsen, dvs. att modellerna skulle vara ogrundade. Därför bör arbetshypotesen att mycket lokala ojämnheter i gödselintensitet kan rubba konkurrensförhållandet så att nettoutbytet reduceras, bli föremål för ett ökat intresse. Resonemang bakom denna hypotes ges under avsnitt 10.2.4 "Reflektioner".

Att tillskriva gödseln hela den med modeller förklarbara variationen innebär ett stort osäkerhetsmoment bl.a. beroende på försökens s.k. varannanradseffekt. Vid regression med AVK1 kunde även olika såbillar på maskinen tillskrivas en del i avkastningsvariationen. Med systematiska spridningsmönster som medförde att behandling enligt PATTERN i många fall blev kopplade till olika sålåda, grupp av RAD eller RAD kunde samspelseffekter inte alltid uteslutas. 1982 års variation som exempel kunde beskrivas samvariera olika med gödsel placerad norr resp. söder om raden samt olika om raden härrörde från den främre eller bakre sålådan.

Vid studier av avvikelser efter modeller påvisades en negativ korrelation mellan grannar vilket högst sannolikt kan tolkas som en effekt av konkurrens mellan rader av växande gröda. Detta gäller speciellt mot bakgrund av en förväntad positiv korrelation mellan bredvidliggande ytors egenskaper, vilket utan växelverkan i beståndet bör leda till en positiv korrelation mellan grannar.

Kanteffekter mot öppna ytor kunde noteras. Av presenterade diagram ges en visuell bild av en högre avkastning för de tre rader som låg närmast öppen yta. Denna effekt har inte varit föremål för någon signifikansprövning men antyder att andra tillväxtfaktorer än gödselkväve varit begränsande. Vad som kan ha varit begränsande bör vara osagt. Tre tänkbara orsaker är att rötterna kunnat utvecklas ostört i en större jordvolym, att utebliven skuggning påverkat instrålning och även marktemperatur eller att vattenfaktorn varit begränsande.

Det kan kännas frestande att tolka de visuellt tydliga kanteffekterna som att avkastningsintensiteten dikteras av skeendet i en mycket begränsad omgivning. En sådan tolkning bör inte göras utifrån detta material innan frågan om eventuell kompensatorisk tillväxt är tillfredställande belyst. Rent tankemässigt kommer nämligen geografisk bundenhet hos begränsad tillväxtfaktor att få stor inverkan på möjligheter för kompensatorisk tillväxt. En observerad kanteffekt kan därför tolkas inte bara som en kompensation för utebliven gröda på den öppna

ytan utan också som en tillväxt på bekostnad av utebliven tillväxt för rader längre in i beståndet. Därmed inte sagt att lokala avkastningsvariationer skall tolkas som effekt av stort konkurrensförhållande utan nettoeffekt för beståndet. Frågan om lokala avkastningsvariationers innebörd i form av kvantitet utebliven meravkastning måste dessvärre alltför jämt anses vara en öppen fråga.

10.2.3.2 Effekter av testade ojämnheter

Med en konstaterad lokal variation som följde variationer i gödselintensitet testades motsvarande modeller lineariserat till ytor av större omfång. Dessa regressioner visade att modellerna gav god parameterstabilitet vilket stärker modellernas berättigande.

Sammanvägda observationers omfång begränsades huvudsakligen till ytor definierade av AVKM16. Med denna yta blev variationen av behandlingar begränsad till medelgödselgiva kombinerat med spridningsmönster (MGIVA*SMÖNST). Med testade SMÖNST och modeller medgavs därmed ett visst utrymme för parameterskattningar att balansera varandra. Denna balansering avser både skattningar som beskriver avkastningsfunktionernas krökning och avkastningsskillnader efter olika SMÖNST.

Trots denna möjlighet erhöles god överensstämmelse mellan parameterskattningar baserat på olika sammanvägningar. Med sammanvägningar mindre än AVKM16 och med glidande medelvärden erhöles fler observationer och större variation mellan observationernas behandlingar. Med stor variation avses stort antal olika behandlingar samt stora skillnader i typ av spridningsmönster, exempelvis helt jämnt, systematiskt ojämnt och slumpmässigt ojämnt. Med undantag för 1979 års försök så motsvarade sammanvägningar till AVKM12 att varje observation från rutor med ojämn gödselintensitet kom att representera en hel cykel av variationer inom rutan. Att modell 1.XM som inte lineariserades och AVKM16 eller AVKM12 i förekommande fall gav nästan lika god förklaringsgrad som modell 3 eller 6 kunde förklaras med att skattningar av p och k blev nära noll. Med p och k lika med noll kunde nämligen alla SMÖNST undantaget helt jämnt jämföras med 100 procent variationskoefficient. Denna variationskoefficient blev med modell 1.XM inbakad i andragradspolynomets parameter för krökningen (c).

Ett generellt problem med att kunna tolka modellparametrar baserade på de radvis skördade försöken berodde på att modellvärden för homogent gödslade försöksrutor inte motsvarades av försöken. Ett undantag var 1982 års försök, men då erhöles å andra sidan mycket liten gödslingseffekt. Avsikten var att homogen gödsel fördelning skulle kunna representeras av varannanradsgödsel. Denna avsikt kunde emellertid inte fullföljas eftersom de försöksår som innefattade varannanradsgödsel, alla år utom 1980, gav skattningar som närmast jämfördes med varannanradsgödsel med 100 procent variationskoefficient.

De eventuella skillnader i gödslingseffekt som skulle kunna ha erhållits efter testade spridningsmönster diskuterades i avsnitt 7.3 "Behandlinseffekter". Som komplement till den diskussionen kan man föra en del resonemang utifrån rutvis skördade försöksytor. Det var huvudsakligen för 1979 och 1980 års försök som rutvis skördade ytor kunde bidra i analysarbetet. I 1979 års försöksplan ingick ett anslutande men fristående försök med homogen gödsel fördelning. I 1980 års försöksplan ingick varannanradsgödsel i delar av försöket, vilka enbart skördades som rutskördar.

1979 års försök - Att jämföra resultat efter rutvis och radvis skördade ytor innebär ett visst mått av osäkerhet, men vid en jämförelse kan noteras att grundskörden registrerats relativt lika. (3561 efter radvis skörd, se tabell B.1 och 3598 efter rutvis skörd, se tabell B.72.) Ett annat jämförelsemått ges av

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

skattad giva för biologiskt maximal avkastning. Om skördetekniken leder till en relativ felregistrering av skörden påverkas inte skattningen av giva för biologiskt maximum. Det kan således finnas ett visst berättigande i jämförelser av skattningar efter radvis resp. rutvis skördade rutor.

Skattningar av giva för biologiskt maximum efter 1979 års radvis skördade försök blev nära 150 kg N/ha oberoende av modell. Detta gäller emellertid inte modell 1.XM vilken för sammanvägningar av större omfång gav nära hälften av samma skattning. (Jämför inom tabell B.60 och jämför sedan med tabell B.51 eller avläs tabell B.66, vilka samtliga gäller sedan de sju mest avvikande observationerna undandragits analysen.) Samma skattning baserad på motsvarande modeller efter rutvis skördade rutor beräknades också till storleksordningen 150 kg N/ha. (Se exempelvis tabell B.73.)

Den högsta noterade gödslingseffekten efter rutvis skörd, 1367 kg kärna/ha och medelavkastning 4955, registrerades efter 114 kg N/ha. (Se tabell B.72. För sammanställning av några olika modellvärden se tabell 10.1.) Av medelavkastningarna enligt tabell B.72 kan noteras en antydning till avkastningstak om ca 5000 kg kärna/ha. Som jämförelse presenteras i tabell 10.2 några modellvärden baserat på anpassning av AVKM, AVKM12 resp. AVKM16, undantaget de sju mest avvikande rutorna. Modellvärden presenteras med 99 kg N/ha vilket motsvarar det radvisa försökets högsta medelgiva och med 114 kg N/ha vilket motsvarar högsta registrerade medelavkastning från rutskördade försök samt motsvarande biologiskt maximum.

Tabell 10.1 Modellvärden motsvarande biologiskt maximum, 99 kg N/ha samt 114 kg N/ha baserat på anpassning av 1979 års rutvis skördade försök till kvadratfunktionen enligt tre olika varianter. I) $y=a+bx+cx^2$, II) $y=a_1+bx+cx^2$ och III) $y=a_1+b_1x+cx^2$ där index i representerar fyra olika ofullständiga block

Modell	Parametrar			Modellvärden		Avkastning vid giva	
	a	b	c	Biologiskt max. vid giva	avkastn.	99	114
I	3371	20.3	-0.0668	152	4913	4726	4818
II	3049	20.2	-0.0569	178	4842	4491	4614
	3421	20.2	-0.0569	178	5214	4864	4986
	2927	20.2	-0.0569	178	4720	4369	4492
	3699	20.2	-0.0569	178	5492	5141	5264
Medel	3274				5067	4716	4839
III	2940	23.6	-0.0777	152	4732	4515	4622
	3364	23.6	-0.0777	152	5156	4939	5046
	2594	25.7	-0.0777	165	4719	4377	4516
	3848	19.5	-0.0777	125	5071	5017	5062
Medel	3187	23.1		149	4920	4712	4811

Av tabell 10.2 framgår att med aktuella givor gav anpassning av AVKM överlag högre modellvärden än anpassning av AVKM16. Vid en jämförelse med modellvärden från rutskördat försök (tabell 10.1) indikeras att anpassningar med AVKM eller lineariserat med hög upplösning överskattar möjlig avkastning efter homogent fördelad gödsel. Det motsatta gäller för modell 1.XM. Om en jämförelse däremot baseras på kvadratfunktionens parametrar b och c kan noteras att högre upplösning ger mer lika parametervärden speciellt vad avser parameter c.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Tabell 10.2 Modellvärden motsvarande biologiskt maximum, 99 kg N/ha samt 114 kg N/ha baserat på anpassning med AVKM, AVKM12 resp AVKM16 och 1979 års försök undantaget de sju mest avvikande rutorna

Modell	Parametrar			Modellvärden			
	a	b	c	Biologiskt max. vid giva avkastn.		Avkastning vid giva 99 114	
<u>AVKM16</u>							
1.XM	3614	27.9	-0.1879	74	4650	4534	4350
1.XV	3722	18.6	-0.0658	141	5036	4918	4988
1.XFE	3726	18.3	-0.0555	165	5235	4994	5092
1.XF	3610	28.2	-0.0957	147	5687	5464	5582
3	3610	28.1	-0.0928	151	5737	5482	5609
1.Xk	3723	18.5	-0.0592	156	5168	4974	5064
6	3610	28.1	-0.0936	150	5719	5475	5598
2	3724	18.4	-0.0579	159	5186	4978	5070
<u>AVKM12</u>							
1.XM	3651	23.0	-0.1361	84	4623	4594	4503
1.XV	3704	19.5	-0.0744	131	4982	4905	4961
1.XFE	3715	18.7	-0.0607	154	5155	4971	5059
1.XF	3616	27.5	-0.0944	146	5619	5413	5525
3	3615	27.5	-0.0950	145	5605	5406	5517
1.Xk	3704	19.4	-0.0729	133	4995	4910	4969
6	3605	28.2	-0.1060	133	5481	5358	5443
<u>AVKM</u>							
1.XM	3599	21.5	-0.0640	168	5405	5100	5220
1.XV.	3555	21.8	-0.0633	172	5432	5093	5219
1.XFE	3602	22.4	-0.0680	165	5447	5153	5273
1.XF	3614	27.2	-0.0887	153	5699	5437	5563
3	3595	28.8	-0.0939	153	5803	5526	5659
1.Xk	3645	21.4	-0.0628	170	5468	5148	5270
6	3597	27.7	-0.0935	148	5649	5423	5541
2	3641	21.5	-0.0628	171	5481	5154	5277

1979 års rutvist skördade ytor och anpassning till kvadratfunktionen gav skattningar av parametern c som varierade mellan -0.067 och -0.078 beroende av modell. Det radvis skördade materialet och anpassningar av AVKM gav c nära -0.05 (enligt tabellerna B.28, B.31, B.32 och B.52). Sedan de sju mest avvikande rutorna undandragits, erhöles ett till beloppet något högre c, till beloppet huvudsakligen mindre än 0.1 (se tabell 10.2). Med samma modeller baserat på AVKM12 och AVKM16 kan noteras att modell 1.XM gav c=-0.1361 resp. -0.1879. Med andra ord gav anpassning av AVKM eller med en hög upplösning av gödsselfaktorn, en funktionsform som mer liknar vad som erhöles efter helt jämnt gödslat i den rutvist skördade delen av försöket.

Dessa dubbla budskap medför att materialet inte kan ligga till grund för allmän-giltiga tolkningar. Utöver vad som diskuterats i arbetet kan denna redogörelse tolkas med att testade spridningsmönster sannolikt orsakat ett minskat utbyte och att resultat baserat på lineariserade variabler utifrån en hög upplösning

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

inte bör tolkas utanför testat intervall vad avser spridningsmönster. 1979 års radvis skördade försök kan som exempel inte tillåtas ligga till grund för skattningar av avkastning efter homogent fördelad gödsel.

Som avrundande kommentar ges några medelvärdesbaserade beräkningar. Medelavkastningen från det rutvisa försöket blev 4456 kg kärna/ha. Medelgödselgivan blev 100 kg N/ha med en variationskoefficient om 69 procent beräknat utifrån försöksplanen. Medelavkastningen efter 85.2 och 114.2 kg N/ha också med en medelgiva om 100 kg N/ha blev 4853 kg kärna/ha. Beräknas en parameter c som förklarar denna avkastningsskillnad sedan de två presenterade avkastningarna antas gälla för 69 procent variationskoefficient resp. homogent fördelad gödsel erhålles $c = -0.0824$. (Detta gäller när beräkningarna baseras på formeln $DEP = -c \cdot \text{Var}(x)$.)

Medelavkastningen efter MGIVA=99 till det radvis skördade försöket blev 4621 kg kärna/ha innefattat den av de sju avvikande rutorna som hade oväntat hög avkastning. Som fortsättning på ovanstående exempel blir variationskoefficienten som motsvarar 4621 kg/ha lika med 53 procent. (Undantaget aktuell avvikare blir medelavkastningen 4506 kg kärna/ha och variationskoefficienten 64 procent.)

En försiktig tolkning blir att testade spridningsmönster sannolikt orsakat en utebliven meravkastning och att modell 6 med p mindre än $1/3$ inte motiveras av 1979 års försök. Bland de jämförda modellerna framstår modell 1.Xk som mest lämpad och modell 1.XM som otillräcklig vad avser testade variationer i gödselintensitet. Resultaten antyder att exempelvis modell 3 ger en bra beskrivning av försöksresultatet, men att en interpolering till homogen gödselintensitet ger en överskattning av avkastningspotentialen.

1980 års försök - I den radvis skördade delen av försöket ingick inte jämnt gödslade rutor men i den rutvis skördade delen ingick "jämnt" i form av varannanradsgödslade rutor. Utifrån nämnda försöksdata och med den högsta gödselgivan om 98 kg N/ha påvisades en signifikant högre avkastning efter varannanradsgödsel än efter SMÖNST=6 eller 12 (se tabell B.71).

Anpassning av rutskördarna till kvadratfunktionen (1.XM) med olika krökning för olika spridningsmönster resulterade i skarpare krökning för ojämnare gödsel. Parametervärdet för c till varannanradsgödsel (SMÖNST=1) blev mycket nära -0.10 vilket också var fallet efter anpassning med AVK1 eller AVKM till de radvis skördade ytorna. (Se exempelvis tabell B.28, B.31, B.32 och B.54. Resultaten är dock ej helt jämförbara då resultaten i nämnda tabeller baseras på AVKM16 och inte AVK23.)

Med olika skattningar av c enligt ovan kan skillnaden i modellvärde efter olika spridningsmönster beräknas. Förlusten av att gödsel enligt SMÖNST=6 jämfört med SMÖNST=1 skulle sålunda kunna uttryckas:

$$Dep = (0.122 - 0.101) \cdot X^2 = 0.021 \cdot X^2 \quad \text{och jämförs SMÖNST=12 med SMÖNST=1 ges}$$

$$Dep = (0.157 - 0.101) \cdot X^2 = 0.056 \cdot X^2.$$

Med försökets högsta medelgiva, 98 kg N/ha, ger modellen förluster efter SMÖNST=6 och 12 om 202 respektive 538 kg kärna/ha. (Siffrorna utgör exempel och inte slutsatser.) Som en parentes kan påpekas att dessa siffror är lägre än motsvarande skillnader enligt tabell B.71.

Det högsta avkastningsmedelvärdet från radvis skördade partier av 1980 års försök, 3974 kg kärna/ha, registrerades efter MGIVA=73. Nästan identisk avkastning registrerades efter högsta MGIVA (98 kg N/ha) och SMÖNST=6 (se tabell B.12). Av figur C.26 kan noteras att medelavkastningen av två bredvidliggande rader lokalt

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

översteg skördenivån 5000 kg kärna per hektar. (Maxpunkten=5565). Maxpunkten som avser en lokal gödselgiva om 197 kg N/ha ($XFE=2 \cdot 98.5$) motsvarar en gödslings-effekt om 3273 kg kärna/ha. ($5565-2292=3273$). Med antagandet att varje rad vore en avgränsad enhet skulle följa att SMÖNST=6 jämföras med att gödsla med hela givan på halva fältet. Avkastningen efter SMÖNST=6 skulle då motsvara halva gödslings-effekten för de gödslade stråken. Med siffrorna ovan leder detta till en förväntad skörd om 3929 kg/ha ($(2292+3273)/2=3929$) vilket inte nämnvärt avviker från den registrerade medelavkastningen efter SMÖNST=6 och 98 kg N/ha. Bortsett från det hypotetiska i detta resonemang skulle en avsevärt högre skörd kunnat fås med en fördubblad giva under förutsättning om homogent fördelad gödsel. Vad som nu nämnts står och faller med huruvida den höga avkastningen för de gödslade raderna skulle kunna ha erhållits i konkurrens med motsvarande avkastning i omgivningen.

Omvänt kan konstateras att en ruta, radvis skördad efter SMÖNST=6 mycket väl förmådde ge en avkastning om ca 4000 kg kärna/ha. Av figur C.26 kan avläsas att grafen för 50 kg N/ha når upp till värden över 4000 kg. (De högsta värdena för grafen till medelgivan 50 kg N/ha motsvarar från vänster 4311, 4608 respektive 4607 kg kärna/ha). Med samma resonemang som ovan skulle 100 kg N/ha homogent fördelad kunnat ha givit en avkastning om ca 4600 kg, vilket är drygt 600 kg mer än den noterade skörden för 98 kg N/ha och SMÖNST=6.

Motsvarande beräkning utifrån den lägsta medelgivan resulterar i en förväntad avkastning efter 53 kg N/ha och jämnt gödlat om 3592 kg/ha vilket är 72 kg lägre än motsvarande resultat med SMÖNST=6 och 50 kg N/ha. Den ringa skillnaden för det senaste fallet överensstämmer med tanken om att avkastningsfunktionen för lägre gödselgivor kan beskrivas med en rät linje.

Hela resonemanget baserat på figur C.26 förutsätter att varje rad, eller rättare sagt medelvärde av två bredvidliggande rader, är isolerade från omgivningens inverkan. Med tillägg av hypotesen att avkastningsfunktionen kan beskrivas av en rät linje med avkastningstak följer att det skönjbara avkastningstaket, ca 4000 kg kärna/ha efter SMÖNST=6, efter homogent fördelad gödsel skulle kunna motsvaras av ca 5500 kg kärna/ha och infinna sig vid en giva om ca 150 kg (2 ggr MGIVA=73). Denna gödselgiva testades inte och nämnda avkastningen erhöles heller inte. Vad som däremot kan noteras är att modellvärden för 98 kg N/ha baserat på anpassning av AVKM blev ca 4600 kg kärna/ha (se tabell 10.3). Denna avkastning kunde emellertid påvisas efter rutvis skörd även om försöksmetoderna ej var helt jämförbara. Det är dock förhastat att bortse från omgivningens inflytande och kvantiteten utebliven meravkastning orsakad av variationer i gödselintensitet kan inte anses fastställd även om ca 600 kg kärnförlust/ha antyds.

1981 års försök - Ett mindre merutbyte efter SMÖNST=A än efter varannanradsgödsel registrerades. Beroende på de stora avkastningsvariationerna kunde inte heller denna skillnad fastställas. Den genomsnittliga skillnaden blev 141 kg kärna/ha till fördel för varannanradsgödsel med den största skillnaden efter MGIVA=87 om 308 kg kärna/ha. Med uppdelning i icke kompletta block (ROWS2*COL) skattades den genomsnittliga skillnaden till 315 och efter MGIVA=87 till 509 kg kärnförlust/ha. Dessa skattade skillnader gav statistisk signifikans under förutsättning att modellen kan accepteras ur filosofisk synvinkel. Ett argument för att dessa skillnader inte helt saknar giltighet presenterades i form av figur C.28. Figuren visar att för samtliga grupper, indelat efter rader (RAD) och medelgivor (MGIVA), med ett undantag, gav komplementär lokala spridningsmönster en lägre medelavkastning än motsvarande efter varannanradsgödsel. Figuren påvisar lokal gödselverkan, förstärkt variation att hänföra till "konkurrenssituationen" och att beståndet inte förmått kompensera för den ojämna gödslingen.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

1982 års försök gav mycket små gödslings effekter med en något lägre avkastning efter SMÖNST=A än efter homogent fördelad gödsel resp. varannanradsgödsel. Skillnaderna blev så små att dessa inte kan vederläggas även om de var stora relativt gödslings effekten.

Tabell 10.3 Modellvärden motsvarande biologiskt maximum resp. 98 kg N/ha baserat på anpassning med AVKM16 resp. AVKM och 1980 års försök. Parametrarna a' och m kan ersätta parametrarna a och b enligt avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller, Modell 1:"

Modell	Parametrar			Modellvärden			Parametrar	
	a	b	c	Biologiskt max. vid giva	Avkastning vid giva=98		m	a'
<u>AVKM16</u>								
1.XM	2323	32.6	-0.1692	96	3893	3893	55	51.3
1.XV	2251	38.2	-0.1303	147	5051	4743	50	51.3
1.XFE	2254	39.0	-0.1278	153	5229	4849	50	51.7
1.XF	2279	38.0	-0.1143	166	5437	4905	52	49.9
3	2280	35.2	-0.1269	139	4721	4511	54	49.0
1.Xk	2254	37.2	-0.1297	143	4921	4654	51	50.5
6	2289	35.3	-0.1291	137	4702	4509	54	49.3
<u>AVKM</u>								
1.XM	2305	32.6	-0.0944	173	5120	4593	60	44.0
1.XV	2218	35.5	-0.1070	166	5163	4669	54	47.0
1.XFE	2311	34.3	-0.1027	167	5175	4686	57	46.1
1.XF	2372	33.0	-0.0931	177	5296	4712	61	44.4
3	2307	33.8	-0.1003	168	5155	4656	58	45.5
1.Xk	2234	35.5	-0.1072	166	5173	4683	54	47.1
6	2225	36.6	-0.1126	163	5199	4730	52	48.4

10.2.4 Reflektioner

I detta avsnitt presenteras några tankar som vuxit fram under arbetets gång och som känns värda att beröra men inte givits utrymme inom arbetets disposition.

Lokala avkastningsvariationer - Detta arbete innefattar endast studier av skördens kvantitet i kg kärna/ha. Eftersom lokala variationer i gödselintensitet uppenbarligen ledde till lokala avkastningsvariationer så kan spannmålens kvalitet inte förutsättas opåverkad även om nettokvantiteten skulle förbli opåverkad. Av detta och tidigare arbeten kan det anses bekräftat att en plantas näringsupptag i växande gröda är starkt begränsat till den omedelbara omgivningen. Därmed blir det logiskt försvarbart att förvänta ett kvalitetsberoende av variationer i gödselintensitet. Som grund för nämnda påstående kan anföras ett sannolikhetsresonemang.

Lokala avkastningsvariationer som beror av ett rubbat konkurrensförhållande medför att plantor med övertag i konkurrensen inte nödvändigtvis har lika riklig tillgång till andra näringsämnen. Följden kan då bli att en vegetativt kraftigt utvecklad planta drabbas av brist på en tillväxtfaktor som finns i överskott invid en konkurrensbetryckt planta. Logiken leder till att behovet av näringsintensitet kommer att variera med avkastningsvariationerna vilka kan vara en

förstärkt avspegling av variationer i gödselkväveintensitet. Sannolikheten att intensiteten av andra tillväxtfaktorer inte samvarierar med gödselkvävet är stor, vilket medför en minskad sannolikhet för optimalt balanserad förutsättning för varje enskild planta.

Lokala variationer i gödselintensitet bör därför utredas uppdelat på vad som är begränsande och för vad denna begränsning gäller.

I försöken erhöles en kraftig varannanradseffekt. Denna kan tolkas som att utsädesmängden (ca 270 kg kärna/ha) varit väl tilltagen. Av detta följer hypotesen om att kunna studera auto-korrelationen mellan bredvidliggande raders avkastningar beroende av utsädesmängd som ett mått på lämplig utsädesmängd.

Relevant omgivning - Det svåraste tolkningsproblemet var att avgöra om en större omgivning medverkat till en centrerad delavkastning. Märk att med medverkan avses en bakomliggande växelverkan med omgivningens tillstånd. Problemet angreps bl.a. genom att studera parameterskattningarnas variation beroende av sammanvägda observationers omfång. Denna metod i sig är relativt begränsad.

För att inte försumma möjligheten att icke kända omständigheter möjliggör överföring av tillväxtpotential mellan ytor av större avstånd är det nödvändigt att beskriva konkurrens-effektens utbredning. Markens variationer omöjliggör nämligen en rättvis jämförelse mellan olika "lokal" miljö men med lika övrig omgivning.

Ett kompletterande analysförfarande med syfte att särskilja samvariationer beroende av markens egenskaper resp. växelverkan i beståndet baserat på semi-variogram- eller auto-korrelogramtekniken har testats i mindre omfattning. Den begränsade analysen kunde inte tillföra arbetet något nytt. Metoden är inte utvärderad men anses intressant för kommande arbeten. Därför ges i följande en diskussion under rubriken "Semi-variogramteknik". Därefter ges en teori för hur tekniken kan användas.

Semi-variogramteknik - I syfte att beskriva växelverkans-effekten mellan grannar kan det vara av intresse att ta med den närmaste omgivningens avkastning i modellen när berörda rader har lika förutsättningar. För detta ändamål är det dock lämpligare att studera residualer efter testade modeller.

Vid studier av residualer i en rumsdimension kan residualer betraktas som utfallsfunktioner av en stokastisk process.

Eftersom sambandet gödselintensitet - avkastning inte är rätlinjigt, kan inte heller avkastningens beroende av gödsel-faktorn överlagras effekterna av markkväve. Följden blir att residualer efter en modell kan förväntas beskriva en icke stationär stokastisk process. Om försöksytan är homogen, eller om effekter av markens variationer filtreras bort, kan den stokastiska processen förväntas resp. antas vara stationär.

Överförs problemet till att gälla en stationär stokastisk process, kan en auto-korrelationsfunktion skattas. Detta ger också möjligheten att finna vilket avstånd som erfordras mellan två rader för att dessa skall kunna antas vara oberoende av varandra i bemärkelse att radernas tillstånd inte växelverkat.

Oaktat markens variation kommer ett auto-korrelogram att beskriva växelverkans-effekten mellan avkastningarna samt effekt av korrelation avseende tillhörande delytors egenskaper. Närliggande delytors egenskaper är oftast positivt korrelerade till varandra, men den direkta konkurrensen förväntas uppvisa en negativ

korrelation. Därmed följer att observerat korrelogram måste separeras till att gälla markens egenskaper resp. konkurrensens inflytande. Detta kan låta sig göras eftersom ett korrelogram över markens egenskaper kan förväntas vara avklingande för att asymptotiskt gå mot noll för ökat avstånd. Men konkurrensen bör kunna resultera i en dämpad svängning.

Antag för enkelhets skull att konkurrensen kan beskrivas med ett korrelogram av första ordningen linear autoregressiv modell. Auto-korrelationsfunktionen blir då $\phi_n = (\phi_1)^n$ där ϕ_1 representerar korrelationen mellan två bredvidliggande grannar och n representerar antalet radavstånd. Om ϕ_1 är negativ kommer auto-korrelationsfunktionen att liknas vid en dämpad svängning. Om man vidare antar att markens variationer kan beskrivas med Smith's empiriska funktion för markens avkastningsvariationer så kan ett framtaget auto-korrelogram anpassas till en överlagring av två auto-korrelationsfunktioner. (Jag har inte undersökt om det är klanderfritt att tänka sig en överlagring.) Med ovan nämnda korrelationsfunktion och Smith's empiriska funktion blir det endast två parametrar att anpassa. (Smith's formel härleddes till en auto-korrelationsfunktion med bara en parameter och presenterades i avsnitt 7.8 "Sammansättning".)

Denna princip kan användas med det primära syftet att finna vilket avstånd som erfordras för att växelverkans effekten skall kunna anses försumbar. Lösningssättet utgör emellertid ingen patentrörelse då exempelvis plogtiltor kan resultera i avkastningssvängningar vilka också visar sig i ett auto-korrelogram. (Samtliga genomförda försök hade sårriktning i rät vinkel mot plöjningsriktning.) Tilt effekten kan dock inte förväntas vara dämpad i samma grad som effekter av konkurrens. (För att finna eventuella frekvenser i ett auto-korrelogram är det lämpligt med fourieranalys. De frekvenser som finns i grunddatamängden avspeglas i ett korrelogram.) En annan förutsättning för att nämnda princip skall röna framgång är att korrelationen som effekt av konkurrens har negativt tecken.

Att betrakta rumsdimensionen som en tidsaxel har vissa brister. Som exempel utgör avkastningen ett slutresultat efter växelverkan med omgivningen. Detta leder till att en rad påverkats i samma utsträckning av "framtid" som av "dåtid". Auto-korrelationsfunktioner är symmetriska för negativa och positiva tidsavstånd. För markens variationer bör detsamma kunna gälla, men för effekter av konkurrens är detta inte lika säkert. Om den tillväxtbegränsande faktorn är solinstrålningen kan skuggan av en frodig sårad tänkas falla över flera grannar. Om detta resulterar i lägre avkastning för grannraderna kan växelverkan medföra en återverkan på den skuggande raden i form av rikligare tillgång på någon annan tillväxtfaktor. En direkt verkan kan ge en indirekt återverkan och dessa kan inte förväntas vara oberoende av väderstreck. Detta innebär dock inte att auto-korrelationsfunktionen blir asymmetrisk kring läge noll. Däremot kan inte utslutas att auto-korrelationsfunktionen är beroende av väderstreck.

En annan mer lämplig metod är att beräkna s.k. semi-variogram. Dessa motsvarar i viss bemärkelse autokovariogram med den principiella skillnaden att kovariationen mellan observationer ersätts med halverad genomsnittlig kvadrat-skillnad ($MSSD/2$). Detta medför som exempel att samvariationer för par av observationer resulterar i en liten skillnad och när avståndet mellan två observationer blir noll blir också skillnaden noll. Namnet semi-variogram kommer av att diagrammet åskådliggörs med halverad genomsnittlig kvadrat-skillnad. Väntevärdet för $MSSD$ och oberoende par är nämligen lika med två gånger variansen för enskilda observationer. Ett oberoende mellan par resulterar då i ett semi-variogramvärde vilket motsvarar en variansskattning.

Divideras semi-variogrammet med MSE baserat på de enskilda observationerna erhålles vad som kan benämnas ett normerat semi-variogram. Ett normerat semi-variogram motsvarar komplementet till auto-korrelogrammet så att deras summa blir 1.

En platå eller terrass i semi-variogrammet utgör ett kriterium på oberoende mellan observationer vilket också ger en variansskattning. Intresset för terrasspunkter förklaras av att markens heterogenitet kan representeras av en mosaikstruktur för varje given upplösning.

Skillnaden mellan att använda semi-variogram eller auto-korrelogram kan vara av underordnad betydelse. Semi-variogram ställer emellertid inte krav på ergodicitet, vilket strikt korrekt är tanken bakom auto-korrelationsfunktioner. (Med en ergodisk stationär process avses i princip att det förväntade medelvärdet för varje uppsättning observationer är lika. Jämför med variationer inom RUTA sedan variationer mellan olika RUTA eliminerats.) Semi-variogramtekniken koncentrerar studien till relationers avståndsberoende.

Semi-variogram med avståndet mellan observationer som abskissa skär origo eftersom avståndet noll inte resulterar i någon skillnad. Med indelning av en yta baserat på en given upplösning kan dock olika observationer göras med inbördes avstånd "lika med noll". Grafens värde, eller extrapolerat värde, för avståndet noll ger därmed en skattning av försöksfelet med den givna upplösningen.

Tekniken med semi-variogram kan lätt användas till flerdimensionella problem eftersom abskissan representerar avstånd. Det finns också metoder att beräkna hur stor vikt som skall läggas vid avstånd i olika dimensioner etc.. Tekniken med semi-variogram eller auto-korrelogram kan också användas för glidande medelvärdesbildningar. De förväntade graferna måste därvid korrigeras för den korrelation som följer av använda viktsfaktorer. (Som lämplig litteratur för studier rekommenderas Yevjevich (1972), Hansen (1971) och Clark (1979).)

I arbetet presenteras figurerna C.15-C.19. Dessa kan ersättas av korrelogram eller semi-variogram. Tekniken med semi-variogram var för mig okänd då diagrammen skapades. Att dessa inte ersatts med auto-korrelogram eller semi-variogram beror på att diagrammen fyller sitt syfte samtidigt som de kan utgöra ett nytt uppslag till analysteknik. I anslutning till presentationen av diagrammen omtalades att den genomsnittliga korrelationskoefficienten mellan alla grannar gavs av $-1/(k-1)$ där k var antalet beaktade RAD i modellen som eliminerade variationer mellan RUTA. Eftersom k var förhållandevist lågt medförde detta att alla korrelationskoefficienter blev inbördes beroende av varandra i icke försumbar utsträckning.

En teori för användning av "semi-variogramteknik" - Följande är en teori om hur variationer beroende av markens egenskaper resp. växelverkan i beståndet skall kunna särskiljas, samt också hur man skall kunna avgöra om en anpassning baserat på en mindre observationsyta beskriver gödselns konkurrensförstärkande effekt eller gödseffekt i mer traditionell mening. Vidare är metoden främst lämpad i samband med linearisering utifrån modeller med hög upplösning med avseende på gödselintensitet och dess rumsliga bestämning.

Denna teori baseras på att ett auto-korrelogram för residualer efter glidande sammanvägningar av lämpligt omfång kan justeras med de korrelationer som är en direkt följd av använda viktsfaktorer. Inom den utsträckning som omfattas av en sammanvägning kommer alla konkurrens effekter att nivelleras. Kvar efter justering blir vad som kan hänföras till markgradienter. Nästa steg blir att ta fram ett diagram för enskilda raders residualer efter skattade modellvärden baserat

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

på glidande sammanvägningar. Det senare diagrammet kommer att visa effekten av markgradients samt konkurrensens inverkan. Skillnaden mellan dessa diagram bör åskådliggöra vad som beror av konkurrensen. Med ett tredje diagram baserat på residualer efter samma modell anpassad med mindre sammanvägningar, eventuellt enskild ursprungsobservation, blir motsvarande graf filtrerad från variationer som modellen lyckats beskriva. Denna beskrivning kan innebära att modellen, bl.a. på grund av systematisk försöksuppläggning, som gödseffekt beskrivit en avkastningsvariation vilken är orsakad av stort konkurrensförhållande. Om så varit fallet bör kunna skönjas i en skillnad mellan diagram två och tre. Resonemanget avser det intervall som representerar sammanvägningen med det större omfånget. Vidare gäller att viktsfaktorer för varje rad inom ett medelvärde bör vara så lika som möjligt för att den nivellerande effekten skall vara märkbar. Att testa denna metod kan vara av intresse för kommande arbeten, men förväntas inte förändra tolkningen av försöksutfallet.

En i arbetet ej tillämpad metod är Kriging (Clark, 1979). Kriging framstår som en intressant metod och kan användas för att finna de viktsfaktorer som minimerar MSE. Ett sidovillkor för användning inom detta arbete bör, mot bakgrund av den observerade varannanradseffekten, vara att summa viktsfaktorer kopplat till respektive sålåda blir 0.5.

Regressionsmetoder - Av uttryck för förluster av variationer i gödselintensitet inses att väntevärdet för residualer vid anpassning, givet en sann och krökt funktion, inte bli noll om det finns variationer i den oberoende variabeln vilka inte beaktas.

Förtydligande: Med en sann funktion som är krökt avspeglas en variation i den oberoende variabeln som en nettoeffekt på medelvärdet, dvs. medelvärdet av avvikelser från den sanna funktionen, som följd av variationer i den oberoende variabeln, blir skilt från noll.

Vid anpassning till kvadratfunktionen kan residualens väntevärde uttryckas med ett förlustuttryck. Kan icke beaktade variationer av den oberoende variabeln beskrivas med en gemensam

- varians för variationer inom försöksrutor kommer en skattad kvadratfunktion att bli parallellförflyttad i y-led. En sänkning om parameter c är mindre än noll och vice versa
- variationskoefficient för variationer inom försöksrutor leder detta till en skarpare krökt regressionsfunktion i form av ett till beloppet högre skattad parameter c .

Vad avser obeaktade variationer mellan försöksrutor så verkar dessa medföra en uträtning av en skattad kvadratfunktion. Påståendet grundas på en intuitiv bedömning och erfarenhet av analyser men har inte vederlagts.

Mer generellt gäller att degressiva regressionsfunktioner framtagna under heterogena förhållanden inom försöksrutor ger för låga modellvärden till situationer med homogena förhållanden. Detta är minst lika viktigt att beakta som det omvända.

Multivariata modeller har inte ansetts lämpliga inom ramen för detta arbete. "Modeller med beaktande av omgivning" är ett undantag. Med försöksplaner där alla rader har "lika" omgivning med undantag av gödselfaktorn bedöms det mer

lämpligt att beakta omgivningen i form av en förväntad omgivning. Det finns flera skäl till detta, bl.a. förhoppningen att få ett färre antal parametrar att estimeras.

Om omgivningens avkastning skall ingå i modeller med syfte att filtrera bort "naturliga" avkastningsvariationer så bör med omgivning menas närliggande ytor vilka ligger utanför en för växelverkan relevant utsträckning. Samspelseffekten mellan närliggande rader kan nämligen inte tillåtas bli bortfiltrerad i form av lokalens inverkan på avkastningen.

Två rumsdimensioner - Utökas problemet till två dimensioner uppstår problem med att bestämma en lämplig enhetsyta. Oavsett vilken form dessa får så kommer avstånden mellan delytor att inte bli multiplar av enhetsbredd, enhetslängd eller enhetsdiameter. Detta är i sig inget problem då en auto-korrelationsfunktion ofta kan beskrivas som kontinuerlig. Det vore heller inget problem om enhetsytan kunde göras oändligt liten. Problemet består i att en korrelation mellan två delytor motsvarar en integrering av alla del-korrelationer mellan alla diskreta punkter på de respektive delytorna.

Att tänka på - Med en gräns mellan gödslat och ogödslat eller mellan olika gödselgivor kan en eventuell störande effekt avläsas i form av en variation i avkastning utmed en längdaxel som korsar samma gräns. En förutsättning för tolkningar utifrån denna variation är dock att andra faktorer som kan ge variationer elimineras. Därav följer att en gräns i sårriktningen bör undvikas om inte alla sårader kan sås med samma bill. Vidare skall det undvikas att gräns mellan gödslat och ogödslat sammanfaller med plöj-riktning. Detta speciellt med tanke på att tiltbredden ligger i det intervall som kan antas vara intressant att studera. Vidare bör försöksrutornas utsträckning i rät vinkel mot gräns mellan gödslat med olika giva vara så stor att avkastningsnivå med aktuell giva kan antas ha inställt sig med tillfredställande säkerhet.

10.3 Tillämpningsexempel

Detta avsnitt belyser några tänkbara tillämpningar. De exempel som ges är grova instrument för att precisera en kvantitativ effekt av ojämn gödselintensitet men bör kunna användas för ekonomisk utvärdering av kvalitetsförbättrande åtgärder.

10.3.1 Insamling av data

Oberoende på vilken beräkningsmodell som tillämpas erfordras data i form av parametrar för att beskriva variationer i gödselintensitet och för att beskriva den förväntade biologiska effekten av samma variation.

Med datamaterial som baseras på eller kan extraheras ur redan genomförda försök ges goda möjligheter till uppskattningar av en ojämn gödselintensitets kvantitativa effekter.

För säkrare bedömningar erfordras däremot biologiska försök som bättre svarar mot de beräkningsmetoder som presenterats i detta arbete. Dessutom erfordras test av spridningsresultat eller omformning av gjorda spridartest som leder till data i lämplig form beroende av beräkningsteknik.

I följande avsnitt ges förslag till försöksmetoder för parameterbestämning av biologiska effekter resp. test för kvantifiering av variationer i gödselintensitet.

10.3.1.1 Biologiska effekter

I avsnitt 10.1.3 "Formulering av variationer i gödselintensitet" presenterades tre alternativa beräkningsmetoder. När det gäller försök med syfte att skatta parametrar kan helt naturligt motsvarande indelning göras.

I det följande ges en rekommendation till försök som baseras på att variationer i gödselintensitet kan beskrivas med auto-korrelationer.

För att framtagna modeller skall ges en bred representativitet bör modellerna gälla för skiftande slag av variationer. Följaktligen bör också framtagandet av parametrar liksom modeller ske med motsvarande variationer i mönster av gödselintensitetsvariationer. Två ytterligheter har påtalats och dessa gäller vad som kan benämnas brus resp. variationer mellan oberoende delytor med homogen gödselintensitet. "Mellan" dessa två ytterligheter måste några fler typer av mönster testas, eftersom interpolationer annars blir föremål för mer tro än vetande. Mellan skrivs med citationstecken bl.a. med motiveringen att auto-korrelationskoefficienter för varannanradsgödsel ges av en serie ettor med alternerande tecken.

En samspelseffekt av spridningsmönster och medelintensitet skall förväntas. Av presenterade förlustuttryck till andragsgradspolynom framgår att relativa variationer i gödselintensitet till dessa ger förlustuttryck proportionella mot medelintensiteten i kvadrat. Samtidigt kan noteras att ett givet spridningsmönster med absoluta variationer i gödselintensitet ger förlustuttryck oberoende av medelintensitet. Eftersom det är en klar fördel att ur samma försök även extrahera en avkastningsfunktion bör variationer i medelintensitet hellre åtföljas av relativa spridningsmönster än absoluta. Detta påstående blir mer angeläget att betona ju mer markens okontrollerade variationer av samma faktor kan beskrivas som absoluta inom varje försöksruta. Det senare påståendet baseras på att en sådan markvariation inte påverkar skattningar av parametrar till ett andragsgradspolynoms kvadrattermer.

För att göra det mer genomförbart att kunna lägga ut försök med varierande gödselintensitet bör maskiner användas då eljest arbetsinsatsen skulle bli mycket omfattande.

Mot bakgrund av detta arbete rekommenderas försök med sinusformade spridningsbilder. Dessa ger definierade matematiska uttryck för gödselns fördelning och bör relativt enkelt kunna återbildas vid försöksutläggning, exempelvis med exentriska kuggar inbygda i befintliga gödselspridare med valsutmatning.

Sinusformade spridningsbilder ges då lämpligen amplituder relaterat till medelintensitet. Olika behandlingar bör då i första hand utgöras av varierande utsträckning för en cykel.

Med sinusformade spridningsbilder, andragsgradspolynom och variationer i en dimension i rät vinkel mot sårriktning ges följande formelsammanfattning:

$$y(x) = a + b \cdot x + c \cdot x^2 - \text{DEP}$$

där x avser medelgödselintensitet och DEP ges av:

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

$$DEP = -c \cdot \text{amp}^2 / (2\pi \cdot \text{deltax})^2 \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot \text{deltax}) \cdot (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \phi_1 + \alpha_2 \cdot \phi_2 + \alpha_3 \cdot \phi_3))$$

eller

$$DEP = -c \cdot (\text{amp}^2 / (2\pi \cdot \text{deltax})^2) \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot \text{deltax}) \cdot \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i) \quad \text{där}$$

ϕ_i ges av $\cos(2\pi \cdot i/N)$ och där

- N representerar antal radavstånd för en hel cykel och
- i står för antalet radavstånd.
- deltax ges av $1/N$ och
- n ges av utsträckningen av en relevant omgivning.

Ett rimligt antagande ges av att basera N och n på radavstånd, men detta kan frångås utan att förkasta modellen som sådan. Kvar att skatta blir då parametrarna n resp α_i samt polynomets parametrar a, b och c. $\sum \alpha_i$ ska bli lika med 1 summerat över $i=0$ till n. Under antagande om modell 6 ges $n=3$ och α_i av de modellberoende uttrycken:

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= (1-k)^2(1-p)/(1+p) + \frac{1}{2} \cdot k^2 \\ \alpha_1 &= (1-k) \left(\frac{2p(1-k)}{1+p} + k \right) \\ \alpha_2 &= k(1-k) \\ \alpha_3 &= \frac{1}{2} \cdot k^2 \end{aligned}$$

För att skatta $n+1$ parametrar α_i erfordras $n+1$ olika uttryck för $\sum \alpha_i \phi_i$. Därav följer att $n+1$ olika våglängder bör väljas så att aktuella ϕ_i ges största möjliga variation. Ytterligheten mycket lång våglängd ger att de aktuella auto-korrelationskoefficienterna blir nära 1. Denna ytterlighet kan också utnyttjas för att studera avkastningen efter helt jämn gödselintensitet eftersom variationen blir försumbar inom ett intervall vilket kan representeras av en oberoende försöksruta. I klartext innebär detta att jämn gödselintensitet mellan oberoende försöksrutor kan översättas till variationer med mycket lång cykel i spridningsmönster. Samtidigt kan en enskild försöksruta representera mycket kort cykel. I detta läge går N mot noll, eller deltax mot oändligheten, vilket ger att DEP går mot noll. Ojämnheter mellan försöksrutor med jämn gödselintensitet får därmed en given plats som en typ av spridningsmönster.

Baserat på upplösningen ett radavstånd ges nästa spridningsmönster av varannanradsgödsel eller av en cykel med N lika med två radavstånd. Dessa två spridningsmönster är inte ekvivalenta. Med varannanradsgödsel erhålles en garanti för att upplösningen ett radavstånd sammanfaller med gödsel eller ingen gödsel. Detta ger variansen lika med $\text{amp}^2/2$ och ϕ_i ges av en alternerande serie med 1, -1, 1, -1 etc. med början i $\phi_0=1$. För en sinusformad spridningsbild med cykel-längden två radavstånd ges inte samma garanti och variansen ges då istället av $2 \cdot \text{amp}^2/\pi^2$. Detta baserat på upplösningen ett radavstånd. Vilket av de alternativa spridningsmönstren som skall väljas bör bero av om ojämnheter som simuleras läggs i rät vinkel mot sårriktning eller ej. Bredspridning alternativt radmyllning är två olika metoder att sprida gödsel vilka bör hållas särskilda vid uppskattningar av ojämnheters inverkan vilket framgår bl.a. av ovanstående olika variansskattningar.

Nästa lämpliga cykellängd bör vara $N=n/2$ vilket motsvarar en fördelning av aktuella auto-korrelationer i intervallet 1 till -1.

Övriga cykellängder bör sedan fördelas med prioritet för intervallet $N=2$ till $N=n/2$.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

Beroende på vad framtida försöksutfall visar så kan upplösningen ett radavstånd bli föremål för utredning. I syfte att begränsa antalet parametrar skall inte upplösningen väljas högre än absolut nödvändigt.

Om det å andra sidan kan antas en viktsfunktion för gödselintensitetens sammanvägning till en gödselvariabel för ytans centralpunkt, eller med det en-dimensionella fallet till en centrallinje, kan det bli aktuellt med högre upplösning. I fallet med en kvadratfunktion för att beskriva avkastningens beroende av nämnda variabel kan många viktsfunktioner härledas till en funktion av avstånd. Detta berördes i avsnitt 10.1.2 "Kausalitet, modeller etc.". Förlustuttrycket kan då härledas till att innefatta en integral med produkten av två funktioner med gemensam oberoende variabel, nämligen avstånd. Med sinusformade spridningsbilder kommer cykellängden in som en parameter i den ena funktionen vilken avser auto-korrelationen och variansuttrycket blir $\text{amp}^2/2$. I detta läge ges auto-korrelationen av $\cos(2\pi \cdot K \cdot \text{avstånd})$ där K ges av inversen av avståndet för en hel cykel, dvs. K kan tecknas:

$K=1/(N \cdot \text{radavstånd})$ där N är antalet radavstånd för en hel cykel.

10.3.1.2 Test eller beräkning av variationer i gödselintensitet

För att jämföra eller bedöma spridningsresultat efter gödselspridning vad avser biologiska effekter erfordras uppgifter om hur fördelningen ser ut på fältet. Därför är slutresultatet, i form av spridningsmått sedan hela hanteringskedjan beaktats, det mest intressanta. För att finna dylika mått finns olika vägar att gå. En är att först testa en spridares spridningsbild. Detta kan göras inomhus eller i fält. Inomhustest ger en säkrare bild av spridningsmönstret men måste då kompletteras med undersökningar om hur lutningar, skakningar etc. påverkar spridningsresultatet. För att översätta dessa data till förväntat resultat vid fältanvändning erfordras modeller och kalkyleringar. Vid fälttest undviks denna översättning, men i gengäld måste ett nytt test göras för varje ny situation. Med en spridningsbild som antas gälla i fält erfordras ytterligare beräkningar för att erhålla en förväntad variation sedan föraren vinglat eller kört med fel överlappning etc..

En annan väg att skatta spridningsojämnheter utgörs av nedanstående förslag till mätförfarande. Förslaget är att slumpvis fördela lämpligtvis 30 st uppsamlingsytor (brickor) på ett fält som skall gödslas. Detta kan lämpligen ske genom att stega och lägga brickor i linje eller linjer över fältet. Antalet steg mellan olika brickor skall väljas med hjälp av slumptabell eller på motsvarande sätt. Riktningen på dessa linjer bör vara sådana att några spridarebredder överkorsas. Dessa brickor, utrustade med en avdelare, skall orienteras så att avdelaren och spridarens färdriktning sammanfaller. Avdelaren är mycket viktig, ty genom att dela brickorna i två delar kan vi erhålla en variansskattning för halva brickor och en för hela brickor. Detta ger en möjlighet att skatta auto-kovariationen mellan brickhalvor. Under antagande om exempelvis sinusformade spridningsbilder eller att Smith's formel gäller för variansens beroende av uppsamlingsyta kan auto-kovarianser skattas. Ett sådant antagande bör kunna anses vara rimligt för det intervall i upplösning som avgränsas uppåt av den relevanta omgivningens utsträckning och nedåt av den högsta upplösningen varmed gödselintensitet beaktas, i detta arbete ofta exemplifierat med ett radavstånd.

Att avdelaren skall ligga i färdriktningen beror på att ojämnheter tvärs färdriktningen ofta är av systematisk karaktär. Givetvis är det möjligt att också ha en avdelare i rät vinkel mot färdriktningen för att bekräfta huruvida fördelningen i längdled är av systematisk karaktär eller inte.

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

I detta arbete har endast ojämnheten tvärs färdriktningen beaktats, vilket i princip motsvarar att ojämnheten i radens riktning beskrivs med parametern $\beta=0$ enligt Smith's formel. Därför är det önskvärt att uppsamlingsbackarna har en längd som överstiger avståndet inom vilken placerad gödsel antas ge direkt eller indirekt gödseffekt. Vidare finns alternativet att orientera backarna efter tänkt sårriktning, men då blir testen inte längre en renodlad test av gödselspridaren.

Med nuvarande kunskap och med stöd av erfarenhet från genomförda försök bör hela brickan vara ca 50 cm bred och minst 50 cm lång med en delning på längden. Med antagandet att Smiths ekvation gäller för ytor vars bredd inte radikalt avviker från samplingsbredd kan framtagna spridningsmått justeras till lämplig upplösning beroende på framtagna funktioner för olika grödor eller förhållanden i övrigt.

Illustrerande exempel:

En test görs enligt föreslagen metod.

Antagande 1: Gödselintensitetens variationer kan beskrivas med Smiths formel.

Variationsskattningarna för halv ($s1^2$) och hel ($s2^2$) bricka beräknas och utifrån dessa kan parametern β till Smiths formel skattas.

$$s2^2 = (s1^2)/2^\beta \quad \text{ger}$$

$$\beta = (\ln(s1^2) - \ln(s2^2)) / \ln(2).$$

Med föreslagen bredd motsvarar $s1^2$ närmast en skattning för $\text{Var}(XFE)$.

Om man väljer att tabellera förlustuttrycket utifrån en varians motsvarande $\text{Var}(XF)$ kan denna skattas med sxf^2 där

$$sxf^2 = s1^2 \cdot 2^\beta \quad \text{vilket också kan tecknas}$$

$$sxf^2 = (s1^2)^2 / s2^2$$

Några exempel på beräknad förlustfaktor $f(p,k,\beta)$ för modell 6 ges i tabell 10.4.

En skattning av utebliven skördeökning (Dep) under de givna förutsättningarna kan tecknas:

$$\text{Dep} = c \cdot (s1^2)^2 / s2^2 \cdot f(p,k,\beta)$$

där $f(p,k,\beta)$ är tabellerad förlustfaktor och c är parameter i modell 6.

Antagande 2: Gödselintensitetens variationer i en dimension antas kunna beskrivas med en sinusfunktion.

Följande beräkning ges med utgångspunkt i koppling till $\text{Var}(XF)$. (Med $\text{Var}(4XF)$ etc. avses variansen givet en upplösning som motsvarar bredden 4 radmellanrum.)

$\text{Var}(4XF)$ kan tecknas:

$$\text{Var}(4XF) = (\text{amp}^2 / (2\pi \cdot 4 \cdot \text{deltax})^2) \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot 4 \cdot \text{deltax})) \text{ och}$$

$$\text{Var}(2XF) = (\text{amp}^2 / (2\pi \cdot 2 \cdot \text{deltax})^2) \cdot (1 - \cos(2\pi \cdot 2 \cdot \text{deltax})) \text{ där}$$

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

deltax avser $1/N$ och där N är antal radavstånd för en hel cykel.

Ur dessa två uttryck kan deltax lösas. I implicit form erhålles:

$$\cos(2\pi \cdot 2 \cdot \text{deltax}) = 2 \cdot \text{Var}(4XF) / \text{Var}(2XF) - 1$$

Som parentes kan nämnas att $\cos(2\pi \cdot 2 \cdot \text{deltax}) = \phi(2)$, dvs. autokorrelationen för ett inbördes avstånd om två radavstånd. Uttrycket ansluter till definitionen av DW-d med vidhörande skattning av $r(1)$ enligt formel (2) och (3) i avsnitt 5.6.6 "Samvariationer i mindre lokal".

I explicit form erhålles:

$$N = 4\pi / (\arccos(2 \cdot \text{Var}(4XF) / \text{Var}(2XF) - 1))$$

Och då

$$\begin{aligned} \text{amp}^2 / 2 &= (\text{Var}(2XF) \cdot 2\pi \cdot 2 / N)^2 / (4 \cdot (\text{Var}(2XF) - \text{Var}(4XF))) \\ &= (2\pi \cdot \text{Var}(2XF))^2 / (N^2 \cdot (\text{Var}(2XF) - \text{Var}(4XF))) \end{aligned}$$

kan förlustuttrycket (DEP) skattas:

$$\text{DEP} = -c \cdot (\text{amp}^2 / 2) \cdot f(p, k, N).$$

Tabell 10.4 Exempel på uträknad förlustfaktor $f(p, k, \beta)$ till modell 6 för några insatta värden p , k och β (se avsnitt 7.8 "Sammansättning")

k	β	p			
		-1/3	0	1/3	0.5
-0.25	0	1	1	1	1
	0.5	2.30	1.39	0.93	0.78
	1	3.16	1.59	0.81	0.55
0	0	1	1	1	1
	0.5	1.59	1	0.71	0.61
	1	2	1	0.5	0.33
0.25	0	1	1	1	1
	0.5	1.06	0.73	0.57	0.51
	1	1.16	0.59	0.31	0.22

10.3.2 Några belysande exempel

Som ett exempel på förlustberäkningar antas att:

- en spridare testats med fältutrustning vars backstorlek är 50x50 cm
- spridningsojämnheten är av systematisk karaktär sådan att denna kan beskrivas med Smith's formel
- insats- avkastningssambandet kan beskrivas med en kvadratfunktion
- det finns en ekonomiskt optimal gödselgiva.

$\text{Var}(XF)$ kan då skattas med:

$$sxf^2 = x^2 \cdot vk^2 \cdot 4^{\beta}$$

och skattad förlust av ojämnheten räknat i kg kärna/ha kan tecknas

$$Dep = -c \cdot sxf^2 \cdot f(p, k, \beta)$$

där $f(p, k, \beta)$ är definierat förlustuttryck enligt avsnitt 7.8 "Sammansättning".

Med antagandet att avsedd giva också är den ekonomiskt optimala kan vi jämföra denna förlust med förlusten av att gödsla med fel giva.

Ekonomiskt optimal insats (x_{opt}) till kvadratfunktionen är

$$x_{opt} = -(b-q/r)/2c \quad \text{där}$$

q är priset per enhet av insatsen,
 r är priset per enhet av utbytet och
 b och c är funktionens parametrar

Förlusten (F) av att använda insatsen $(1 \pm z) \cdot x_{opt}$, där z representerar en relativ avvikelse, istället för x_{opt} kan tecknas:

$$F = r \cdot (f(x_{opt}) - f(x_{opt} \cdot (1 \pm z))) - q \cdot (x_{opt} - x_{opt} \cdot (1 \pm z))$$

vilket för kvadratfunktionen blir:

$$F = -cr \cdot x_{opt}^2 \cdot z^2$$

att jämföras med förlustuttrycket av insatsens variation mellan oberoende delytor:

$$F = -cr \cdot x^2 \cdot vk^2.$$

Notera att med andragsgradsfunktionen ger en procentuell avvikelse från ekonomiskt optimal insats lika stor förlust som motsvarande variationskoefficient för insatsens fördelning vid samma medelinsats.

För att jämföra effekt av fel giva med variationer i gödselintensitet mellan beroende delytor antas en given förlust (F) relaterat till jämnt fördelat med optimal giva. Denna kan tecknas:

$$F = -cr \cdot x_{opt}^2 \cdot z^2 \quad \text{resp.}$$

$$F = -cr \cdot sxf^2 \cdot f(p, k, \beta)$$

Löses z^2 ur dessa två uttryck erhålles:

$$z^2 = (sxf^2/x_{opt}^2) \cdot f(p, k, \beta)$$

Med exemplets skattning av sxf^2 erhålles:

$$z^2 = vk^2 \cdot 4^{\beta} \cdot f(p, k, \beta).$$

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

För att illustrera variationskoefficientens brister antages den testade gödsel-fördelningen kunna beskrivas med Smiths parameter β lika med 0, 0.5 resp. 1.0. Till illustrationen antas modell 1.XV gälla (modell 1.XV är den, av modell 6 och parametrar p och k , definierade modell som uttrycker minsta förlusten av ojämn gödselintensitet).

Med förlustfaktorer ur tabell 10.4 erhålles

$$\begin{aligned} \text{med } \beta=1: \quad z^2 &= vk^2 \cdot 4^1 \cdot 0.3125 = vk^2 \cdot 1.250 \\ z &= \pm vk \cdot 1.12 \\ \text{Dep} &= -c \cdot x^2 \cdot vk^2 \cdot 1.25 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{med } \beta=0.5: \quad z^2 &= vk^2 \cdot 4^{0.5} \cdot 0.566 = vk^2 \cdot 1.132 \\ z &= \pm vk \cdot 1.06 \\ \text{Dep} &= -c \cdot x^2 \cdot vk^2 \cdot 1.13 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{med } \beta=0: \quad z^2 &= vk^2 \cdot 4^0 \cdot 1 = vk^2 \\ z &= \pm vk \\ \text{Dep} &= -c \cdot x^2 \cdot vk^2 \end{aligned}$$

Dessa exempel illustrerar att ojämnheter graderad med variationskoefficient kan omräknas till ekvivalent avvikelser från ekonomiskt optimala givna (z) vilken dessutom kan betraktas som en fiktiv variationskoefficient.

Exemplet presenterades i form av relationer eftersom dessa är oberoende av kvadratfunktionens parametrar a , b och c .

I ord kan dessa kalkyler översättas till: Utebliven skördeökning orsakad av vk procent spridningsojämnheter vid ekonomiskt optimala givna kan vara lika stor eller till och med större än efter motsvarande reduktion av gödselgivan. Eller för att uttrycka det mer drastiskt: om variationskoefficienten är 30 % så kan mer än 30 % av gödselmedlet vara en missbrukat resurs.

Jämnare fördelning av gödseln kan oftast inte erhållas utan extra insats av arbete eller kapital men exemplet talar för sig självt.

Som sammanfattning tecknas exempel på förlustuttryck baserat på modell 6 och föreslagen spridartest med registrering av variation för halv ($s1^2$) och hel ($s2^2$) uppsamlingsbricka.

$$F = -c \cdot r \cdot vk^2 \cdot 4^\beta \cdot f(p, k, \beta) \cdot \left(\frac{b-q/r}{2c} \right)^2 \text{ eller}$$

$$F = -vk^2 \cdot 4^{\beta-1} \cdot f(p, k, \beta) \cdot (br-q)^2 / cr \text{ där}$$

q = gödselmedelspriset

r = spannmålspriset

b och c = kvadratfunktionens parametrar.

$\beta = (\ln(s1^2) - \ln(s2^2)) / \ln(2)$ (β till Smiths formel)

$vk^2 = s2^2 / x^2$

$f(p, k, \beta)$ = modellberoende förlustuttryck.

Förlustuttrycket är ej definierat för $c=0$ ty då existerar inget extremvärde.

Som avslutande exempel illustreras att lokala ojämnheter inte blir mindre allvarsamma bara för att det finns variationer beaktat med en lägre upplösning.

Om kostnader för gödsling kan beskrivas med en kostnadsfunktion ($g(x)$)

Kapitel 10 SLUTDISKUSSION

$$g(x) = I/A + G + q \cdot x \quad \text{där}$$

I är maskinens fasta kostnad

A är den areal som maskinen kan användas till

G är rörlig hektarkostnad och

q är priset på gödselmedlet

blir som tidigare ekonomiskt optimal insats $x_{opt} = -(b-q/r)/2c$.

Minsta giva som är lönsam att sprida med kriteriet att precis täcka gödslingskostnaden (x_{min}) kan tecknas:

$$x_{min} = x_{opt} \pm \sqrt{(x_{opt}^2 - (I/A+G)/(-cr))},$$

vilket erhålles genom att sätta intäktsökningen lika med gödslingskostnaden.

Om tillgången på gödsel är begränsad kanske det inte är lönsamt att sprida på hela arealen beroende på den rörliga spridningskostnaden. Med begränsad gödseltillgång kan man teckna lägsta ekonomiskt motiverad giva till en del av arealen (x_{lrek}). Uttrycket blir:

$$x_{lrek} = \sqrt{(G/(-cr))}.$$

x_{lrek} är begränsad av intervallet $x_{min} < x_{lrek} < x_{opt}$.

Om tillgången är begränsad bör givan minskas enligt osthyvelmetoden tills man når x_{lrek} . Om mängden gödsel är mer begränsad än så bör resterande brist följas av att man sprider med x_{lrek} så långt gödselmedlet räcker. (Denna princip för beräkning av giva är lämplig inför spridning av stallgödsel).

Även sedan man exempelvis på grund av brist på gödselmedel fått en stor ojämnheter, då inte hela fältytan blivit gödslad, kvarstår uttrycket för depressionen inom de gödslade partierna.

Under givna förutsättningar har nu illustrerats att förlust av ojämnheter i "smått" kvarstår överlagrat förlust av variationer i "stort". Vänder man på meningen ges att förlust av ojämnheter i "smått" kvarstår även sedan man spridit jämnt i "stort"

SUMMARY IN ENGLISH

SUMMARY

The aim was to study whether uneven fertilizer distribution causes such a large yield depression that distribution technology with high precision is justified.

In the definition of the problem it is demonstrated how the expected mean yield can be calculated when consideration is taken to variations in the fertilizer intensity between different independent sub-areas of a field. In this context "independent" refers to the situation where the yield from different sub-areas is not influenced by the vegetation on other sub-areas.

The investigation was concentrated on studies of the influence of variations in fertilizer intensity between dependent sub-areas. One problem involved the absence of valid measures of unevenness in broadcasting nitrogen in cereals. The term "valid measures" implies that they would reflect the anticipated yield result in models. Thus, they should be able to represent an anticipated biological effect. An important part of the work was thus to find models showing how the crop reacts to local unevennesses in the fertilizer intensity.

The aim of the project was to find methods and models to describe and quantify the following:

- the unevenness in the fertilizer distribution
- any biological net effect of the unevenness in the fertilizer distribution.

With this aim it should be possible to quantify the anticipated net effect of each feasible distribution pattern.

The work includes spatial continuity in two respects, namely with regard to:

- the variable properties in the soil
- the spatial extent of the contributory environment.

Variations in soil properties frequently result, for example, in interactions with more or less sharp gradients. This results in the properties of neighbouring areas frequently being correlated to each other.

The spatial extent of the contributory environment refers to the geographical interval which surrounds a small sub-area. This extent and the interactive effects within it are important to study when the size of the sub-area means that the influence of the environment cannot be neglected.

In this way emphasis is made of the distinction between spatial continuity in the changing situation and the spatial extent of the influence of the situation.

The results presented originate from the author's own field experiments conducted during 1979-1983. Most of the experiments (experiment A) were harvested row by row as sown by each individual seed coulter and aimed at finding methods and calculation models. A smaller experiment (B) was made with isotope-labelled nitrogen, and a final and independent experiment (C) aimed at testing the validity of the calculation method obtained. One form of the validity test was also made within experiment A.

Experiment A - The experimental plans for experiment A were based on entire plots with spring wheat being fertilized with selected average amounts of urea fertilizer. These average rates were given in different spreading patterns. In this way the fertilizer factor was given both quantity and quality.

In the experiments the distribution pattern was limited to variations at right-angles to the direction of sowing. All plants in the same row then theoretically

SUMMARY IN ENGLISH

received a similar environment. This resulted in homogeneous interactive effects along the length of the row. Ideally, the result will be an imposition without interference frequencies. As a result this implies that the mean yield of the row can be assumed to be representative for smaller parts of the same row. From this starting-point a description is given of the extent of a relevant environment and possible measures for the yield of a single row as a function of the quantity and quality of the fertilizer factor within the mentioned environment.

The data analysis was based on observed effects of placed fertilizer within the contributory environment. In order to find the "best" explanation of the variation in yield between rows, under the stated experimental conditions, different models were developed and tested. Tests concerned the type of function for effects with regard to quantity and a description of the quality of the distribution in the environment of the rows.

The result of these models describe a very local fertilizer effect of placed fertilizer. The description was so local that fertilizer placed in the nearest inter-space between the rows on different sides of a row needed to be specially treated as two different factors.

In cases where fertilizer placed on each side closest to the row is regarded as two different factors then the result will be that all selected distribution patterns for an entire plot, with the exception of those where each row is fertilized, correspond to the same quality in fertilizer distribution. This gives a possible explanation why differences in effect after the selected distribution pattern could not satisfactorily be established.

The problem thus arrived in an "either/or" situation. Either the tested unevennesses did not have an influence on the mean yields or the fertilizer effect was very local. If the latter is valid without reservation then the fertilization of every second row gives a yield loss which is as large as if all fertilizer was given to half the field.

A fundamental concept in developin models for yields of individual rows is to be able to assess the consequences for other types of distribution patterns than those actually tested in the experiment. Here the first requirement was that models correctly described the result of the distribution patterns when compiling the plot yields. This requirement was fulfilled best by the models for yields of one row which closely follow placed fertilizer with very high resolution. There are several reasons why this could not uncritically be used in interpreting the influence of unevenness on the net yields. One of the most important of these reasons is the competitive situation between neighbouring rows in the field since this results in a strengthened local effect of placed fertilizer in a less-fertilized environment.

That the dispersal pattern was systematic and that the fertilization in the different spaces between rows within a plot was of binary character also indicates that strict statements founded only on the row-based models are unsatisfactory. Here, binary implies that the distribution pattern is represented by an open or closed feed slide for each row space and that the intended amount was the same for all open feed mechanism boxes.

This situation weakens the interpretation that the fertilizer unambiguously has a very local effect. The locally effect observed may be a result of the crop's "strategy" to best utilize the local unevenly distributed amount of fertilizer.

The minor differences in yields after different distribution patterns were, however, the strongest argument against accepting the approach that the local

SUMMARY IN ENGLISH

effect of the fertilizer also influences the mean yield over a larger area. With the models obtained this is in fact no argument against but rather the lack of argument for the local effect of fertilizer. This is despite the fact that the models obtained revealed a very minor difference in quality between the distribution patterns tested with the exception of completely uniformly fertilized plots.

In an attempt to solve these problems, tests were made of mathematical models with moving averages of different numbers of rows, which implies that the mean value of a number of adjacent rows comprised the dependent variable. (Moving averages imply that the mean values "move" over the experimental area with the step length of one row space.) The independent variable used is aggregates of the model expressions for the rows included with the respective fertilizer factors. This resulted in a linearization in relation to the description of the yield of each individual row. These regressions gave larger variation in fertilizer distribution between different aggregates and showed that models giving the best description of the yield of a row also gave a good description for the actual aggregation over the entire range of yields from a single row to an entire plot. The regressions had very good stability for estimated parameters, which is an argument in favour of model validity.

The analysis shows that variations in fertilization intensity should be described with high resolution. The basic principle that the description of the growth of each included row - as larger aggregates - satisfactorily describes the whole situation, can be accepted. Regression with aggregates gave parameter estimations which express a slightly lower loss of uneven fertilization in comparison with the corresponding model and regression with one single row. The latter shows that the stand has been able to some extent to compensate for the unevennesses tested and that the local yield variations to a considerable extent depended on an effect which strengthened competition.

Experimental results show that the crop has a "strategy". The strategy results in noticeable yield variations linked to variations in fertilization intensity. The results also suggest that the strategy is insufficient for the crop to utilize locally uneven fertilizer intensity through compensatory growth.

Experiment C - The experiment to test the validity showed that the methods obtained for calculating the absence of yield increases depending on uneven fertilizer intensity could be applied. On the other hand, it was not possible to confirm that the "strategy" of the crop was insufficient to compensate for a very local variation in fertilization intensity. This, in turn, could be explained by the experiment not including sufficient variation in different distribution patterns. Simulated unevennesses consisted of uneven fertilization intensity to different row spaces (noise).

Conclusions - The experiment provided a strong argument for the quality aspects being given greater magnitude when spreading fertilizers. The quality should be regarded as an important production factor together with costs and income.

A more uniform distribution pattern gives the larger profit through retained production by means of reduced fertilizer input. Profits can also be made through higher yields. A very important profit is the reduced risk of leaching into waterways.

Factors which are not considered in the experiments are, for example, grain quality, weed effect, combining problems and extra leaching. This is discussed to some extent in the problem identification section. In a final assessment of

SUMMARY IN ENGLISH

the requirements placed on the quality of fertilizer distribution also these factors will constitute arguments for high precision in fertilizer distribution.

The experiment presents a basis for further development of models which pay attention to the spatial dynamics. This concerns both fundamental model hypotheses and the method of testing and estimating the parameters in model hypotheses.

As an example of possible methods of calculation the report presents a method of testing the uniformity of fertilizer distribution in the field. The method gives distribution measures and extra dimension in comparison with simply calculating a coefficient of variation or a moment of higher order. The method is simple. It is based on consideration of the systematic or continuous character of the pattern of spreading in a range relevant to the crop.

A quality measure obtained with this method makes the distribution test less dependent on the size of the collection area used in the test. The distribution measure can be used individually but here it is also linked to the calculation models proposed.

This report gives the fundamentals in assessing the quality of fertilizer distribution with a quantitative measure. The report also provides a basis for calculating the expected effect of uneven fertilizer intensity. The method can also be used to estimate the effect of fertilizer unevennesses on leaching.

The models which have been developed can be summarized under the title second degree polynomials. Since these are linear in their parameters the net effect of the quality of fertilizer distribution can be derived to the variance and the auto-correlation.

As mentioned in the introduction, loss calculations of unevennesses between independent sub-areas were demonstrated. The report shows that loss calculation of unevennesses between dependent sub-areas is possible and a description is given.

It is mainly the very local variations which can be referred to dependent sub-areas. A total variation can be estimated by variation between and within the afflicted limitation. The total effects of unevennesses can, correspondingly, be calculated by superimposing effects of unevennesses between dependent and independent sub-areas. A division of this kind can be recommended since, for example, unevennesses between independent and dependent sub-areas comprise two different problems which can advantageously be dealt with independently.

The experiences and the model proposals presented comprise an important part of the work. The continued work should now be directed at condensing the results obtained and following-up with tests, experiments and calculations. A condition should also be that, following a mathematical analysis and thorough preparatory work, the model hypotheses are further developed. The future work should be conducted so that soil variations in experiments can be filtered before the actual analysis of the influence of local unevennesses. For this task there are theories within other disciplines, for example within system analysis, picture processing and geostatistics. During recent years new methods of considering soil heterogeneity have also been presented, for example under the name of NN-analysis (Nearest Neighbour).

This work has created a new approach within applied research. Analyses on single rows can supplement other research experiments. The work also illustrates that in analysis of average plot values it is also possible to consider, for example, the variations of growth factors within experimental plots. This is a realistic alternative within applied research.

LITTERATURFÖRTECKNING

LITTERATURFÖRTECKNING

- Anderson, R. L. Distribution of Serial Correlation Coefficient.
Ann.Math.Statist. 8, No. 1. 1941.
- Bergström, E. T. Effekter av ojäm konstgödsselfördelning - En problempresentation. Seminarieuppsats, Inst. för arbetsmetodik och teknik, SLU, 1979
- Burema, H. J. 1970. Evenness of spread of spinner broadcasters. Research Report 1, 1970. Institute of Agricultural Engineering and Rationalization, Wagening, Holland.
- Clark, I. 1979. Practical Geostatistics. Applied Sci. Publ Ltd, London, 1982.
- Dunn, O. J. & Clark, V. A. Applied statistics: Analysis of Variance and Regression. John Wiley & Sons, Inc., 1974. p28.
- Hansen, E., 1971 Analyse af Hydrologiske Tidsserier. Polyteknisk Forlag, Danmark, 1971.
- Hanway, J. & Dumenil, L. 1955. Predicting nitrogen fertilizer needs of Iowa soils: III use of nitrate productions together with other information as a basis for making nitrogen fertilizer recommendation for corn in Iowa, Soils Sci. Soc. Am. Proc. 19:77-78.
- Hollman, W. 1962. Untersuchungen über die Düngerverteilung von Schleuderstreuern, Diss. Technischen Universität Berlin.
- Holmes, M. R. J. 1968. An assessment of the Agronomic Requirements of Fertilizer Application, J. Proc. Instn. Br. Agric. Engrs. 23:120-124.
- Jensen, D. & Pesek, J. 1962. Inefficiency of Fertilizer use Resulting from Nonuniform Spatial Distribution, I. Theory, Soil Sci. Soc. Am. Proc. 26:170-173.
- _____. II Yield Losses Under Selected Distribution Patterns, 26:174-178.
- Kirkham, M. B. 1979. Plant-Water relations and Yield losses of Wheat on Ridges tilled in the East-West direction. The 8th Conference of the International Soil Tillage Research Organization, ISTRO, Bundesrepublik Deutschland, 1979.
- Luts, J. A., Jones G. B., Hawkins, G. W. & Hutcheson, T. B. 1975. Effect of Uneven Spreading of Fertilizer on Crop Yields, Agr. J. 67(1975):4,526-529.
- Langedale, G. W., Myhre D. L. & Miller R. J. Nonuniform Distribution of Fertilizer and Its Effect on Corn Yields. Agron. J. 63(1971):3,415-417.,
- Mitchell, D. 1975. Field Trials on Uneven Fertilizer Application by a Laterat Spread Distributor, Expl. Husb. 28:35-43.
- Nilsson, L. G. 1972. Effects on uneven nitrogen fertilization on Spring wheat. Diss. Department of Soil Science. The Agricultural Collage of Sweden, Uppsala.
- Ostanin, A. I., Yanishevskii, F. V. 1973 Effect of uneven distribution of fertilizers on yield of cereal crops. Agrokhima (1973), No. 1, 11-19.

LITTERATURFÖRTECKNING

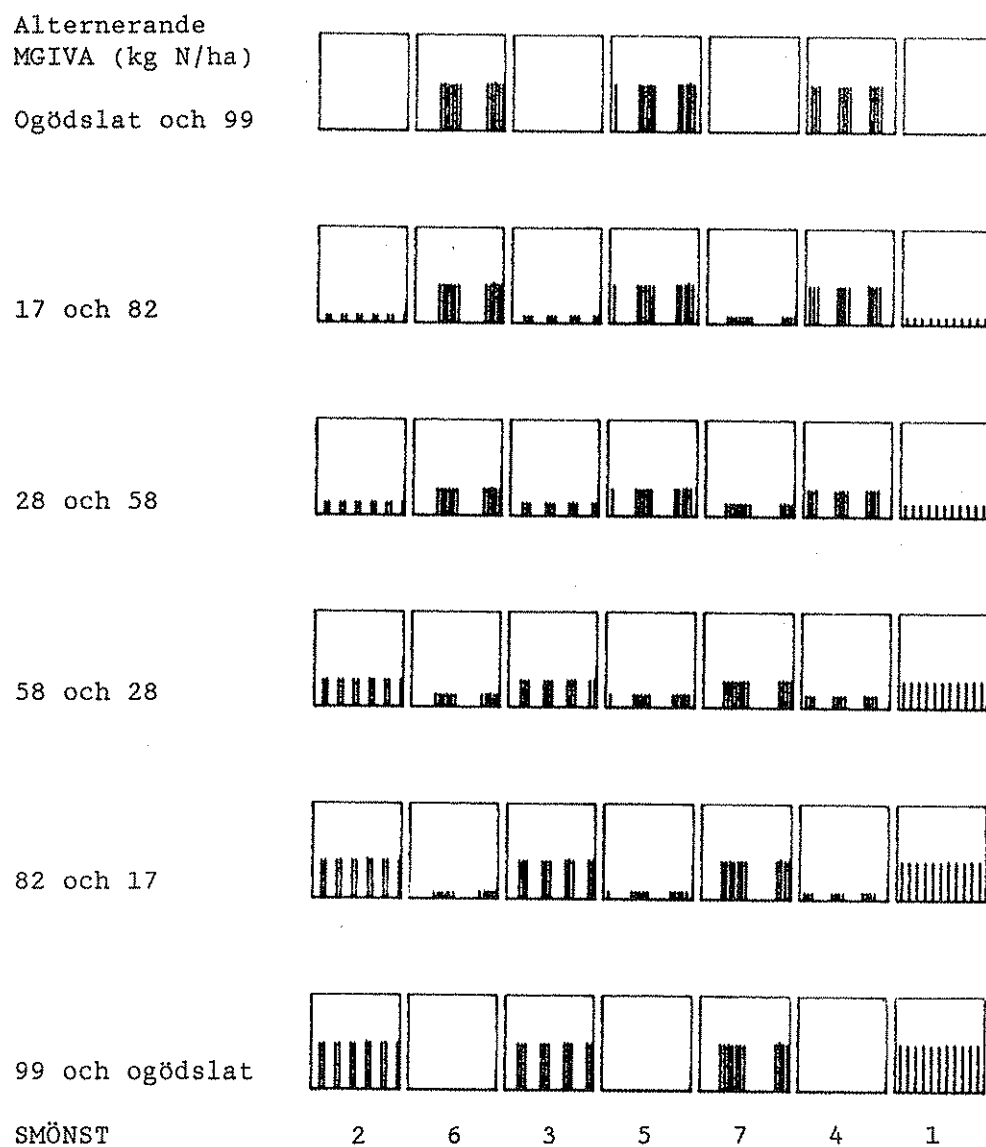
- Peregudov, V. N., Ovchinnicova, N. G. 1970. Effect of uneven distribution of fertilizers on yield. Vest. sel', Khoz, Nauki, Mosl, No 1, 11-17.
- Prummel, I. & Datema, P. 1962. Strooiregelmaat van Kunstmeiststrooiers en de betenkenis daarvab vooe de pobrengst, Landbouwmeehanizatie, 13:455-458.
- Seeger, O. P. Professor i statistik vid Sveriges Lantbruksuniversitet.
- Smith, F. H. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. Journ. Agric. Sci. 28:part 1,1-23.
- Snedecor, W. and Cochran, W.G., 1967. Statistical Methods. The Iowa State University Press Ames, Iowa, U.S.A.(1969)
- Sorensen, R. C. & Wiese, R. A. 1977. Characterization of Yield and Economic Loss from Nonuniform Fertilizer Distribution Using Computer Simulation, Soil Sci. Soc. Am. J. 41:382-385.
- Speelman, L. 1979. Features of a Sprout Broadcaster in The Process of Granular Fertiliser Application, Diss. Communications Agricultural Uneversity Wageningen, The Netherlands.
- Wilkinsson G. N., Eckert S. R., Hancock, T. W. & Mayo, O.. 1982 Nearest Neighbour (NN) Analysis of Field Experiments. J. R. Statist.Soc.B(1983). 45.No.2,151-211.
- Williams, R. M. 1952 Experimental designs for serially correlated obsevation. Biometrika, 39, 151-167.
- Wonnacott, T.& Wonnacott, R., 1972. Introductory Statistics. John Wiley & Sons, Inc., New Yory,USA.
- Yevjevich, V., 1972 Stochastic Processes in Hydrology. LithoCrafters, Ann Arbor, Michigan, U.S.A.
- Zaslavsky, D. & Mokady, R. S. 1966. Non-uniform Distribution of Phosphorus Fertilizers: An Analytical Approach. Soil Sci. 104:1-6.
- Zschuppe, H. 1968. Untersuchungen über den Einfluss der Streuergenauigkeit von Düngerstreuern auf den Pflanzenertag, Archiv für Landtechnik, Berlin, Bd, 7. 1968: Heft 1, 111-1120

BILAGA A

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

<u>Figur</u>		<u>sid</u>
A.1	1979 års fältplan	A:2
A.2	1979 års översiktsplan	A:3
A.3	1980 års fältplan	A:3
A.4	1980 års översiktsplan	A:4
A.5	1981 års fältplan	A:4
A.6	1982 års fältplan	A:5

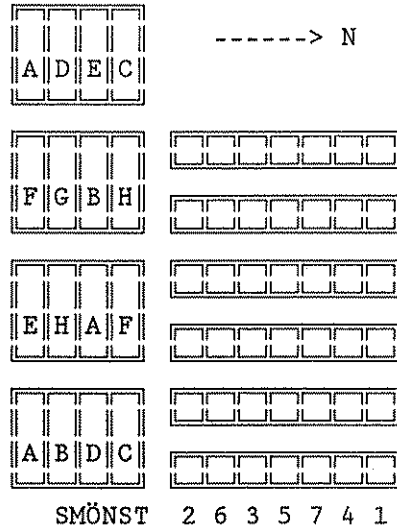
BILAGA A



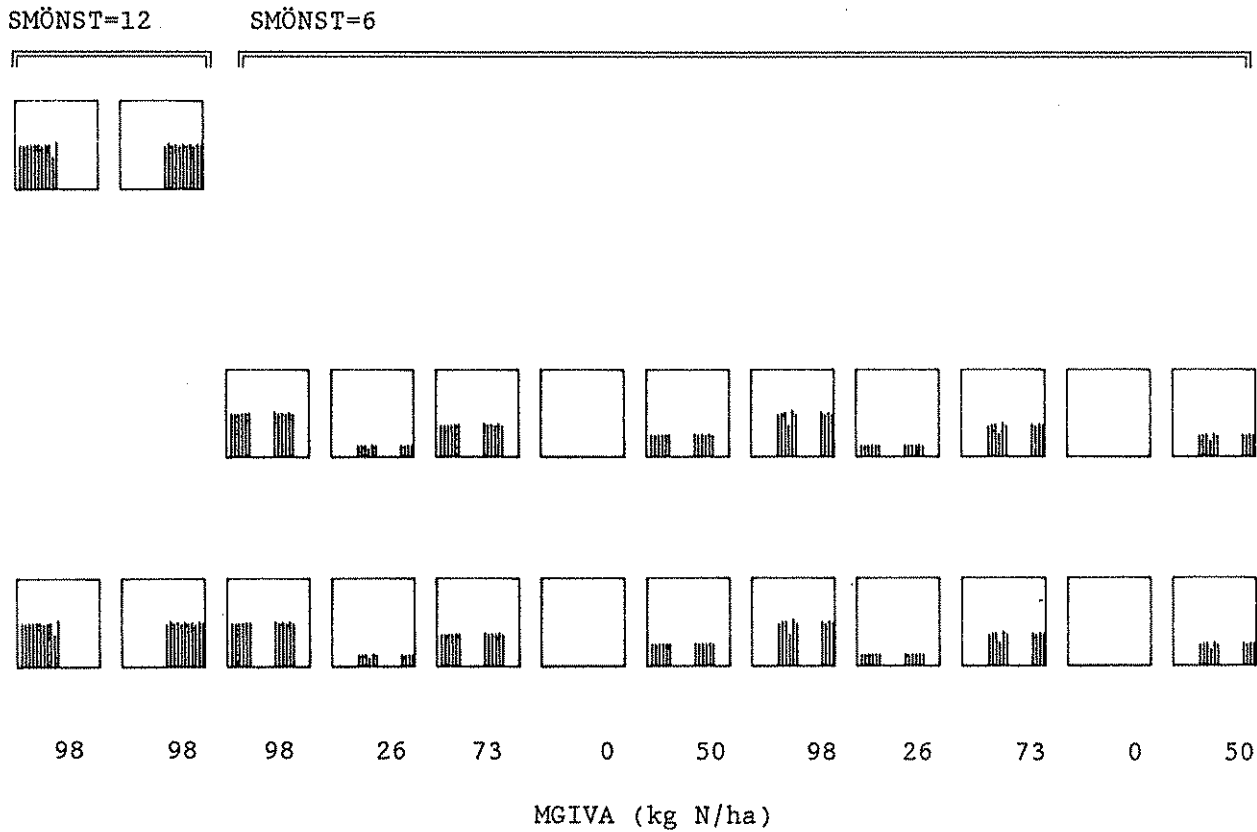
Figur A.1 1979 års fältplan. Varje streck motsvarar den utlagda mängden kväve i varje såradsmellanrum.

BILAGA A

led	kg N/ha
A	0
B	33.7
C	55.8
D	85.8
E	114.2
F	146.2
G	172.6
H	198.0



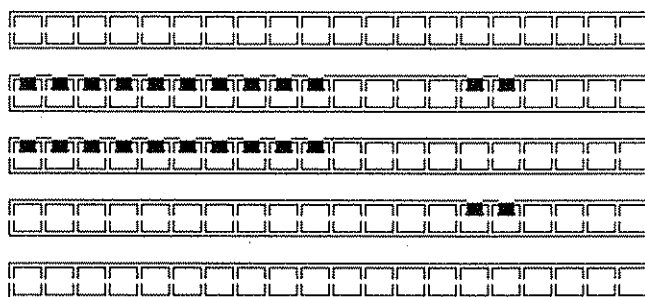
Figur A.2 1979 års hela fältplan.



Figur A.3 1980 års fältplan. Varje streck motsvarar den utlagda mängden kväve i varje såradsmellanrum.

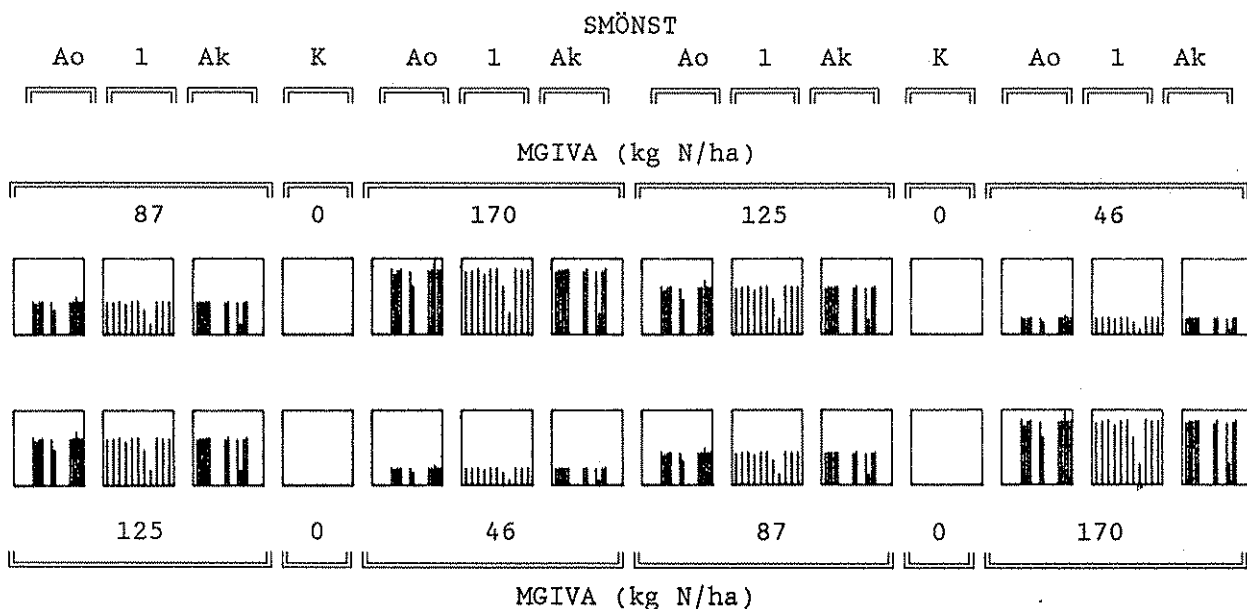
BILAGA A

Giva C A D B E C A D B E D D D D E E D B C E
 SMÖNST 6 1 12 1
 Komplement o o o o o k k k k k o k o k o k o o o o



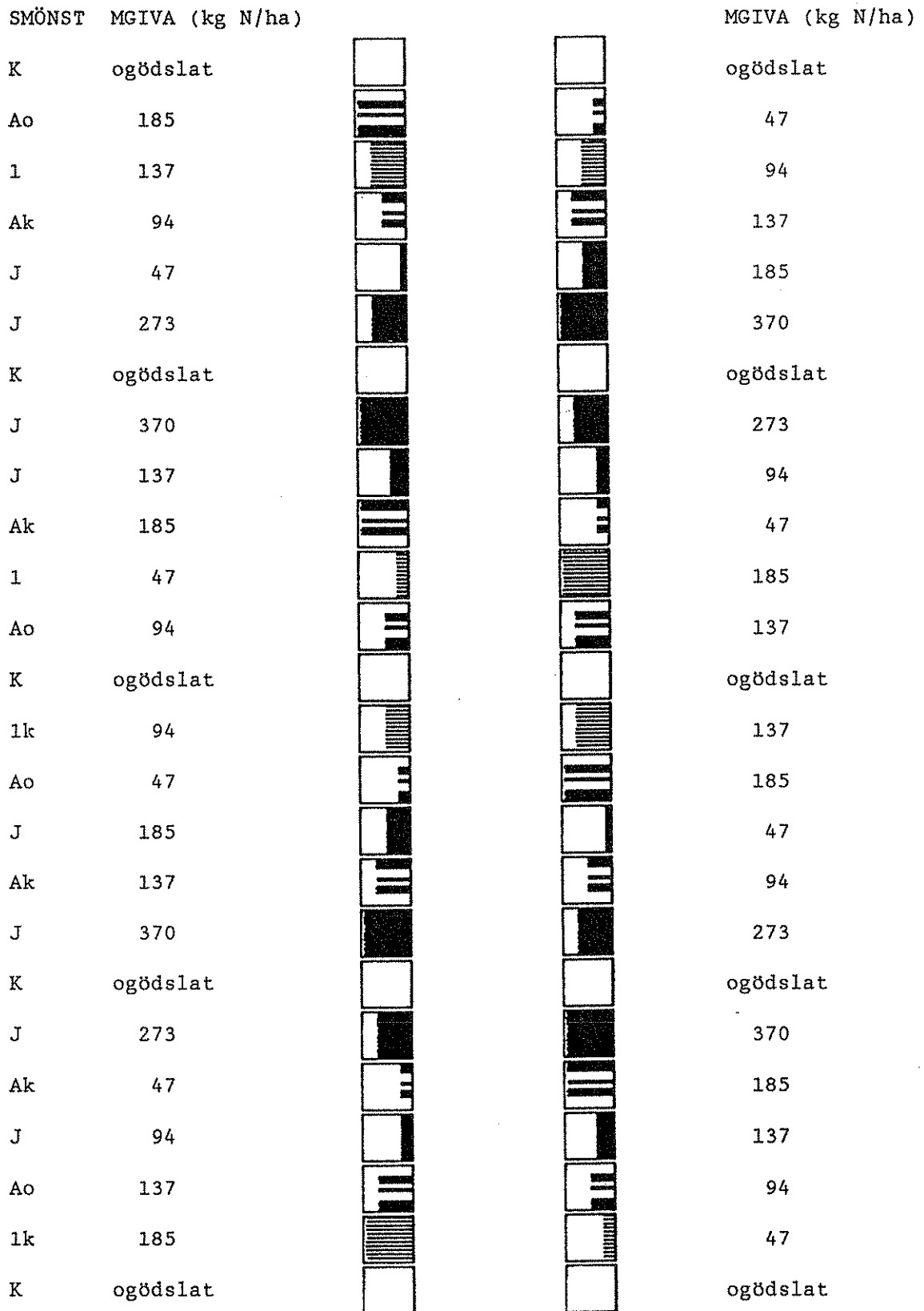
A=0, B=26, C=50, D=73 och E=98 kg N/ha.

Figur A.4 Hela 1980 års fältplan. ■ symboliserar att rutan skördats radvis. Övriga rutor skördetröskades. Komplement (o) avser definierad spridningsbild enl. figur 5.3 och (k) dess komplement.



Figur A.5 1981 års fältplan. Varje streck motsvarar den utlagda mängden kväve i varje såradsmellanrum.

BILAGA A



Figur A.6 1982 års fältplan. Varje streck motsvarar den utlagda mängden kväve i varje såradsmellanrum.

BILAGA B

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

<u>Tabell</u>	<u>sid</u>
Tabell B.1-B.5 Gemensam text	B:3
Tabell B.1	B:4
Tabell B.2	B:5
Tabell B.3	B:6
Tabell B.4	B:7
Tabell B.5	B:8
Tabell B.6	B:9
Tabell B.7	B:10
Tabell B.8	B:10
Tabell B.9	B:10
Tabell B.10	B:10
Tabell B.11	B:11
Tabell B.12	B:11
Tabell B.13	B:12
Tabell B.14	B:12
Tabell B.15	B:12
Tabell B.16	B:13
Tabell B.17	B:13
Tabell B.18	B:13
Tabell B.19	B:13
Tabell B.20-B.23 Gemensam text	B:14
Tabell B.20	B:14
Tabell B.21	B:14
Tabell B.22	B:15
Tabell B.23	B:15
Tabell B.24	B:16
Tabell B.25	B:16
Tabell B.26	B:17
Tabell B.27	B:17
Tabell B.28	B:17
Tabell B.29	B:17
Tabell B.30	B:18
Tabell B.31	B:18
Tabell B.32	B:19
Tabell B.33	B:19
Tabell B.34	B:20
Tabell B.35	B:20
Tabell B.36	B:21
Tabell B.37	B:22
Tabell B.38	B:22
Tabell B.39	B:23
Tabell B.40	B:24
Tabell B.41	B:24
Tabell B.42	B:24
Tabell B.43	B:25
Tabell B.44	B:26
Tabell B.45	B:26
Tabell B.46	B:27
Tabell B.47	B:27
Tabell B.48	B:27

BILAGA B

Tabell B.49	B:28
Tabell B.50	B:28
Tabell B.51	B:29
Tabell B.52	B:29
Tabell B.53	B:30
Tabell B.54	B:30
Tabell B.55	B:31
Tabell B.56	B:31
Tabell B.57	B:32
Tabell B.58	B:32
Tabell B.59-B.65	Gemensam text	B:32
Tabell B.59	B:33
Tabell B.60	B:33
Tabell B.61	B:33
Tabell B.62	B:34
Tabell B.63	B:34
Tabell B.64	B:34
Tabell B.65	B:35
Tabell B.66	B:35
Tabell B.67	B:35
Tabell B.68	B:36
Tabell B.69	B:37
Tabell B.70	B:38
Tabell B.71	B:39
Tabell B.72	B:39
Tabell B.73	B:39
Tabell B.74	B:40

BILAGA B

Tabell B.1-B.5: Tabellerna ger aritmetiska medelvärden baserat på AVKM. AVKM ger kärnskoroden i kg per hektar. STD står för Standard Deviation, n är antal observationer (AVKM) och XF motsvarar utlagd medelgödselgiva baserad på XF. Medelgödselgivan är beräknad utan hänsyn till osäkra observationer. Kolumner motsvarar olika placeringsmönster (SMÖNST) och tabellrader motsvarar olika gödselgivor (MGIVA).

1979 års försök saknar upprepning av MGIVA*SMÖNST, undantaget ogödslat (kontroll). Varje tabellvärde, undantaget kontroll, motsvarar därför en RUTA (se tabell B.1).

1980 års försök innefattade endast SMÖNST 6 kompletterad med SMÖNST 12 för högsta givan. Medelvärden presenteras i tabell B.2. Notera hur STD ökar med ökad MGIVA.

Försöket 1981 innefattade jämnt och ojämnt gödslat enligt SMÖNST Ao, 1 och Ak (se avsnitt 5.3 "Definition av spridningsmönster".) I tabell B.3 ges medelvärden uppdelade efter SMÖNST och MGIVA. I tabellen återges också SMÖNST Ao och Ak sammantaget till SMÖNST A.

Motsvarande tabeller för 1982 är två till antalet. I tabell B.4 presenteras medelvärden uppdelade på SMÖNST Ao, Ak, 1o, 1k och J (se avsnitt 5.3). I tabell B.6 särbeaktas inte komplementterande spridningsmönster. Tabellen återger också SMÖNST 1 och J sammantaget (1+J) vilket avser att representera jämnt gödslat.

BILAGA B

Tabell B.1. Medelvärden för 1979 års försök baserade på AVKM och RAD 5-20 uppdelade efter MGIVA och SMÖNST. (Se även före denna tabell).

SMÖNST									
Variabel	K	1	2	3	4	5	6	7	Total
<u>MGIVA = 0</u>									
AVKM	3561								3561
STD	463								463
n	96								96
XF	0								0
<u>MGIVA = 17</u>									
AVKM		3691	3402	4122	4048	3431	4209	4087	3904
STD		162	464	270	364	50	455	465	471
n		14	14	14	9	2	12	16	81
XF		17	17	17	17	17	17	17	17
<u>MGIVA = 28</u>									
AVKM		3471	4510	4400	3229	4341	4415	3949	4071
STD		149	447	525	696	607	480	561	704
n		8	13	16	16	14	16	16	99
XF		28	28	28	28	28	28	28	28
<u>MGIVA = 58</u>									
AVKM		3493	4450	4500	4529	4559	4602	4374	4328
STD		339	542	702	846	746	912	1158	877
n		16	9	7	16	14	14	16	92
XF		58	58	57	57	57	57	57	57
<u>MGIVA = 82</u>									
AVKM		4632	4706	4822	4674	4687	3755	4610	4572
STD		436	854	1055	903	990	966	1296	965
n		16	12	6	16	16	10	16	92
XF		82	82	82	82	81	81	81	82
<u>MGIVA = 99</u>									
AVKM		4528	4524	4402	4642	4751	5492	4194	4621
STD		439	868	874	956	1163	907	941	949
n		12	16	14	14	14	11	14	95
XF		99	100	99	99	99	99	99	99
<u>TOTAL</u>									
AVKM	3561	3997	4300	4389	4230	4549	4501	4244	4178
STD	463	616	814	678	975	905	905	947	855
n	96	66	64	57	71	60	63	78	555
XF	0	57	57	57	57	56	56	56	47

BILAGA B

Tabell B.2. Medelvärden för 1980 års försök baserade på AVKM och RAD 5-20
 uppdelade efter MGIVA och SMÖNST. (Se även före tabell B.1)

Variabel	SMÖNST			Total
	K	6	12	
<u>MGIVA = 0</u>				
AVKM	2279			2279
STD	218			218
n	64			64
XF	0			0
<u>MGIVA = 26</u>				
AVKM		2995		2995
STD		567		567
n		64		64
XF		26		26
<u>MGIVA = 50</u>				
AVKM		3664		3664
STD		1042		1042
n		64		64
XF		50		50
<u>MGIVA = 73</u>				
AVKM		3974		3974
STD		1308		1308
n		64		64
XF		73		73
<u>MGIVA = 98</u>				
AVKM		3963	3560	3760
STD		1475	1395	1444
n		63	64	127
XF		98	98	98
<u>TOTAL</u>				
AVKM	2279	3648	3560	3404
STD	218	1210	1395	1248
n	64	255	64	383
XF	0	62	98	58

BILAGA B

Tabell B.3. Medelvärden för 1981 års försök baserade på AVKM och RAD 5-20 uppdelade efter MGIVA och SMÖNST. SMÖNST A är SMÖNST Ao och Ak sammantaget. (Se även före tabell B.1)

Variabel	SMÖNST				Total	SMÖNST
	K	Ao	l	Ak		A
<u>MGIVA = 0</u>						
AVKM	3617					3617
STD	744					744
n	64					64
XF	0					0
<u>MGIVA = 46</u>						
AVKM		4255	4371	4128	4253	4192
STD		603	550	726	631	664
n		32	32	31	95	63
XF		42	40	44	42	43
<u>MGIVA = 87</u>						
AVKM		4134	4144	3538	3939	3836
STD		979	783	1140	1009	1096
n		32	32	32	96	64
XF		79	77	83	80	81
<u>MGIVA = 125</u>						
AVKM		4696	4683	4453	4611	4575
STD		749	672	1139	875	964
n		32	32	32	96	64
XF		115	111	120	115	117
<u>MGIVA = 170</u>						
AVKM		4311	4585	4928	4608	4620
STD		890	436	1129	895	1055
n		32	32	32	96	64
XF		155	150	163	156	159
<u>TOTAL</u>						
AVKM	3617	4349	4446	4263	4247	4306
STD	744	835	651	1156	920	1007
n	64	128	128	127	447	255
XF	0	98	95	102	84	100

BILAGA B

Tabell B.4. Medelvärden för 1982 års försök baserade på AVKM och RAD 5-20 uppdelade efter MGIVA och SMÖNST. (Se även före tabell B.1)

SMÖNST							
Variabel	K	Ao	lo	Ak	J	lk	Total
<u>MGIVA = 0</u>							
AVKM	4616						4616
STD	428						428
n	154						154
XF	0						0
<u>MGIVA = 47</u>							
AVKM		4685	5007	5119	4864	5016	4923
STD		408	269	522	344	246	423
n		30	15	32	32	16	125
XF		47	46	47	47	47	47
<u>MGIVA = 94</u>							
AVKM		4877	5334	4681	5068	4931	4938
STD		365	231	308	375	252	381
n		31	16	32	30	16	125
XF		94	94	94	94	95	94
<u>MGIVA = 137</u>							
AVKM		4986	4659	5039	4924	4908	4931
STD		307	324	427	481	203	391
n		30	16	31	29	16	122
XF		136	135	136	141	137	137
<u>MGIVA = 186</u>							
AVKM		4379	5097	4707	4775	4170	4613
STD		385	254	433	350	491	474
n		32	14	30	31	16	123
XF		185	184	185	189	186	186
<u>MGIVA = 273</u>							
AVKM					5112		5112
STD					395		395
n					63		63
XF					273		273
<u>MGIVA = 370</u>							
AVKM					4944		4944
STD					366		366
n					63		63
XF					370		370
<u>TOTAL</u>							
AVKM	4616	4727	5022	4888	4968	4756	4834
STD	428	432	365	467	398	464	447
n	154	123	61	125	248	64	775
XF	0	116	115	116	219	116	126

BILAGA B

Tabell B.5. Medelvärden för 1982 års försök baserade på AVKM och RAD 5-20 uppdelade efter MGIVA och SMÖNST. (1+J) är SMÖNST 1 och J sammantaget. (Se även före tabell B.1)

Variabel	SMÖNST				Total	SMÖNST
	K	A	1	J		1+J
<u>MGIVA = 0</u>						
AVKM	4616				4616	
STD	428				428	
n	154				154	
XF					0	
<u>MGIVA = 47</u>						
AVKM		4909	5012	4864	4923	4937
STD		515	253	344	423	309
n		62	31	32	125	63
XF		47	47	47	47	47
<u>MGIVA = 94</u>						
AVKM		4777	5133	5068	4938	5101
STD		349	314	375	381	343
n		63	32	30	125	62
XF		94	94	94	94	94
<u>MGIVA = 137</u>						
AVKM		5013	4783	4924	4931	4850
STD		371	294	481	391	397
n		61	32	29	122	61
XF		136	136	141	137	138
<u>MGIVA = 186</u>						
AVKM		4538	4603	4775	4613	4690
STD		438	612	350	474	500
n		62	30	31	123	61
XF		185	185	189	186	187
<u>TOTAL</u>						
AVKM	4616	4808	4886	4906	4796	4896
STD	428	457	437	399	448	418
n	154	248	125	122	649	247
XF	0	116	116	118	88	117

BILAGA B

Tabell B.6. Medelavkastning efter olika SMÖNST samt avkastningen efter 58 kg kväve per hektar under olika SMÖNST. (1979 års försök)

SMÖNST	Rutskörd efter 58 kg N/ha	Medelavkastning	Skillnad
1	3493	3997	-504 ¹⁾
2	4450	4300	150
3	4500	4389	110
4	4529	4230	299
5	4559	4549	10
6	4602	4501	101
7	4347	4244	103
Medelskillnad			38
(exkl. SMÖNST 1 ger 129)			

1. Differensen för SMÖNST 1 om -504 kg kärna/ha berodde till stor del på kvickrotsbemängda partier av försöksytan.

I tabell B.7 ges några beräknade skillnader av ojämnheter mellan rutor jämfört med avkastning efter rutor gödslade med motsvarande medelgödselgiva för 1980 års försök.

Tabell B.7. Viktsfaktorer för/och kontraster beräknade utifrån AVKM16medel och 1980 års försök

Viktsfaktorer för nivå av MGIVA					Kontrast	
0	26	50	73	98	kärnskörd	gödsel
-1/2	1	-1/2			23	+1
	-1/2	1	-1/2		180	+0.5
		-1/2	1	-1/2	157	-1
-1/2		1		-1/2	540	+1

I tabell B.8 ges gödslings effekter och skillnader efter olika SMÖNST för 1981 baserat på tabell B.3.

Tabell B.8. Skörd efter gödslade rutor jämfört med ogödslat samt skillnad efter rutor med jämn resp. ojämna gödselintensitet och 1981 års försök, baserat på AVKM16. Aktuell medelgödselgiva placerad mellan RAD 4 och 20 anges inom parentes

MGIVA	Gödslings effekt				Kontrast
	Jämnt (SMÖNST 1)		Ojämnt (SMÖNST A)		
0	Kontroll=3617				
46	(40)	754	(43)	572	182
87	(77)	527	(81)	219	308
125	(111)	1066	(117)	957	109
170	(150)	967	(159)	1002	-35
Medel	(95)	829	(100)	688	141

BILAGA B

Tabell B.9. Kontraster mellan jämnt och ojämnt gödslat för 1981 års försök beroende på hur många av de 23 raderna som beaktas. Beräknat på AVKn och AVKMn

MGIVA	RAD	1-23	2-23	2-22	3-22	3-21	4-20	5-20	5-20	5-19
	AVK23	AVKM22	AVK21	AVKM20	AVK19	AVK17	AVKM16	AVK16	AVK15	
							1)			
46	182	222	230	217	161	189	202	185	154	
82	260	315	363	336	279	329	308	250	284	
125	150	176	165	151	107	112	109	82	104	
170	-22	57	142	77	4	12	-35	-29	-88	
Medel	142	192	226	195	138	160	145	122	114	

1. Motsvarar kontraster i tabell B.8. Avvikelsen efter 46 kg N/ha beror på hur "missing values" beaktats.

I tabell B.10 ges gödslings effekter och skillnader efter olika SMÖNST för 1982 baserat på tabell B.5. I figur C.10 presenteras medelvärden till 1982 års försök i diagramform.

Tabell B.10. Viktsfaktorer för/och kontraster beräknade på hela rutskördar och 1982 års försök. Gödslings effekt inom parentes

MGIVA	Viktsfaktorer för SMÖNST			Kontrast kärnskörd (viktat)	Genomsnittlig gödslings effekt
	A	1	J		
47	(293)	(396)	(248)		(307)
		-1	1	-148	
	-1		1	-45	
	-1	1		103	
94	(161)	(517)	(452)		(322)
		-1	1	-65	
	-1		1	291	
	-1	1		356	
137	(397)	(167)	(308)		(315)
		-1	1	141	
	-1		1	-89	
	-1	1		-230	
185	(-78)	(-13)	(159)		(-3)
		-1	1	172	
	-1		1	237	
	-1	1		65	
Totalt	(192)	(270)	(290)		(180)
		-1	1	20	
	-1		1	98	
	-1	1		78	

BILAGA B

Tabell B.11. Några statistiska mått efter modellen $AVKM16 = Int + mgiva_i + res_{i,j}$ och olika år

År	F	R ²	CV	MS _{ruta}
1979	8.0	0.53	9.5	156512
1980	20.7	0.81	9.3	101027
1980 ^{1,2}	19.7	0.85	8.7	88092
1981	3.2	0.36	12.7	289358
1982	2.7	0.28	6.0	85176

1. Modell $AVKM16 = Int + mgiva_i + smönst_j + res_{i,jk}$

Tabell B.12. Duncan's multiple range test för olika MGIVA och år. Medelvärden i samma grupp är ej signifikant skilda på 5 %'s signifikansnivå

År	Grupp	n	MGIVA	AVKM16 medel	Skördeökning
1979	a	7	99	4648	1088
	a	7	82	4555	995
	a b	7	58	4358	798
	c b	7	28	4045	595
	c d	7	17	3856	296
	d	7	0	3560	0
1980	a	4	98	3969	1690
	a	4	73	3974	1695
	a	4	50	3664	1385
	a	4	98 ^{1,2}	3560	1281
	b	4	26	2995	716
	c	4	0	2279	0
1981	a	6	125	4611	994
	a	6	170	4609	982
	a b	6	46	4250	633
	a b	6	87	3939	322
	b	4	0	3617	0
1982	a	4	273	5116	490
	a b	8	94	4945	319
	a b	4	370	4944	318
	a b	8	137	4934	308
	a b	8	47	4916	290
	b	10	0	4626	0
	b	8	185	4620	-16

1. Modell $AVKM16 = Int + mgiva_i + smönst_j + res_{i,jk}$

BILAGA B

Tabell B.13. Avvikelser för de sju mest avvikande rutskördarna med 1979 års försök. Markeringarna 1) och 2) ansluter till tabell B.37. Markering 3) ger avvikelse från modellvärde efter modell $AVKM = Int + mgiva_{1j} + res_{1j}$ sedan avvikarna undandragits beräkningen och markering 4) ger skattade avvikelser efter modell $AVKM16 = Int + mgiva_{1j} + dummy_{1j} + res_{1j}$

RUTA	MGIVA	SMÖNST	Baserat på anpassning av			
			1) AVKM	2) AVK1	3) AVKM	4) AVKM16
2	0	K	-702	-618	-794	-703
20	28	4	-992	-1008	-1087	-1063
21	58	1	-1174	-1212	-1010	-1072
28	28	1	-773	-767	-844	-883
29	18	2	-603	-545	-624	-484
30	82	6	-477	-455	-915	-428
37	99	6	+705	+622	+985	+949

Tabell B.14. Estimerade kontraster för 1981 års försök efter modellen $AVKM16 = Int + rows2_{1j} + treat2_{1j} + res_{1j}$. Kontraster mellan jämnt och ojämnt är ej signifikant skilda från noll. Aktuell medelgödselgiva omfattad av AVKM16 ges inom parentes. Tabellen är analog med tabell B.8

MGIVA	Gödslingsseffekt		Kontrast		
	Jämnt (SMÖNST 1)	Ojämnt (SMÖNST A)			
0	Kontroll=3462				
46	(40)	820	(43)	463	357
87	(77)	1052 *	(81)	572	480
125	(111)	1592 **	(117)	1310 ***	281
170	(150)	1033 *	(159)	893 *	140
Medel	(95)	1124 ***	(100)	810 ***	315

Tabell B.15. Avvikelser mot medelvärde för ROWS2

ROWS2	Avvikelse
2	-995
4	-292
6	142
8	258
10	252
12	690
14	34
Medel	0

BILAGA B

Tabell B.16. Estimerade kontraster för 1981 års försök efter modellen $AVKM_{16} = \text{Int} + (\text{rows}2 * \text{col})_1 + \text{treat}2_j + \text{res}_{1,jk}$. Samtliga presenterade gödslings effekter är signifikant skilda från noll. Tabellen är analog med tabell B.8

MGIVA	Gödslings effekt				Kontrast
	Jämmt (SMÖNST 1)		Ojämmt (SMÖNST A)		
0	Kontroll=3463				
46	(40)	956	(43)	727	230
87	(77)	1419	(81)	910	509 **
125	(111)	1225	(117)	973	252
170	(150)	896	(159)	629	267
Medel	(95)	1124	(100)	810	315 **

Tabell B.17. Viktsfaktorer för/och kontraster beräknade utifrån LSMEANS för MGIVA och 1981 års försök efter modellen bakom tabell B.16

Viktsfaktorer för nivå av MGIVA					Kontrast	
0	46	87	125	170	kärnskörd	gödsel
-1/2	1	-1/2			246	2.5
	-1/2	1	-1/2		386	1.5
		-1/2	1	-1/2	68	-3.5
-1/2		1		-1/2	971	2

Tabell B.18. Avvikelser från medelvärdet av ROWS2*COL efter anpassningen bakom tabell B.16

ROWS2	COL	Avvikelse	ROWS2	COL	Avvikelse	Medelavvikelse
2	1	-480	2	2	-1511	-996
4	1	33	4	2	-658	-313
6	1	-187	6	2	471	142
8	1	-16	8	2	530	257
10	1	34	10	2	470	252
12	1	1127	12	2	110	619
14	1	-20	14	2	87	34
Medel	1	70.1	2	2	-71.6	-0.7

Tabell B.19. Medelvärden och MS_{α} för ogödslade rutor baserad på AVKM respektive AVK1 för RAD 5-20 samt kvoten mellan dessa och DW-d

År	Frekvens	n	AVKM	AVK1	MS_{avkm}	MS_{avk1}	Kvot	DW-d
1979	112	96	3561	3552	214675	388964	1.81	1.79
1980	64	64	2279	2280	47681	98697	2.07	2.07
1981	64	64	3617	3598	554265	1118074	2.02	2.02
1982	160	154	4616	4627	183210	565068	3.08	2.70 *
79-82	400	378	3783	3786	904012	1209516	1.32	1.01 *

BILAGA B

Tabell B.20-B.23: I tabell B.20 ges en beräknad kvot mellan MS_n och MS_m där n och m syftar på hur många bredvidliggande avvikelser som bildar medelvärde. KVOT syftar på motsvarande väntevärde.

I tabell B.20 ges beräknade MS_i för glidande medelvärden av avvikelser för en, två, tre respektive fyra observationer. (Index i syftar på antal bredvidliggande rader i varje medelvärde.) I tabellen presenteras också beräknade kvoter samt KVOT. $KVOT_{nm} = \text{Var}(\text{RES}_n) / \text{Var}(\text{RES}_m)$ där m och n återger antalet bredvidliggande avvikelser (RES) i varje observation. KVOT avser förväntad kvot under hypotesen, oberoende normalfördelade avvikelser.

I tabell B.21 som exempel ges fyra variansskattningar, tre kovariansskattningar för bredvidliggande respektive två kovariansskattningar för observationer med en observation mellan etc. Detta beror på att variansskattningarna kommer att gälla för RAD 4-17, 5-18, 6-19 respektive 7-20.

I tabell B.22 presenteras korrelationskoefficienter, "prob-värden" och antal observationer för glidande medelvärden av samma avvikelser och i tabell B.21 presenteras motsvarande kovariansskattningar.

I tabell B.23 redovisas korrelationskoefficienter respektive kovariansskattningar för de enskilda åren. I tabellen presenteras värden vilka motsvarar diagonaler enligt uppställningen i tabellerna B.21 och B.22.

Tabell B.20. MS_i där i avser antal rader, kvoter mellan dessa och KVOT samt DW-d. (Se även texten ovan denna tabell)

	MS_i	kvot	KVOT	kvot	KVOT	kvot	KVOT	DW-d
En rads residual	179776							
Medel av två raders residual	76729	2.3	2	4.5	3	6.8	4	2.3
Medel av tre raders residual	40401	1.9	1.5	2.9	2			2.6
Medel av fyra raders residual	26569	1.5	1.33					

Tabell B.21. Kovariansskattningar för residualer av närliggande observationer sedan variationen mellan YEAR, RUTA(YEAR) och RAD(YEAR) plockats bort. (RES_i är i :te residualen, RES_{i-1} är närmast föregående residual etc.) (Se även före tabell B.20)

	RES_i	RES_{i-1}	RES_{i-2}	RES_{i-3}
RES_i	167318	-46426	1658	-9447
RES_{i-1}		170638	-44656	-2914
RES_{i-2}			174185	-37101
RES_{i-3}				168486

BILAGA B

Tabell B.22. Korrelationskoefficienter för residualer motsvarande tabell B.21.
/Prob värde under nollhypotesen: korrelationen=0
/antal ingående observationer. (Se även före tabell B.20)

	RES _t	RES _{t-1}	RES _{t-2}	RES _{t-3}
RES _t	1	-0.283	0.010	-0.056
		0.0001	0.8553	0.3135
	340	331	332	329
RES _{t-1}		1	-0.260	-0.018
			0.0001	0.7510
		341	332	331
RES _{t-2}			1	-0.218
				0.0001
			341	330
RES _{t-3}				1
				339

Tabell B.23. Korrelationskoefficienter och kovariansskattningar för residualer av närliggande observationer sedan variationer mellan RUTA och RAD inom varje enskilt försöksår beaktats. /Prob värde under nollhypotesen: korrelationen=0. /antal ingående observationer. (Se även före tabell B.20)

År	Korrelationskoefficienter mellan RES _t och:			Kovariansskattningar mellan RES _t och:			
	RES _{t-1}	RES _{t-2}	RES _{t-3}	RES _t	RES _{t-1}	RES _{t-2}	RES _{t-3}
				(MS _{RES})			
1979	-0.237	-0.165	-0.086	238124	-54634	-33041	-19847
	0.0199	0.1206	0.4375				
	96	90	83	104			
1980	-0.486	0.321	-0.142	40148	-18689	12372	-5236
	0.0001	0.0123	0.2969				
	64	60	56	64			
1981	-0.232	0.057	0.006	185828	-45592	11159	1080
	0.0648	0.6645	0.9651				
	64	60	56	64			
1982	-0.251	0.029	-0.050	184213	-45102	5432	-9291
	0.0018	0.7265	0.5656				
	154	144	134	158			

BILAGA B

Tabell B.24. Viktsfaktorer för/och kontraster beräknade utifrån LSMEANS efter modellen $AVKM16 = \text{Int} + \text{smönst} * \text{mgiva}_1 + \text{rows}_3 + \text{col}_{1c} + \text{err}_{1jk}$. Gödslingsseffekt inom parentes

MGIVA	Viktsfaktorer för SMÖNST			Kontrast kärnskörd	Genomsnittlig gödslingsseffekt
	A	1	J		
47	(203)	(341)	(210)		(293)
		-1	1	-131	
	-1		1	7	
	-1	1		138	
94	(67)	(382)	(205)		(180)
		-1	1	-177	
	-1		1	138	
	-1	1		315 *	
137	(294)	(33)	(53)		(169)
		-1	1	20	
	-1		1	-241	
	-1	1		-261	
185	(-153)	(-37)	(118)		(-56)
		-1	1	155	
	-1		1	271	
	-1	1		116	
Totalt	(103)	(180)	(147)		(147)
		-1	1	-33	
	-1		1	44	
	-1	1		77	

Tabell B.25. Modellvärden för MGIVA och PATTERN1 relaterat till ogödslat efter modellen $AVK1 = \text{Int} + (\text{pattern1} * \text{mgiva})_1 + \text{dummy}_3 + \text{res}_{1jk}$, med resp. utan dummy-variabel för särbeaktande av de sju avvikande rutorna. (Kontraster beräknade enligt tabell 6.2)

MGIVA	PATTERN1			Kontrast (1)	Kontrast(2)
	0	16	48		
Med dummy-variabel:					
0	0				
17	43	168	828	-268	-134
28	-4	703	1270	70	35
58	-193	1274	1682	530	265
82	-256	1143	2195	174	87
99	-281	1121	1663	430	215
				Medel	187.1
					93.6
Utan dummy-variabel:					
0	0				
17	77	175	862	-295	-147
28	-99	460	1186	-84	-42
58	-88	755	1787	-95	-47
82	-207	1233	2263	205	103
99	-74	1272	1938	340	170
				Medel	14.5
					7.3

BILAGA B

Tabell B.26. Estimerade kontraster utifrån sammansatt spridningsmönster baserade på estimerade parametervärden till olika PATTERN1 efter modellen $AVK1 = Int + pattern1_i + (mgiva * lada)_j + rows3_k + col_1 + rad_m + err_{i,j,k,l,m}$

	PATTERN1			Kontrast
	0	16	48	
Relativa estimat	-192.4	-10.5	0	
Kontrast (1)	-0.5	1	-0.5	86
Kontrast (2)	-0.25	0.5	-0.25	43

Anm. Kontrasterna (1) och (2) motsvarar halva fältet jämnt gödslat med dubbel giva, resp. SMÖNST=2-2 jämfört med varannanradsgödslat (se tabell 6.2).

Tabell B.27. Skattade kontraster till sammansatt spridningsmönster baserat på estimat till PATTERN1 efter modellen $AVK1 = Int + ruta_i + rad_j + pattern1_k + (mgiva * lada)_l + err_{i,j,k,l,m}$

	PATTERN1			Kontrast
	0	16	48	
Relativa estimat	-208.6	-54.0	0	
Kontrast (1)	-0.5	1	-0.5	50
Kontrast (2)	-0.25	0.5	-0.25	25

Anm. Se anm. till föregående tabell.

Tabell B.28. Resultat efter anpassning med 1980 års försöksdata och modell 1.XV

År	Beroende variabel	Parameterestimater			Modellparametrar			
		a	b	c	R ²	F	CV	MSe
1980	AVK1	2215	36.0	-0.110	0.78	686	18.4	393212
	AVKM	2216	35.6	-0.108	0.86	1189	13.6	215778

Tabell B.29. Resultat efter anpassning med AVKM och modell 2.B. Inom parentes ges jämförbara data efter modell 1.XFE taget ur tabell B.31. Samtliga signifikansmått för parametrar och F-tal är bättre än 0.1% där inte annat anges

År	Parameterestimater					Modellparametrar			
	a	b	c	d	e	R ²	F	CV	MSe
1979	3526	21.5	-0.045	-1.55 *	(-0.009)	0.65	251	12.2	259993
	(3500	20.4	-0.050	-	-	0.64	495	12.3	262476)
1980	2234	29.2	-0.073	6.47	-0.035**	0.86	594	13.7	216079
	(2310	34.4	-0.103	-	-	0.86	1127	14.0	226029)
1981	3689	11.8	-0.015*	-3.64	(0.009)	0.44	87	16.3	478045
	(3563	9.7	-0.009	-	-	0.41	159	16.6	494528)
1982	4718	3.44	-0.012	-1.28***	0.008***	0.07	13.6	9.0	187530
	(4692	2.30	-0.005	-	-	0.05	20.6	9.0	190112)

1. Ingen av parametrarna är ensamt signifikant skiljd från noll.

BILAGA B

Tabell B.30. Beräknade parametervärden k_b och k_c efter modell 2.B. k_c är att hänföra till funktionens krökning. DW-d baseras på MSE efter anpassning med AVKM och AVK1 med LADA i modellen

År	AVKM		AVK1		AVK1 (+LADA)		DW-d
	k_b	k_c	k_b	k_c	k_b	k_c	
1979	-0.08	0.09	-0.02	0.21	-0.03	0.16	1.65
1980	0.18	0.19	0.15	0.01	0.19	0.09	1.50
1981	-0.44	-0.40	0.12 ²⁾	-4.04 ²⁾	-0.36	0.04	1.41
1982	-0.59	-0.48	1.44 ²⁾	-1.43 ²⁾	-0.38	0.21	1.81

1. Avvikande resultat beroende av den stora avkastningsskillnaden mellan avkastningen efter såmaskinens främre resp. bakre sålåda.

Tabell B.31. Resultat efter anpassning med modell 1.XFE ($AVK1=a+b \cdot XFE+c \cdot XFE^2$) för enskild observation eller glidande medelvärden. Samtliga "signifikansmått" för parametrar och F-tal är bättre än 0.1 % (0.001) där inte annat anges

ÅR	Ber. variabel	Parameterestimat				Modellparametrar				
		a	b	c	lada ₁	R ²	F	CV	MSe	n
1979	AVK1	3487	20.9	-0.050		0.56	16.1	347	455371	555
	AVK1	3395	21.5	-0.054	+166	0.56	16.0	238	449430	
	AVKM	3500	20.4	-0.050		0.64	12.3	495	262476	
1980	AVK1	2333	34.5	-0.106		0.78	18.6	661	404566	383
	AVK1	2178	33.6	-0.101	+326	0.79	18.0	479	379111	
	AVKM	2310	34.4	-0.103		0.86	14.0	1127	226029	
	AVK3	2295	35.8	-0.110		0.87	12.6	1206	183764	359
	AVK3	2236	35.6	-0.109	+128**	0.87	12.5	823	180146	
	AVKM2	2304	35.3	-0.108		0.87	12.7	1215	188560	
	AVK4	2292	36.7	-0.114		0.88	11.4	1237	152505	335
1981	AVK1	3671	4.58**	0.0118*		0.25	27.5	77	1356688	447
	AVK1	2754	9.48	(-0.0066)	+1566	0.58	20.8	202	773219	
	AVKM	3563	9.70	-0.0092*		0.41	16.6	159	494529	
	AVK1	Int ²⁾	12.1	-0.0145	+1602	0.72	17.3	68	535494	
	AVKM	Int ²⁾	13.4	-0.0210		0.73	11.4	78	236139	
1982	AVK1	4754	(0.40	0.0008)		0.01	16.8	4.1	656766	775
	AVK1	4140	1.97	-0.0038*	+1125	0.48	12.1	239	343805	
	AVKM	4692	2.30	-0.0048		0.05	9.0	20.6	190112	
	AVK3	4697	2.06	-0.0041**		0.04	9.3	14.5	199991	718
	AVK3	4502	2.30	-0.0048	+395 ²⁾	0.23	8.3	69.6	161205	
	AVKM2	4699	2.30	-0.0048		0.05	8.4	20.6	166013	
	AVK4	4707	2.50	-0.0055		0.06	7.7	22.3	140369	692

1. Modell med ofullständiga block definierat av COL*ROWS2.
2. AVK3 består av tre rader och skillnad mellan lådorna blir sålunda tre ggr. presenterat värde.

BILAGA B

Tabell B.32. Resultat efter anpassning med AVKM och modell 1.XF. Inom parentes ges jämförbara data efter modell 1.XFE taget ur tabell B.31. Samtliga signifikansmått för parametrar och F-tal är bättre än 0.1%

År	Beroende variabel	Parameterestimat			Modellparametrar			
		a	b	c	R ²	F	CV	MSe
1979	AVKM	3509	23.4	-0.063	0.65	517	12.1	255222
		(3500	20.4	-0.050	0.64	495	12.3	262476)
1980	AVKM	2370	33.0	-0.093	0.84	973	14.9	255779
		(2310	34.4	-0.103	0.86	1127	14.0	226029)
1981	AVKM	3540	12.4	-0.017	0.43	168	16.3	483726
		(3563	9.7	-0.009	0.41	159	16.6	494529)
	AVKM	Int ^{2>}	16.5	-0.030	0.74	81	11.3	228901
	(Int ^{2>}	13.4	-0.021	0.73	78	11.4	236139)	
1982	AVKM	4668	3.9	-0.009	0.09	39	8.8	181976
		(4692	2.3	-0.005	0.05	21	9.0	190112)

1. Modell med ofullständiga block definierat av COL*ROWS2.

Tabell B.33. Modellernas skördeökning för 100 N kg/ha med varje- respektive varannanrads- gödsling. Baserat på parameterestimat från tabell 7.32

År	Modell	Varjerads gödsling	Varannanrads gödsling	Modellens skördesänkning med varannanrads gödsling
1979	1.XF	1710	1080	630
	1.XFE	1540	1540	0
	Skillnad 1.XF-1.XFE	170	-460	
1980	1.XF	2370	1440	930
	1.XFE	2410	2410	0
	Skillnad 1.XF-1.XFE	-40	-970	
1981	1.XF	1070	900	170
	1.XFE	880	880	0
	Skillnad 1.XF-1.XFE	190	20	
1981 ^{2>}	1.XF	1347	1044	303
	1.XFE	1319	1319	0
	Skillnad 1.XF-1.XFE	28	-275	
1982	1.XF	300	210	90
	1.XFE	180	180	0
	Skillnad 1.XF-1.XFE	120	30	

1. Modell med ofullständiga block definierat av ROWS2*COL.

BILAGA B

Tabell B.34. Resultat efter anpassning med AVK1, eller AVKM, och modell 3.XFE (AVK1=a+b•XFE+c•XFE²+d•XF•XE). Samtliga "signifikansmått" för parametrar och F-tal är bättre än 0.1 % (0.001) där inte annat anges

ÅR	Ber. variabel	Parameterestimat					Modellparametrar				Beräkn. param. p
		a	b	c	d	lada ₁	R ²	F	CV	MSe	
1979	AVKM	3495	23.8	-0.116	0.050	-	0.65	346	12.1	254668	0.06
	AVK1	3391	24.8	-0.108	0.037	150	0.57	182	15.9	443998	0.14
1980	AVKM	2306	33.8	-0.078	(-0.022)	-	0.86	753	14.0	225692	0.44
	AVK1	2182	33.1	-0.090	(-0.008)	321	0.79	359	18.1	379863	0.37
1981	AVKM	3548	12.3	-0.034	0.018**	-	0.43	112	16.4	484657	-0.03
	AVK1	2755	12.9	-0.038	0.021	1514	0.59	158	20.5	755663	-0.06
	AVKM	Int ²⁾	16.6	-0.054	0.023	-	0.74	77	11.2	227574	0.07
	AVK1	Int ²⁾	16.8	-0.059	0.029	1538	0.79	67	17.0	515981	0.01
1982	AVKM	4692	3.61	-0.022	0.013	-	0.10	28	8.8	180608	-0.10
	AVK1	4146	3.44	-0.020	0.013	1098	0.50	191	11.9	334379	-0.18

1. Modell med ofullständiga block definierat av ROWS2*COL.

Tabell B.35. Resultat efter anpassning med AVKM och modell 1.Xk. (AVK1=a'•(X+m)+c•(X+m)² där X=(1-k)•XFE+k•(X2F+X2E)/2)

År	Parametrar och estimat med 95 %-igt konfidensintervall				Asymptotisk korrelationsmatris			
	a'	c	m	k	a'	c	m	k
1979	a'	27.9	< 32.4	< 36.9	1	-1.00	-0.24	-0.98
	c	-0.061	< -0.047	< -0.033		1	0.23	0.97
	k	-0.187	< -0.092	< 0.003			1	0.31
	m	116	< 136	< 156				1
	MSe=261225 n=555							
1980	a'	44.1	< 47.2	< 50.3	1	-0.99	-0.01	-0.92
	c	-0.122	< -0.108	< -0.94		1	0.02	0.91
	k	0.106	< 0.193	< 0.281			1	0.17
	m	49	< 54	< 59				1
	MSe=215454 n=383							
1981	a'	8.9	< 13.3	< 17.8	1	-1.00	-0.54	-0.99
	c	-0.013	< -0.007	< -0.001		1	0.50	0.97
	k	-0.622	< -0.398	< -0.174			1	0.60
	m	230	< 340	< 449				1
	MSe=477094 n=447							
1982	a'	7.0	< 9.5	< 12.1	1	-1.00	-0.68	-1.00
	c	-0.007	< -0.005	< -0.002		1	0.68	1.00
	k	-0.88	< -0.54	< -0.21			1	0.68
	m	569	< 807	< 1046				1
	MSe=187630 n=775							

BILAGA B

Tabell B.36. Resultat med 1979 års försöksutfall baserat på modell 3.m med ytindelning efter olika COL

AVK1 med variabeln LADA:

$$AVK1 = col_1 + b_1 \cdot XFE - 0.189 \cdot XFE^2 + 0.0717^{**} \cdot XFXE + lada_{1c} \quad (p= 0.11)$$

R²=0.60 F=58.4 CV=15.4 MSe=418206 (lada₁-lada₂=163^{***} kg/ha)

COL	col ₁	b ₁	c+d	max vid giva	m	a'
1	3279	32.5	-0.118	138	79	51.0
2	3353	34.2		145	77	52.4
3	3094	30.1		128	79	48.6
4	3480	29.5		125	87	50.1
5	3277	33.0		140	78	51.3
6	3592	34.5		146	82	53.6
Medel	3346	32.3		Medel 137	80	51.2
		Beräknat på medel		137	80	51.2

AVKM:

$$AVKM = col_1 + b_1 \cdot XFE - 0.185 \cdot XFE^2 + 0.0747^{*} \cdot XFXE \quad (p= 0.09)$$

R²=0.69 F=94.7 CV=11.4 MSe=228378

COL	col ₁	b ₁	c+d	max vid giva	m	a'
1	3387	31.1	-0.110	141	84	49.6
2	3442	32.1		146	83	50.5
3	3200	29.1		132	84	47.5
4	3576	28.6		130	92	48.9
5	3369	31.7		144	83	49.9
6	3697	32.8		149	87	52.0
Medel	3445	30.9		Medel 140	85	49.7
		Beräknat på medel		140	85	49.7

DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 1.82

AVK1 med tillägg av variabeln ROW:

$$AVK1 = col_1 + b_1 \cdot XFE - 0.171 \cdot XFE^2 + 0.0485^{*} \cdot XFXE + lada_{1c} + row_1 \quad (p=0.18)$$

R²=0.54 F=47.5 CV=14.8 MSe=382576 (lada₁-lada₂=188^{***} kg/ha)

COL	col ₁	b ₁	c+d	SMÖNST	ROW	row ₁
1	3174	32.5	-0.123	1	1	-501
2	3236	34.2		2	4	-14
3	3018	30.1		3	7	114
4	3444	29.5		4	5	-10
5	3288	33.0		5	3	227
6	3616	34.5		6	6	151
Medel	3296	32.3		7	2	-31
					Medel	0

AVKM med tillägg av variabeln ROW:

$$AVKM = col_1 + b_1 \cdot XFE - 0.161 \cdot XFE^2 + (0.0352) \cdot XFXE + row_1 \quad (p= 0.22)$$

R²=0.75 F=83.6 CV=10.4 MSe=190618

Skattningar utan anmärkningsvärda skillnader jämfört med AVK1
DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 2.01

BILAGA B

Tabell B.37. Resultat med 1979 års försöksutfall baserat på modell 3. med dummy-variabel som medför särbeaktande av de sju mest avvikande rutorna

AVK1 med variabeln LADA:

$$\text{AVK1} = 3479 + 28.5 \cdot \text{XFE} - 0.1496 \cdot \text{XFE}^2 + 0.0529 \cdot \text{XFXE} + \text{lada}_k + \text{dummy}_1 \quad (p= 0.13)$$

$R^2=0.66 \quad F=95.5 \quad CV=14.3 \quad \text{MSe}=356406$

AVKM:

$$\text{AVKM} = 3585 + 27.9 \cdot \text{XFE} - 0.1572 \cdot \text{XFE}^2 + 0.0623 \cdot \text{XFXE} + \text{dummy}_1 \quad (p= 0.16)$$

$R^2=0.78 \quad F=195.4 \quad CV=9.6 \quad \text{MSe}=161998$

Medelavvikelser för de särbeaktade rutorna ges i tabell B.13.

DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 2.18

Tabell B.38. Resultat med 1981 års försöksutfall baserat på modell 3.m eller 1.XFm med olika ytindelning

Med RUTA som yta_1 och AVKM som oberoende variabel till modell 3.m:

$$\begin{aligned} \text{AVKM} &= \text{ruta}_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.049 \cdot \text{XFE}^2 + 0.027 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} && (3.\text{XFEm}) \text{ alternativt} \\ \text{AVKM} &= \text{ruta}_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.025 \cdot \text{SXF}^2 + 0.002 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} && (3.\text{XFm}) \\ R^2 &= 0.79 \quad F=28.8 \quad CV=10.4 \quad \text{MSe}=196375 && (c+d=-0.023) \quad (p=-0.05) \\ &&& \text{SXF}^2 = (\text{XF}^2 + \text{XE}^2)/2 \end{aligned}$$

Med COL*MGIVA som yta_1 och AVK1 resp. AVKM som ober. variabel till modell 3.m:

$$\begin{aligned} \text{AVK1} &= (\text{col*mgiva})_{1j} + b_{1j} \cdot \text{XFE} - 0.028 \cdot \text{SXF}^2 + (0.0006) \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} + \text{lada}_k && \\ R^2 &= 0.70 \quad F=49 \quad CV=17.9 \quad \text{MSe}=574077 && (p=-0.01) \\ \text{AVKM} &= (\text{col*mgiva})_{1j} + b_{1j} \cdot \text{XFE} - (0.0211) \cdot \text{SXF}^2 - (0.0010) \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} && \\ R^2 &= 0.66 \quad F=44 \quad CV=12.9 \quad \text{MSe}=298090 && (p= 0.02) \end{aligned}$$

DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 1.92

Med RUTA som ofullständiga block och COL*MGIVA som yta_1 och med AVK1 resp. AVKM som oberoende variabel till modell 1.XFm:

$$\begin{aligned} \text{AVK1} &= \text{ruta}_1 + b_{1j} \cdot \text{XFE} - 0.0264 \cdot \text{SXF}^2 + \text{lada}_k && \\ R^2 &= 0.75 \quad F=33 \quad CV=16.6 \quad \text{MSe}=493567 && \\ \text{AVKM} &= \text{ruta}_1 + b_{1j} \cdot \text{XFE} - 0.0194 \cdot \text{SXF}^2 && \\ R^2 &= 0.78 \quad F=41 \quad CV=10.5 \quad \text{MSe}=198975 && \end{aligned}$$

DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 2.39

BILAGA B

Tabell B.39. Resultat efter anpassning med AVKM och modell 8.p. $AVK1=a(1-Z)$ där $Z=(e^{-cx_1}+e^{-cx_2})/2$, $X1=p \cdot (XF+m)+(1-p)(XE+m)$ och $X2=p \cdot (XE+m)+(1-p)(XF+m)(1-k)$

Beroende variabel	Parametrar och konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatrix						
		a	c	m	p			
<u>1979</u>								
AVKM	a	5554 <	5928 <	6301	1	-0.91	0.81	0.07
	c	0.0077 <	0.0119 <	0.0161		1	-0.98	0.13
	m	53 <	74 <	94			1	-0.17
	p	0.849 <	0.899 <	0.948				1
MSe=449932 n=555								
AVKM	a	5634 <	5964 <	6294	1	-0.91	0.82	0.39
	c	0.0081 <	0.0115 <	0.0149		1	-0.98	-0.21
	m	59 <	77 <	94			1	0.15
	p	0.94 <	0.96 <	0.98				1
MSe=252257 n=552								
<u>1980</u>								
AVK1	a	4988 <	5218 <	5448	1	-0.86	0.71	
	c	0.122 <	0.0159 <	0.0195		1	-0.85	
	m	30 <	37 <	45			1	
	p	<u>0.5</u>						
MSe=408480 n=383								
AVKM	a	5147 <	5370 <	5592	1	-0.90	0.77	
	c	0.0111 <	0.0140 <	0.0168		1	-0.96	
	m	33 <	40 <	47			1	
	p	<u>0.5</u>						
MSe=234681 n=383								
<u>1981</u>								
AVK1	a	5230 <	6248 <	7266	1	-0.94	0.86	
	c	0.0012 <	0.0059 <	0.0105		1	-0.97	
	m	58 <	140 <	221			1	
	p	<u>1</u>						
MSe=1350485 n=448								
AVKM	a	5544 <	6211 <	6878	1	-0.94	0.85	
	c	0.0027 <	0.0057 <	0.0087		1	-0.97	
	m	89 <	146 <	204			1	
	p	<u>1</u>						
MSe=481799 n=447								
<u>1982</u>								
AVK1	a	4875 <	4965 <	5056	1	-0.41	0.38	
	c	0.0964 <	0.0405 <	0.1773		1	-1.00	
	m	-164 <	70 <	303			1	
	p	<u>1</u>						
MSe=650387 n=790								
AVKM	a	4923 <	4973 <	5022	1	-0.41	0.37	
	c	-0.0291 <	0.0405 <	0.1101		1	-1.00	
	m	-48 <	68 <	185			1	
	p	<u>1</u>						
MSe=185400 n=775								

BILAGA B

Tabell B.40. Resultat med 1982 års försöksutfall baserat på modell 3.m med COL*BLOCK som ytindelning samt med resp utan försöksutfall efter försökets två högsta MGIVA. COL*BLOCK motsvarar en delning av försöksytan på längden och bredden

Med samtliga rutor representerade och AVK1 resp. AVKM:

$$\text{AVK1} = (\text{col*block})_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.0101 \cdot \text{SXF2} + 0.0023 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} + \text{lada}_{1k}$$

R²=0.55 F=93.0 CV=11.4 MSe=301421 (p= -0.13)

$$\begin{aligned} \text{AVKM} &= (\text{col*block})_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.0109 \cdot \text{SXF2} + 0.0025 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} && \text{alternativt} \\ \text{AVKM} &= (\text{col*block})_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.0219 \cdot \text{XFE}^2 + 0.0135 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} \end{aligned}$$

R²=0.29 F=34.0 CV=7.9 MSe=144472 (p= -0.13)

DW-d beräknat utifrån MSe efter ovanstående modeller blev 2.08.

Undantaget de högsta givorna och AVKM. (647 observationer):

$$\text{AVKM} = (\text{col*block})_1 + b_1 \cdot \text{XFE} - 0.0109 \cdot \text{SXF2} + 0.0007 \cdot \text{XF} \cdot \text{XE} \quad (\text{p} = -0.07)$$

R²=0.30 F=30.8 CV=7.9 MSe=142169

Tabell B.41. Resultat efter anpassning med AVKM och modell 8.MAX. AVK1=a(1-Z) där Z= e^{-cx}. X=(XF+m) när XF > XE och X=(XE+m) när XE > XF

Beroende variabel	Parametrar och estimat med 95 %-igt konfidensintervall			Asymptotisk korrelationsmatrix			
	a	c	m	a	c	m	
	<u>1980</u>						
AVKM	a	5179 <	5462 <	5745	1	-0.94	0.82
	c	0.0083 <	0.0107 <	0.0131		1	-0.96
	m	41 <	50 <	59			1
	MSe=231172 n=383						

Tabell B.42. Viktsfaktorer för några olika värden på z

Matematiskt uttryck	Parameter z							
	-0.5	-0.3	-0.05	0	0.05	0.1	0.15	0.25
(1-z)	1.5	1.3	1.05	1	0.95	0.9	0.85	0.75
(1-z)·z	-0.75	-0.39	-0.053	0	0.048	0.09	0.128	0.188
(1-z)·z ²	0.375	0.117	0.003	0	0.002	0.009	0.019	0.047
(1-z)·z ³	-0.188	-0.035	-0.000	0	0.000	0.001	0.003	0.012
Rest=z ⁴	0.063	0.008	0.000	0	0.000	0.000	0.001	0.004

BILAGA B

Tabell B.43. Resultat efter anpassning med modell 1.Xz. (AVK1=a'*(X+m)+c*(X+m)²
 där X=(1-z)*XFE+(1-z)*z*X2+(1-z)*z²*X3+(1-z)*z³*X4. X2=(X2F+X2E)/2,
 X3=(X3F+X3E)/2 och X4=(X4F+X4E)/2

Beroende variabel	Parametrar och estimat med 95 %-igt konfidensintervall			Asymptotisk korrelationsmatrix				
	a'	c	z	a'	c	z	m	
<u>1979</u>								
AVK1	a'	27.9 <	32.9 <	37.9	1	-1.0	0.32	-0.98
	c	-0.064 <	-0.048 <	-0.032		1	-0.30	0.96
	z	-0.119 <	-0.029 <	0.061			1	0.39
	m	111 <	132 <	154				1
MSe=461927 n=598								
<u>1980</u>								
AVKM	a'	29.0 <	33.4 <	37.9	1	-1.00	-0.18	-0.92
	c	-0.065 <	-0.051 <	-0.036		1	-0.18	0.97
	z	-0.165 <	-0.065 <	0.036			1	0.24
	m	112 <	131 <	150				1
MSe=271062 n=551								
<u>1980</u>								
AVK1	a'	44.8 <	48.7 <	52.7	1	-0.99	0.26	-0.92
	c	-0.133 <	-0.115 <	-0.097		1	-0.26	0.91
	z	0.083 <	0.161 <	0.239			1	-0.41
	m	46 <	52 <	58				1
MSe=389779 n=383								
<u>1981</u>								
AVKM	a'	44.7 <	47.9 <	51.1	1	-0.99	0.18	-0.92
	c	-0.125 <	-0.111 <	0.096		1	-0.18	0.91
	z	0.095 <	0.171 <	0.247			1	0.35
	m	47.8 <	52.8 <	57.8				1
MSe=215732 n=382								
<u>1981</u>								
AVK1	Har ej klarat konvergenskriterium							
<u>1982</u>								
AVKM	a'	10.4 <	14.6 <	18.7	1	-1.00	0.40	-0.99
	c	-0.015 <	-0.009 <	-0.003		1	-0.38	0.97
	z	-0.505 <	-0.352 <	-0.198			1	-0.46
	m	224 <	308 <	392				1
MSe=478135 n=448								
<u>1982</u>								
AVK1	a'	-2.5 <	5.6 <	13.8	1	-1.00	0.20	-1.00
	c	-0.006 <	-0.002 <	0.003		1	-0.19	1.00
	z	-0.761 <	0.311 <	1.384			1	-0.21
	m	-586 <	1372 <	3329				1
MSe=659699 n=790								
<u>1982</u>								
AVKM	a'	8.4 <	10.5 <	12.5	1	-1.00	0.37	-0.99
	c	-0.008 <	-0.005 <	-0.003		1	-0.37	0.99
	z	-0.700 <	-0.519 <	-0.339			1	-0.43
	m	569 <	735 <	931				1
MSe=188916 n=779								

BILAGA B

Tabell B.44. Estimerade parametervärden för z med konfidensintervall efter anpassning med AVK1, modell 1.Xz och 1980 års försöksresultat uppdelat efter olika MGIVA sedan övriga parametrar ersatts med estimat från tabell B.43

MGIVA	Estimat för z med 95 %-iga konfidensintervall				n	
0 och 27	0.241	<	0.353	<	0.486	128
50	0.104	<	0.273	<	0.442	64
73	0.037	<	0.158	<	0.280	64
98	-0.016	<	0.099	<	0.214	127

Tabell B.45. Resultat efter anpassning med AVK1, modell 1.Xz och 1980 års försök innefattande olika MGIVA. (Modell 1.Xz återges närmast i tabell B.44)

MGIVA	Parametrar och estimat med 95 %-igt konfidensintervall				Asymptotisk korrelationsmatrix					
					a'	c	z	m		
1)										
Ogödslat och 27	a'	77.7	<	101.7	<	125.8	1	-1.00	0.17	-0.98
	c	-1.049	<	-0.728	<	-0.407		1	-0.19	0.98
	z	0.154	<	-0.016	<	0.122			1	-0.22
	m	21.0	<	28.4	<	35.9				1
MSe=140322 n=128										
2)										
Ogödslat, 27 och 50	a'	37.3	<	50.1	<	62.9	1	-0.99	0.07	-0.97
	c	0.209	<	-0.124	<	0.040		1	0.01	0.94
	z	0.162	<	0.304	<	0.447			1	-0.20
	m	38.0	<	51.4	<	64.78				1
MSe=238802 n=192										
3)										
Ogödslat, 27, 50 och 73	a'	41.3	<	48.1	<	54.9	1	-0.99	0.19	0.95
	c	0.146	<	-0.109	<	-0.072		1	-0.13	0.92
	z	0.144	<	0.240	<	0.337			1	-0.33
	m	44.2	<	53.1	<	62.0				1
MSe=247408 n=256										
4)										
Ogödslat, 27, 50, 73 och 98	a'	44.7	<	48.7	<	52.7	1	-0.99	0.24	-0.91
	c	-0.133	<	-0.115	<	-0.097		1	-0.24	0.90
	z	0.083	<	0.161	<	0.239			1	-0.41
	m	45.9	<	52.2	<	58.4				1
MSe=389779 n=383										

Parametervärden a', c och m omräknade till parametrar a, b, c för respektive anpassning:

	a	b	c
1)	2304	60.4	-0.728
2)	2246	37.3	-0.124
3)	2249	36.6	-0.109
4)	2229	36.7	-0.115

BILAGA B

Tabell B.46. Funktionsvärden $z = -\arctan(q \cdot (x_{\text{lokal}} - r)) / \arccos(0)$

xlokal	q=0.002	q=0.005			q=0.009
	r=90	r=60	r=90	r=120	r=90
0	0.11	0.19	0.27	0.34	0.43
50	0.05	0.03	0.13	0.21	0.22
100	-0.01	-0.13	-0.03	0.06	-0.06
150	-0.08	-0.27	-0.19	-0.09	-0.32
200	0.14	-0.39	-0.32	-0.24	-0.50

Tabell B.47. Resultat efter anpassning med modell 1.Xz(x) resp. 1.Xz(x)exp) och AVK1 efter 1980 års försök. (Modellerna är definierade i avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller")

Parameter och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatris					
	a'	c	m	q	r	t
a'	45.7 < 49.6 < 53.4	1	-0.99	-0.88	-0.23	0.42
c	-0.136 < -0.118 < -0.100		1	0.85	0.30	-0.48
m	44.0 < 50.1 < 56.2			1	-0.04	-0.35
q	0.0020 < 0.0053 < 0.0086				1	-0.69
r	54.5 < 86.9 < 119.3					1
MSe=386397 n=383						
a'	13.7 < 48.8 < 83.9	1	-1.00	-0.98	0.48	-0.49
c	-0.977 < -0.097 < 0.763		1	0.97	-0.50	0.53
m	27.0 < 51.0 < 74.2			1	-0.49	0.44
q	0.0014 < 0.0053 < 0.0090				1	-0.77
r	48.6 < 87.3 < 125.9					1
t	0.655 < 2.030 < 3.405					
MSe=387419 n=383						

Tabell B.48. Resultat efter anpassning med AVK1 efter 1979 års försök och modell 1.Xz(x) sedan xlokal ersatts med XFE. (Modellerna är definierade i avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller")

Parameter och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatris					
	a'	c	m	q	r	
a'	24.0 < 28.6 < 33.2	1	-1.00	-0.99	-0.66	0.25
c	-0.047 < -0.035 < -0.023		1	0.98	0.67	-0.24
m	125.0 < 151.9 < 178.9			1	0.61	-0.31
q	0.0022 < 0.0063 < 0.0105				1	0.18
r	-29.6 < -3.7 < 22.3					1
MSe=454632 n=598						

BILAGA B

Tabell B.49. Resultat efter anpassning med modell 1.Xzcut och kompletterande resultat efter modell 1.Xz med 1979 och 1981 års försök sedan de sju resp. tre mest avvikande rutorna undantagits beräkningarna. (Modellerna är definierade i avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller")

Parameter och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatrix							
	a'	c	z	m	cut1	cut2		
<u>1980 AVK1</u>								
a'	35.9 < 51.0 < 66.1	1	-1.00	0.68	-0.98	0.85	-0.92	
c	-0.207 < -0.128 < -0.048		1	-0.66	0.97	-0.83	0.94	
z	0.056 < 0.169 < 0.282			1	-0.74	0.70	-0.53	
m	20.5 < 48.7 < 76.9				1	-0.93	0.85	
cut1	-21.0 < 67.1 < 155.3					1	-0.67	
cut2	103.0 < 207.1 < 311.3						1	
MSe=390316 n=383								
<u>1981 AVKM exkl. ruta = 11, 15 och 16</u>								
a'	32.2 < 45.7 < 59.1	1	-1.00	0.83	-0.96	-0.08	-0.97	
c	-0.177 < -0.111 < -0.045		1	-0.84	0.95	0.11	0.98	
z	-0.135 < -0.018 < 0.010			1	-0.81	-0.06	-0.86	
m	56.6 < 97.3 < 138				1	-0.14	0.90	
cut1	78.8 < 120.4 < 162.0					1	0.17	
cut2	134.6 < 186.1 < 237.6						1	
MSe=336958 n=399								
<u>1981 AVKM exkl. ruta = 11, 15 och 16</u>								
a'	15.6 < 18.9 < 22.3	1	-1.00	0.41	-0.98			
c	-0.022 < -0.016 < -0.010		1	-0.41	0.96			
z	-0.381 < -0.261 < -0.141			1	-0.47			
m	192.1 < 238.0 < 283.9				1			
MSe=354202 n=399								
<u>1979 AVKM exkl. ruta = 2, 20, 21, 28, 29, 30 och 37.</u>								
a'	34.8 < 38.5 < 42.1	1	-1.00	0.26	-0.97			
c	-0.081 < -0.068 < -0.055		1	-0.27	0.97			
z	-0.212 < -0.135 < -0.057			1	-0.32			
m	107.2 < 120.2 < 133.2				1			
MSe=181581 n=466								

Tabell B.50. Resultat efter anpassning med modell 8.spec och 1982 års försök. Modellen skiljer på väderstreck och sålåda. Redovisade data är sedan k_2 fixerats till noll. (Modellen är definierad i avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade modeller")

Beroende variabel	Parametrar och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatrix				
		a	c	m	k_1	
<u>1982</u>						
AVKM	a	5132 < 5277 < 5420	1	-0.76	0.70	0.78
	c	0.0017 < 0.0131 < 0.0244		1	-0.99	-0.97
	m	32 < 167 < 302			1	0.97
	k_1	1.01 < 1.20 < 1.38				1
MSe=178899 n=800						

BILAGA B

Tabell B.51. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1979 års försöksdata sedan de 7 mest avvikande rutorna uteslutits ur beräkningarna

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3599	21.5	-0.0640		0.67	552	11.1	223676	168
1.XV	3555	21.8	-0.0633		0.62	449	11.8	255706	172
1.XFE	3602	22.4	-0.0680		0.67	555	11.0	222964	165
1.XF	3614	27.2	-0.0887		0.70	629	10.6	204580	153
3.XF	3595	28.8	-0.0835	-0.0104	0.70	424	10.5	203052	153
			3.XF (c+d)=-0.0939		p=0.059				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	3645	21.4	-0.0628		-0.101			220198	170
6	3597	27.7	-0.0935		-0.0041	0.0610		203422	148
			6 -0.062 <k< 0.053		-0.0009 <p< 0.1228				
2	3641	21.5	-0.0628		-0.094			220532	171
5	3597	27.7	-0.0935		-0.0036	0.0607		203422	148
7	3597	27.7	-0.0935		-0.0039	0.0609		203522	148

Anm. För modell 7 blev konvergenskriteriet ej uppfyllt.

Tabell B.52. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1979 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3514	19.6	-0.0463		0.63	552	12.8	287592	212
1.XV	3465	20.2	-0.0458		0.60	491	13.3	309218	221
1.XFE	3522	19.8	-0.0463		0.63	546	12.8	289537	213
1.XF	3520	24.1	-0.0664		0.65	586	12.6	276785	181
3.XF	3514	24.2	-0.0646	-0.0031	0.65	390	12.6	277059	179
			3.XF (c+d)=-0.0677		p=0.02				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	3536	19.4	-0.0447		-0.04			299662	217
6	3489	25.3	-0.0731		0.06	-0.01		276572	173

BILAGA B

Tabell B.53. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1979 års försöksdata sedan de 7 mest avvikande rutorna uteslutits ur beräkningarna. Baserat på den tidigare metoden att beakta osäkra observationer (se avsnitt 5.7 "Övriga förtydliganden")

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3597	22.0	-0.0680		0.70	543.7	10.1	187511	162
1.XV	3566	22.0	-0.0664		0.65	427.1	11.0	220616	166
1.XFE	3600	23.1	-0.0728		0.70	547.4	10.1	186546	159
1.XF	3624	26.4	-0.0846		0.72	592.6	9.8	176300	156
3.XF	3596	27.4	-0.0772	-0.0155	0.73	406.7	9.7	172754	148
			3.XF (c+d)=-0.0927		p=0.09				
1.Xz	3647	22.3	-0.0676		z=-0.135		181581	165	
	(1.Xz med omräknade parameterestimat från tabell B.49)								

Tabell B.54. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1980 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	2305	32.6	-0.0944		0.85	1122	14.0	227059	173
1.XV	2218	35.5	-0.1070		0.86	1191	13.6	215610	166
1.XFE	2311	34.3	-0.1027		0.86	1129	14.0	225826	167
1.XF	2372	33.0	-0.0931		0.84	975	14.8	255706	177
3.XF	2307	33.8	-0.0418	-0.0585	0.86	753	14.0	225852	168
			3.XF (c+d)=-0.1003		p=0.41				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	2234	35.5	-0.1072		0.19			215296	166
6	2225	36.6	-0.1126		<u>0.22</u>	<u>0.18</u>		214738	163
2	2235	35.6	-0.1074		0.18			215390	166
5	2230	36.5	-0.1116		0.20	0.22		215212	164

BILAGA B

Tabell B.55. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1981 års försöksdata. Blockfaktor ROWS2*COL

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a ^{1>}	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
<u>ROWS2*COL</u>									
1.XM	3943	11.8	-0.0152		0.71	71.5	11.8	251985	388
1.XV	3894	13.0	-0.0170		0.68	61.9	12.4	278798	382
1.XFE	3899	13.2	-0.0202		0.72	75.0	11.6	243651	327
1.XF	3838	16.1	-0.0291		0.73	77.8	11.5	237027	277
3.XF	3825	16.2	-0.0262	-0.0040	0.73	73.5	11.4	235833	268
			3.XF	(c+d)=-0.0302		p=0.07			
parameter									
					k	p			
1.Xk	3986	11.1	-0.0160		-0.32			229572	347
6	3918	13.8	-0.0240		-0.24	0.14		223893	288
			6	-0.352<k<-0.133	0.057<p<0.217				

1. Intercept motsvarar modellvärde för högsta nivå av ROWS2*COL och är presenterad för eventuella jämförelser inom tabellen.

Tabell B.56. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1981 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3593	8.8	(-0.0059)		0.40	154	16.7	504325	745
1.XV	3567	8.8	(-0.0045)		0.47	132	17.2	535211	977
1.XFE	3576	9.5	-0.0087*		0.41	155	16.7	501737	546
1.XF	3552	12.2	-0.0162		0.42	163	16.5	491161	377
3.XF	3561	12.1	-0.0167	(0.0013)	0.42	109	16.5	492036	390
			3.XF	(c+d)=-0.0155		p=-0.04			
parameter									
					k	p			
1.Xk	3695	8.2	-0.0070		-0.40			484676	586
6	3668	9.9	-0.0106		-0.28	0.10		482326	467
			6	-0.49<k<-0.07	-0.09<p<0.30				

BILAGA B

Tabell B.57. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1982 års försöksdata. Alla MGIVA (n=800)

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	4704	1.82	-0.0034		0.040	16.5	9.4	207939	268
1.XV	4702	1.77	-0.0032		0.037	15.5	9.5	208465	260
1.XFE	4695	2.13	-0.0043		0.045	18.6	9.4	206914	248
1.XF	4671	3.7	-0.0086		0.079	34.2	9.2	199457	215
3.XF	4695	3.4	-0.0104	0.0026	0.087	25.3	9.2	197982	218
			3.XF (c+d)=-0.0078		p=-0.14				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	4718	2.15	-0.0045		-0.50			204411	238
6	4711	3.2	-0.0072		<u>-0.21</u>	<u>-0.03</u>		197600	222
			6 -0.46<k<0.04		-0.17<p<0.11				
2	4715	2.06	-0.0038		-0.51			203779	271
5	4714	3.14	-0.0070		-0.26	0.01		197365	224

Tabell B.58. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM och olika kvadratfunktioner och 1982 års försöksdata. Reducerad datamängd (n=672)

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	4702	2.3	-0.0073		0.028	10.0	9.5	208194	158
1.XV	4695	2.6	-0.0092		0.032	10.9	9.5	207614	141
1.XFE	4697	2.6	-0.0083		0.036	12.6	9.5	206630	157
1.XF	4692	3.7	-0.0107		0.067	24.2	9.3	<u>199924</u>	173
3.XF	4693	3.7	-0.0107	0.0001	0.067	16.1	9.3	200223	174
			3.XF (c+d)=-0.0106		p=-0.003				
					parameter				
					k	p			
1.Xk	4710	2.3	-0.0067		-0.24			206493	172
6	4693	3.7	-0.0107		<u>0.001</u>	<u>-0.003</u>		200523	173
			6 -0.25<k<0.25		-0.15<p<0.15				

Tabell B.59-B.65: I tabell B.60 ges resultaten för 1979 sedan de sju mest avvikande rutorna uteslutits. Några resultat för 1979 med alla rutor representerade ges i tabell B.59. Tabell B.61 ger resultat för 1980. I tabellerna B.62 och B.63 ges resultat för 1981 års försöksdata. Tabell B.63 gäller efter indelning i icke kompletta block definierat av ROWS2*COL och tabell B.63 ger några resultat med hela datamängden. För 1982 presenteras resultat med hela datamängden i tabell B.64 och i tabell B.65 ges några resultat med reducerad datamängd.

BILAGA B

Tabell B.59. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1979 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3572	17.4	(-0.0582)		0.60	29.3	8.5	125114	149
1.XV	3627	12.8	(-0.0089)		0.59	27.6	8.6	129649	719
1.XFE	3629	12.7	(-0.0074)		0.59	28.1	8.6	128393	858
1.XF	3519	22.0	(-0.0530)		0.62	32.2	8.2	118148	207
3.XF	3519	22.2	-0.0729	(0.0290)	0.65	23.2	8.1	113462	152
			3.XF	(c+d)=-0.0439		p=-0.24			

Tabell B.60. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1979 års försöksdata sedan de 7 mest avvikande rutorna uteslutits ur beräkningarna

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3614	27.9	-0.1879		0.82	70.7	4.46	36252	74
1.XV	3722	18.6	-0.0658		0.72	42.1	5.45	54091	141
1.XFE	3726	18.3	-0.0555		0.73	42.4	5.43	53773	165
1.XF	3610	28.2	-0.0957		0.84	81.1	4.21	<u>32355</u>	147
3.XF	3610	28.1	-0.0986	0.0058	0.84	53.0	4.26	33075	151
			3.XF	(c+d)=-0.0928		p=-0.03			
					parameter				
					k	p			
1.Xk	3723	18.5	-0.0592		0.07			55403	156
6	3610	28.1	-0.0936		<u>0.01</u>	<u>-0.03</u>		34167	150
			6	-0.21<k<0.23	-0.17<p<0.10				
2	3724	18.4	-0.0579		0.05			55438	159

Tabell B.61. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1980 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	2323	32.6	-0.1692		0.75	30.9	10.3	124062	96
1.XV	2251	38.2	-0.1303		0.83	50.5	8.5	<u>84078</u>	147
1.XFE	2254	39.0	-0.1278		0.81	46.1	8.8	90586	153
1.XF	2279	38.0	-0.1143		0.79	38.5	9.5	104626	166
3.XF	2280	35.2	0.0652	-0.1921	0.84	34.8	8.4	82455	139
			3.XF	(c+d)=-0.1269		p=3.11			
					parameter				
					k	p			
1.Xk	2254	37.2	-0.1297		1.29			84556	143
6	2289	35.3	-0.1291		-0.49	2.57		85546	137
2	2250	36.9	-0.1278		0.60			86525	144
5	2279	36.0	-0.1307		-0.56	2.28		84123	138

BILAGA B

Tabell B.62. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1981 års försöksdata. Inget av estimaten b eller c är signifikant skild från noll

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	3734	7.2	-0.0088		0.24	4.0*	13.2	313403	409
1.XV	3727	7.4	-0.0076		0.24	4.0*	13.2	312749	487
1.XFE	3727	7.4	-0.0066		0.25	4.1*	13.2	312384	561
1.XF	3730	7.3	-0.0046		0.24	4.0*	13.2	313305	793
3.XF	3730	7.2	-0.0029	-0.0035	0.25	(2.6)	13.4	325392	563
			3.XF (c+d)=-0.0064			p=0.38			

Tabell B.63. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1981 års försöksdata. Blockfaktor ROWS2*COL

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a ¹⁾	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
					<u>ROWS2*COL</u>				
1.XM	3725	20.7	-0.1074		0.95	14.5	5.0	45121	96
1.XV	3838	16.1	-0.0503		0.96	17.7	4.5	37396	160
1.XFE	3889	14.3	-0.0348		0.95	16.6	4.7	39643	205
1.XF	3755	19.9	-0.0497		0.94	12.9	5.3	50459	200
3.XF	3756	19.2	-0.0381	-0.0127	0.96	17.4	4.5	<u>35867</u>	189
			3.XF (c+d)=-0.0508			p=0.14			
					parameter				
					k	p			
1.Xk	3791	17.9	-0.0656		0.86			37011	218
6	3764	19.0	-0.0434		<u>-0.15</u>	<u>0.13</u>		39083	219

1. Intercept motsvarar modellvärde för högsta nivå av ROWS2*COL och är presenterad för eventuella jämförelser inom tabellen.

Tabell B.64. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1982 års försöksdata. Alla MGIVA (n=50)

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell-max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	4731	1.0	-0.0010		0.053	(1.30)	6.6	101458	500
1.XV	4697	1.9	-0.0036		0.069	(1.75)	6.5	99747	264
1.XFE	4682	2.4	-0.0051		0.086	(2.21)	6.5	97989	235
1.XF	4651	4.2	-0.0098		0.165	4.65	6.2	<u>89483</u>	214
3.XF	4675	3.9	-0.0115	0.0026	0.179	3.36	6.2	89840	219
			3.XF (c+d)=-0.0089			p=-0.13			
					parameter				
					k	p			
1.Xk	4692	2.71	-0.0057		-0.50			95820	238
6	4696	3.62	-0.0080		<u>-0.34</u>	<u>0.037</u>		89964	226
2	4715	2.29	-0.0044		-0.55			95151	260
5	4696	3.61	-0.0080		-0.30	0.046		89908	225

BILAGA B

Tabell B.65. Parametrar och estimat efter anpassning med AVKM16 och olika kvadratfunktioner och 1982 års försöksdata. Reducerad datamängd (n=42)

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell- max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
1.XM	4638	7.1	-0.0384		0.197	4.8	6.2	87667	92
1.XV	4682	4.9	-0.0221		0.164	3.8	6.3	91216	111
1.XFE	4710	3.6	-0.0146		0.129	(2.9)	6.4	95054	123
1.XF	4703	4.0	-0.0124		0.149	3.4	6.4	92821	161
3.XF	4695	4.4	-0.0119	-0.0032	0.161	(2.4)	6.4	93991	185
			3.XF (c+d)	=-0.0151	p=0.119				

Tabell B.66. Parameterestimat och MSe efter anpassning med modell 3.XF resp. 1.XM och med olika omfång vid glidande medelvärdesbildning. Resultaten gäller 1979 års försök sedan de sju mest avvikande rutorna uteslutits. Skillnad i MSe är beräknad som MSe(1.XM)-MSe(3.XF). vk är en fiktiv variationskoefficient vilken uttrycker en koppling mellan modellerna (se avsnitt 6.6.3 "Glidande regressioner med olika omfång")

Ber. vari- abel	Modell 3.XF						Modell 1.XM				Skilln.	
	a	b	c	c+d	p	MSe	a	b	c	MSe	i MSe	vk
AVKM	3596	27.8	-0.084	-0.094	0.06	203052	3599	21.5	-0.064	223677	20625	-
AVKM2	3595	27.9	-0.089	-0.094	0.03	144930	3609	19.9	-0.057	173819	48889	-
AVKM3	3591	28.1	-0.094	-0.095	0.01	106544	3623	18.4	-0.051	142733	36189	-
AVKM4	3586	28.4	-0.096	-0.096	0.00	89903	3639	17.4	-0.057	129338	39435	-
AVKM5	3581	28.6	-0.097	-0.097	0.00	79576	3652	16.8	-0.046	119676	40200	-
AVKM6	3579	28.7	-0.097	-0.098	0.00	70009	3662	16.5	-0.048	108844	38832	-
AVKM7	3580	28.8	-0.098	-0.099	0.01	62964	3668	16.9	-0.056	97939	34975	-
AVKM8	3585	28.8	-0.097	-0.099	0.01	57273	3667	18.1	-0.072	86010	28737	-
AVKM9	3593	28.4	-0.096	-0.099	0.02	52568	3659	20.0	-0.095	73742	21174	-
AVKM10	3602	28.0	-0.094	-0.097	0.02	48866	3652	21.5	-0.116	64532	15666	0.43
AVKM11	3611	27.6	-0.094	-0.096	0.01	45903	3650	22.5	-0.130	58384	12481	0.58
AVKM12	3615	27.5	-0.094	-0.095	0.01	44320	3651	23.0	-0.136	55631	11311	0.67
AVKM13	3615	27.5	-0.094	-0.094	-0.00	43806	3646	24.0	-0.145	54207	10401	0.73
AVKM14	3612	27.6	-0.096	-0.093	-0.01	41615	3638	24.6	-0.154	51021	9416	0.81
AVKM15	3609	27.8	-0.098	-0.093	-0.03	36584	3621	26.6	-0.175	42384	5800	0.94
AVKM16	3610	28.1	-0.099	-0.093	-0.03	33075	3614	27.9	-0.188	36252	3177	1.01

Tabell B.67. Fiktiva variationskoefficienter för koppling mellan modellerna 1.XM och 1.XV (se avsnitt 6.6.3 "Glidande regressioner med olika omfång")

Beroende variabel	Beräknad fiktiv variationskoefficient
AVKM12	0.39
AVKM13	0.57
AVKM14	0.59
AVKM15	0.57
AVKM16	0.53

BILAGA B

Tabell B.68. Parametrar och estimat efter anpassning med glidande AVKM25 och olika kvadratfunktioner och 1979-1982 års försöksdata

Modell	Parameterestimat				Modellparametrar				Modell- max. X=
	a	b	c	d	R ²	F	CV	MSe	
<u>1979</u>									
1.XM	3075	24.2	-0.1297		0.36	291	10.2	154700	93
1.XF	3102	28.4	-0.0840		0.42	378	9.7	139721	169
3.XF	3098	28.5	-0.1046	0.0325	0.45	283	9.5	133083	198
			3.XF (c+d)=-0.0721		p=-0.18				
1.Xk	3293	13.1	-0.0060		k=-1.42			127058	1092
6	3166	22.6	-0.0336		k=-0.54	p=-0.05		117665	336
<u>1980</u>									
1.XM	2361	23.5	-0.0762		0.69	651	9.9	109832	154
1.XF	2419	31.2	-0.0923		0.69	653	9.9	109613	169
3.XF	2433	31.6	-0.1722	0.0897	0.71	485	9.6	101714	192
			3.XF (c+d)=-0.0825		p=-0.35				
1.Xk	2428	27.5	-0.0818		k=0.48			116930	168
6	2359	35.0	-0.1019		k=0.60	p=-0.81		96847	172
<u>1981</u>									
1.XM	3787	7.6	-0.0079		0.23	105	13.8	356789	481
1.XV	3717	11.4	-0.0230		0.25	113	13.6	350174	248
1.XFE	3728	11.1	-0.0200		0.25	117	13.6	346551	278
1.XF	3702	11.9	-0.0168		0.25	115	13.6	349209	354
3.XF	3714	11.6	-0.0125	-0.0078	0.25	78	13.6	347967	286
			3.XF (c+d)=-0.0203		p=0.23				
1.Xk	3817	7.9	-0.0048		k=-1.33			343736	823
6	3780	9.6	-0.0062		k=-1.18	p=0.16		342935	774
<u>1982</u>									
1.XM	4763	2.74	-0.0058		0.09	62	6.1	92314	236
3.XF	4733	5.72	-0.0145	0.0015	0.21	108	5.7	80603	197
			3.XF (c+d)=-0.013		p=-0.013				
1.Xk	4766	4.14	-0.0087		k=-0.66			83759	238
6	4752	5.43	-0.0119		k=-0.35	p=0.10		79189	228

BILAGA B

Tabell B.69. Resultat efter anpassning med modell 6.Nv7/25 och med p och k
begränsade till: p>0 resp. k<0.25

Parameter och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatris						
	a	b	c	k	p	v	
<u>1979</u>							
a	4643 < 5441 < 6237	1	-0.11	0.08	-0.10	0.20	0.98
b	18.6 < 22.2 < 25.8		1	-0.98	0.63	-0.53	-0.03
c	-0.077 < -0.058 < -0.040			1	-0.59	0.50	0.01
k	-0.38 < -0.23 < -0.07				1	-0.38	0.00
p	0.16 < 0.36 < 0.56					1	0.19
v	0.69 < 0.77 < 0.84						1
MSe=59273 n=366							
<u>1980</u>							
a	2281 < 2434 < 2588	1	-0.50	0.47	-0.40	0.07	0.58
b	33.4 < 37.3 < 41.3		1	-0.96	0.60	-0.50	-0.01
c	-0.137 < -0.116 < -0.095			1	-0.46	0.35	0.05
k	-0.32 < -0.09 < 0.141				1	-0.70	0.15
p	0.16 < 0.65 < 1.157					1	-0.11
v	0.35 < 0.48 < 0.61						1
MSe=71636 n=213							
<u>1981</u>							
a	943 < 2229 < 3515	1	-0.13	0.13	-0.33	0.17	-0.90
b	12.6 < 15.9 < 19.1		1	-0.90	0.02	-0.25	-0.04
c	-0.041 < -0.030 < -0.018			1	0.18	-0.06	0.01
k	-0.04 < 0.18 < 0.41				1	-0.72	0.14
p	-0.30 < 0 < 0.30					1	-0.09
v	0.84 < 0.92 < 0.99						1
Mse=81479 n=262							
<u>1982</u>							
a	4980 < 5046 < 5312	1	-0.34	0.22	-0.17	0.12	0.65
b	12.6 < 2.5 < 4.3		1	-0.96	0.29	-0.02	0.00
c	-0.013 < -0.007 < -0.002			1	-0.30	0.00	-0.06
k	-0.44 < -0.09 < 0.25				1	-0.77	0.13
p	-0.32 < 0 < 0.32					1	0.02
v	0.77 < 0.86 < 0.94						1
Mse=60755 n=482							

BILAGA B

Tabell 7.70. Resultat efter anpassning med modell 6.Nu7/25 och med p och k begränsade till: $p > 0$ resp. $k < 0.25$

Parameter och estimat med 95 %-igt konfidensintervall	Asymptotisk korrelationsmatris						
	a	b	c	k	p	u	
<u>1979</u>							
a	3390 < 10019 < 16148	1	-0.01	-0.01	0.03	0.12	1.00
b	19.9 < 23.5 < 27.2		1	-0.98	0.58	-0.45	0.00
c	-0.086 < -0.067 < -0.047			1	-0.53	0.44	-0.02
k	-0.35 < -0.19 < -0.03				1	-0.22	0.05
p	0.15 < 0.34 < 0.52					1	0.12
u	0.88 < 0.94 < 1.00						1
MSe=33639 n=366							
<u>1980</u>							
a	-425 < 4689 < 9802	1	-0.20	0.24	0.02	0.10	0.99
b	27.7 < 32.4 < 37.0		1	-0.96	0.64	-0.58	-0.14
c	-0.108 < -0.084 < -0.061			1	-0.47	0.52	0.19
k	-0.34 < -0.04 < 0.26				1	-0.45	0.10
p	-0.06 < 0.64 < 1.34					1	0.10
u	0.82 < 0.94 < 1.05						1
MSe=44861 n=213							
<u>1980 Modell 1.Xk</u>							
a	635 < 4257 < 7878	1	-0.21	0.24	0.04		0.99
b	30.2 < 34.0 < 37.7		1	-0.95	0.42		-0.14
c	-0.112 < 0.091 < -0.071			1	-0.23		0.18
k	-0.18 < 0.05 < 0.27				1		0.15
p							
v	0.81 < $\frac{1}{3}$ < 1.04						1
MSe=44846 n=213							
<u>1981</u>							
a	-16463 < 9770 < 36004	1	0.10	-0.07	-0.06	0.06	-1.00
b	12.8 < 15.9 < 19.1		1	-0.89	0.08	-0.27	-0.07
c	-0.042 < -0.031 < -0.020			1	0.16	-0.06	0.05
k	-0.07 < 0.18 < 0.42				1	-0.77	0.11
p	-0.30 < $\frac{0}{3}$ < 0.30					1	-0.08
u	0.95 < 1.01 < 1.07						1
Mse=43036 n=262							
<u>1982</u>							
a	4394 < 4567 < 4739	1	-0.02	0.02	0.40	-0.36	0.47
b	1.8 < 4.2 < 6.5		1	-0.96	0.01	-0.18	0.05
c	-0.020 < -0.013 < -0.006			1	0.01	0.13	-0.09
k	-0.31 < 0.18 < 0.68				1	-0.87	0.07
p	-0.60 < $\frac{0}{3}$ < 0.60					1	0.10
u	1.06 < 1.12 < 1.18						1
MSe=31261 n=482							

BILAGA B

Tabell B.71. LSMEANS efter modellen $AVK_{23} = \text{Int} + (\text{mgiva} \cdot \text{smönst})_1 + \text{col}_3 + \text{res}_{1,3k}$ och 1980 års skördetröskade rutor samt motsvarande sammantaget med radvis skördade ytor

MGIVA	Skördetröskat n=76			Sammantaget n=100		
	SMÖNST			SMÖNST		
	1	6	12	1	6	12
Kontroll	2400			2560		
26	3209	2903		3339	3115	
50	3768	3816		3897	3945	
73	4092	3808		4221	4051	
98	4630	4145	3919	4759	4258	3960

Beräknade kontraster efter MGIVA 98:

Viktsfaktorer			Kontrast	Viktsfaktorer			Kontrast
1	-1		485*	1	-1		501*
1		-1	711**	1		-1	799***

Tabell B.72. Medelavkastningar och gödslingseffekt efter olika MGIVA och 1979 års skördetröskade ytor samt motsvarande LSMEANS efter blockindelning i fyra ofullständiga block (modell $Y = a_1 + bx + cx^2$, se modell A44 under avsnitt 6.6.7 "Regressioner innefattande rutvis skördade ytor")

MGIVA	Medel- avkastning	Gödslings- effekt	LSMEANS	Gödslings- effekt
0	3598		3303	
33.7	3509	-78	3794	491
55.8	4376	779	4298	995
85.8	4751	1164	4672	1369
114.2	4955	1367	4670	1367
146.2	4932	1345	5010	1707
172.6	4692	1104	4976	1673
198	4832	1245	4910	1607

Tabell B.73. Resultat efter anpassning med 1979 års skördetröskade försöksytor och kvadratfunktionen, uppdelat efter de fyra ofullständiga blocken. (Modell $y = a_1 + b_1x + c_1x^2$ där i avser blockindelningen)

Modell med estimerade parametrar	Modellens biologiska maxima	
	x (kg N/ha)	Gödlingseffekt (kg kärna/ha)
$y_1 = 2940 + 23.6 \cdot x - 0.0777 \cdot x^2$	158.8	1792
$y_2 = 3364 + 23.6 \cdot x - 0.0777 \cdot x^2$	151.8	1792
$y_3 = 2594 + 25.7 \cdot x - 0.0777 \cdot x^2$	165.4	2125
$y_4 = 3848 + 19.5 \cdot x - 0.0777 \cdot x^2$	125.5	1223
$R^2 = 0.99$	$F = 97.1$	$CV = 1.3$
	$MS_{\text{res}} = 7194$	

BILAGA B

Tabell B.74. Estimerade parametrar efter anpassning med 1979 års radvis skördade ytor och modellen $y=a+bx+c_1x^2$ (se modell A46 under avsnitt 6.6.7 "Regressioner innefattande rutvis skördade ytor"). Fiktiva variationskoefficienter baseras på jämförelse efter anpassning med:
 1) AVKM16 och AVKM resp.
 2) anpassning med AVKM16 och data ur tabell B.73, dvs.. efter rutvis skördade ytor

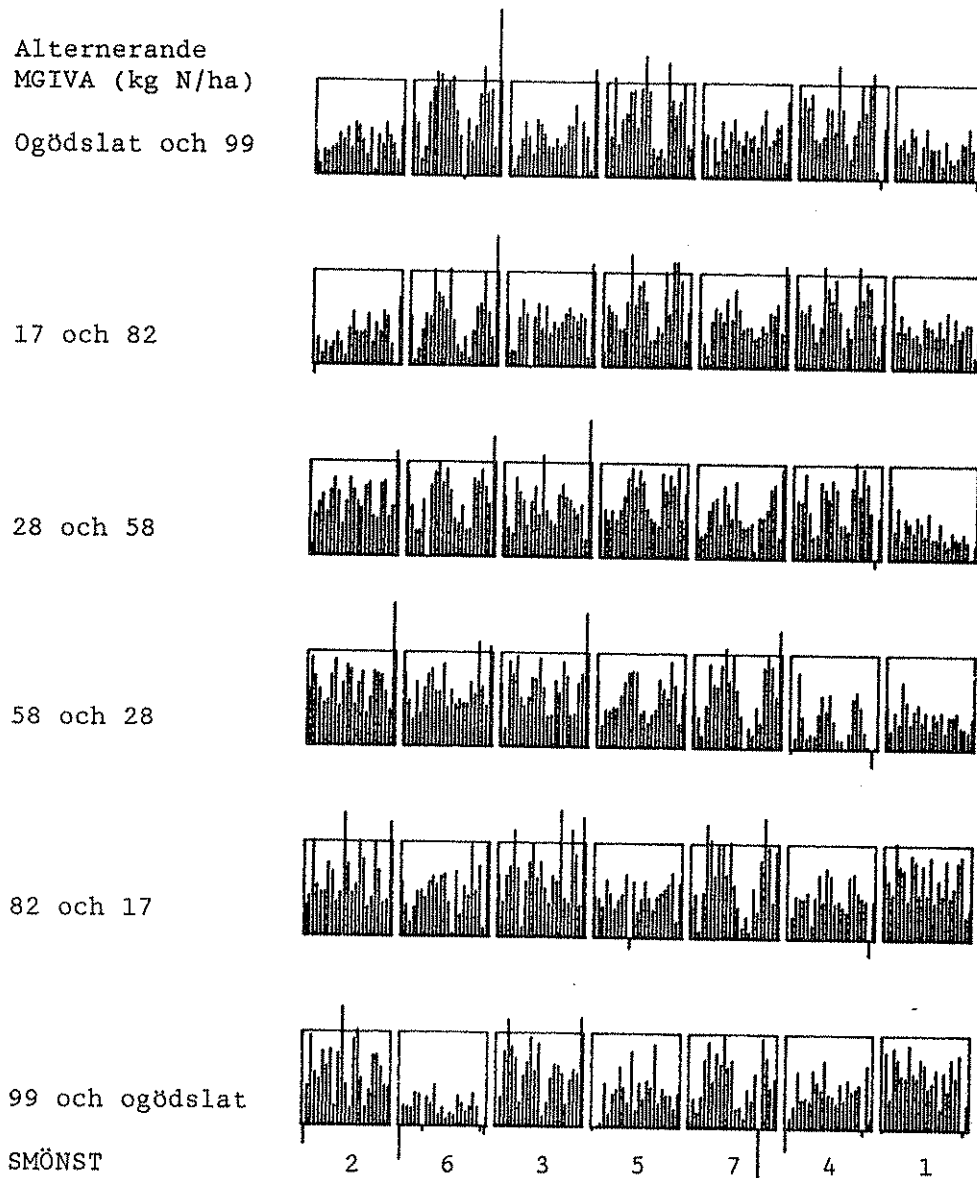
SMÖNST	Parameter	Skattningar baserat på		Fiktiv variationskoefficient	
		AVKM	AVKM16	1)	2)
	a	3575	3610		
	b	25.1	28.2		
1	c_1	-0.1660	-0.2031	0.47	1.27
2	c_2	-0.0958	-0.1899	0.99	1.20
3	c_3	-0.0793	-0.1823	1.14	1.16
4	c_4	-0.0848	-0.1860	1.09	1.18
5	c_5	-0.0750	-0.1657	1.10	1.06
6	c_6	-0.0724	-0.1705	1.16	1.09
7	c_7	-0.0873	-0.2261	1.26	1.38

BILAGA C

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

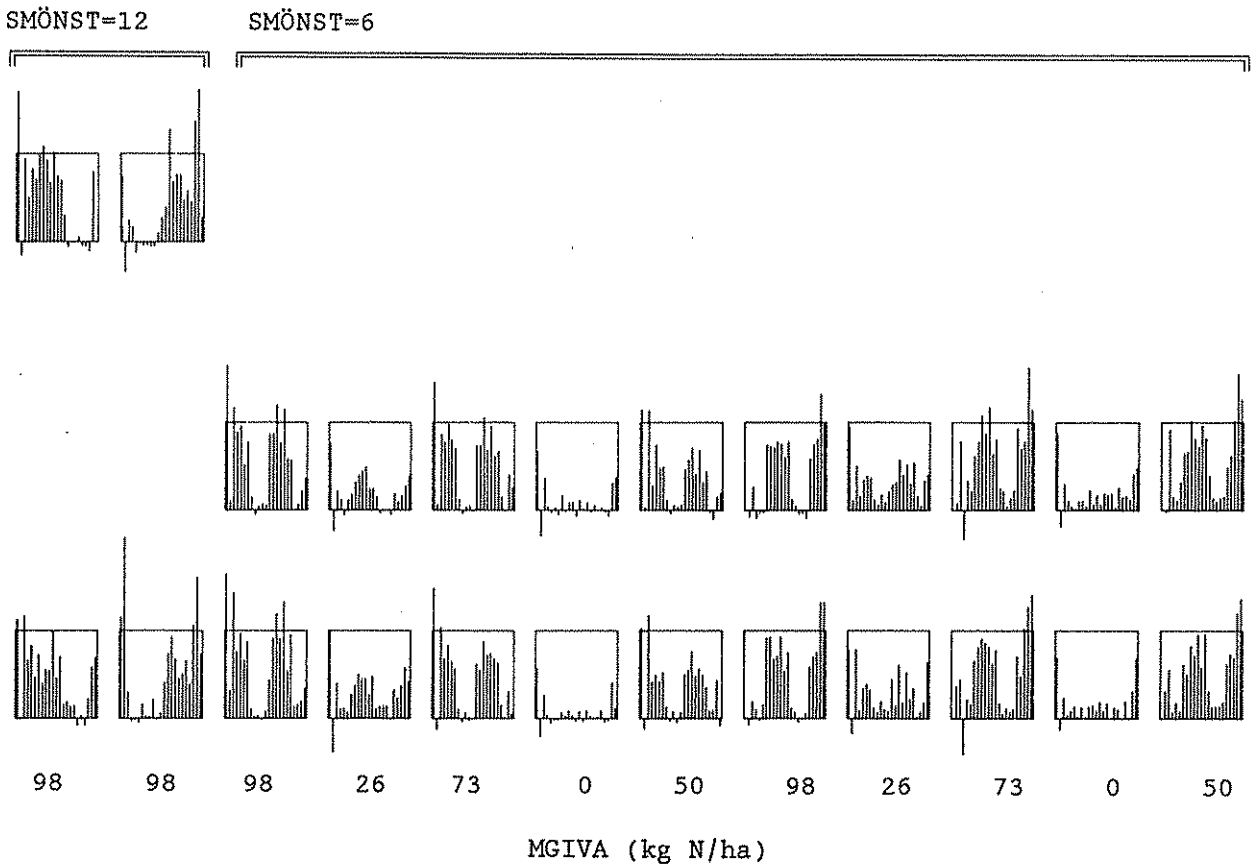
<u>Figur</u>	<u>sid</u>
Figur C.1	C:2
Figur C.2	C:3
Figur C.3	C:3
Figur C.4	C:4
Figur C.5-C.7 Gemensam text.	C:5
Figur C.5	C:5
Figur C.6	C:6
Figur C.7	C:6
Figur C.8	C:7
Figur C.9	C:7
Figur C.10	C:8
Figur C.11	C:8
Figur C.12	C:9
Figur C.13	C:9
Figur C.14	C:10
Figur C.15	C:10
Figur C.16	C:11
Figur C.17	C:11
Figur C.18	C:12
Figur C.19	C:12
Figur C.20	C:13
Figur C.21	C:13
Figur C.22	C:14
Figur C.23	C:14
Figur C.24	C:15
Figur C.25	C:15
Figur C.26	C:16
Figur C.27	C:16
Figur C.28	C:17
Figur C.29	C:17
Figur C.30	C:18
Figur C.31	C:18
Figur C.32	C:19
Figur C.33	C:19
Figur C.34	C:20
Figur C.35	C:20

BILAGA C

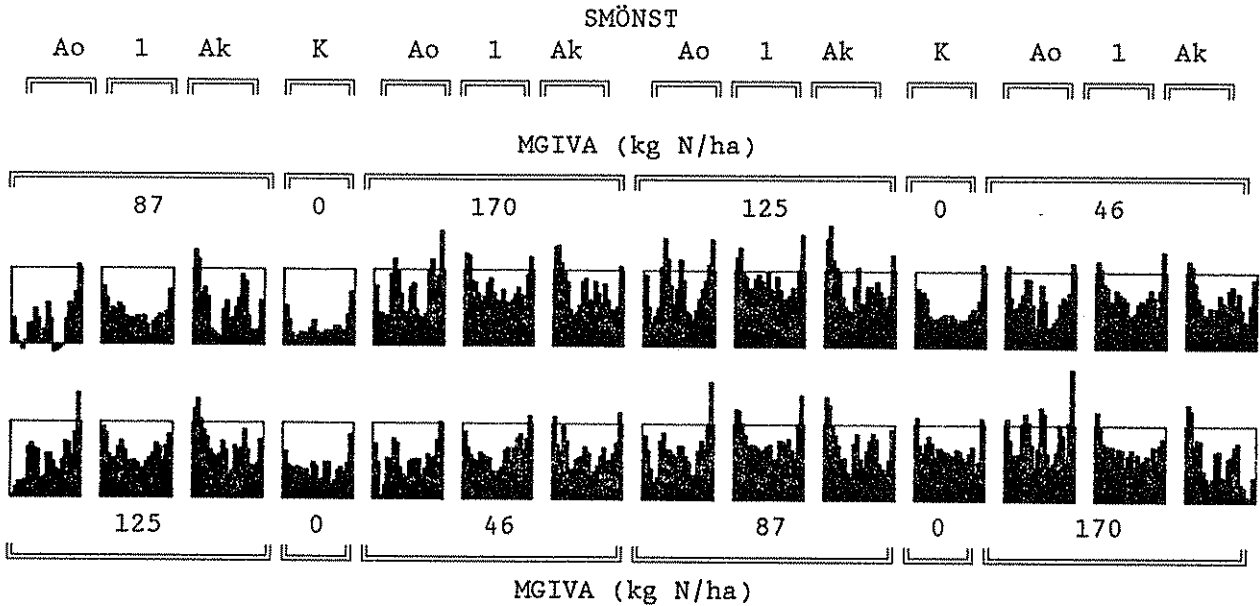


Figur C.1 1979 års fältplan med AVK1 inritad. Varje streck motsvarar en rads avkastning och avgränsade rutors undre och övre gräns motsvarar 2000 resp. 6000 kg kärna per hektar. (Jämför med figur A.1).

BILAGA C



Figur C.2 1980 års fältplan med AVK1 inritad. Varje streck motsvarar en rads avkastning och avgränsade rutors undre och övre gräns motsvarar 2000 resp. 6000 kg kärna per hektar. (Jämför med figur A.3).



Figur C.3 1981 års fältplan med AVKM inritad. Varje streck motsvarar medelvärdet av två bredvidliggande raders avkastning och avgränsade rutors undre och övre gräns motsvarar 2000 resp. 6000 kg kärna per hektar. (Jämför med figur A.5).

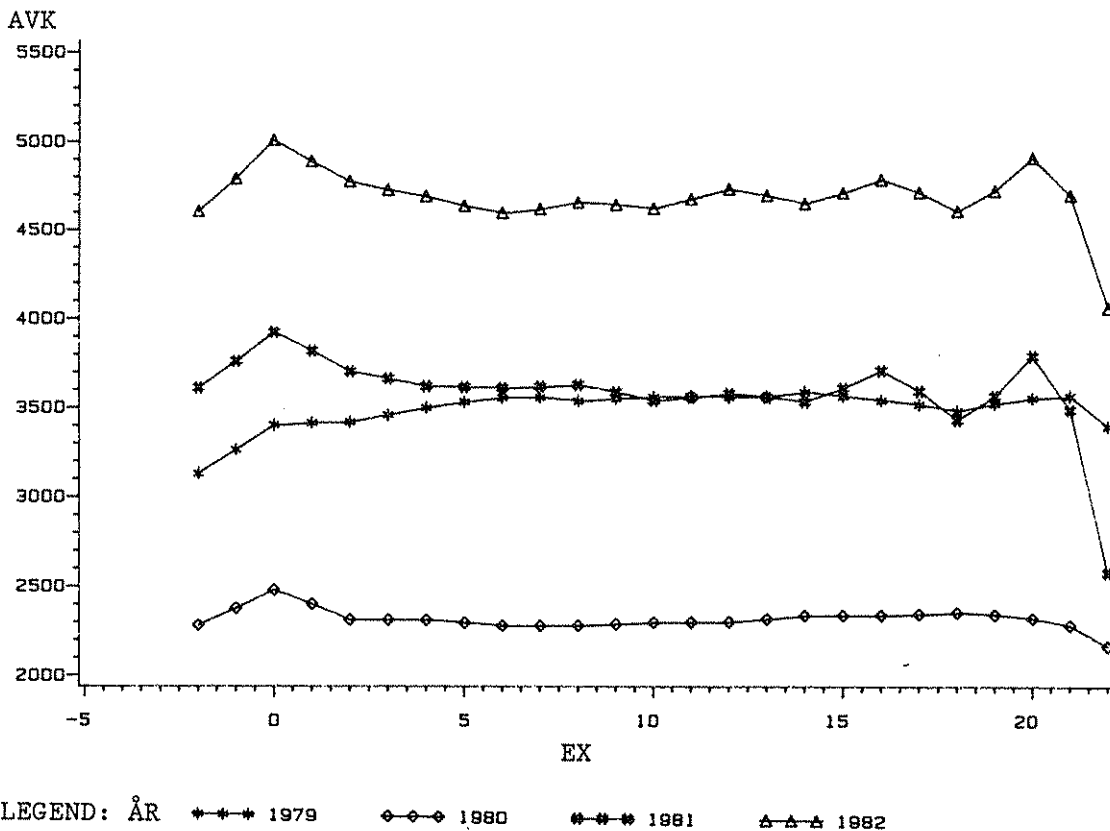
BILAGA C

SMÖNST	MGIVA (kg N/ha)			MGIVA (kg N/ha)
K	ogödslat			ogödslat
Ao	185			47
l	137			94
Ak	94			137
J	47			185
J	273			370
K	ogödslat			ogödslat
J	370			273
J	137			94
Ak	185			47
l	47			185
Ao	94			137
K	ogödslat			ogödslat
lk	94			137
Ao	47			185
J	185			47
Ak	137			94
J	370			273
K	ogödslat			ogödslat
J	273			370
Ak	47			185
J	94			137
Ao	137			94
lk	185			47
K	ogödslat			ogödslat

Figur C.4 1982 års fältplan med AVKM. Rutors högra och vänstra gräns motsvarar 4000 resp. 8000 kg kärna per hektar. (Jämför med figur A.6).

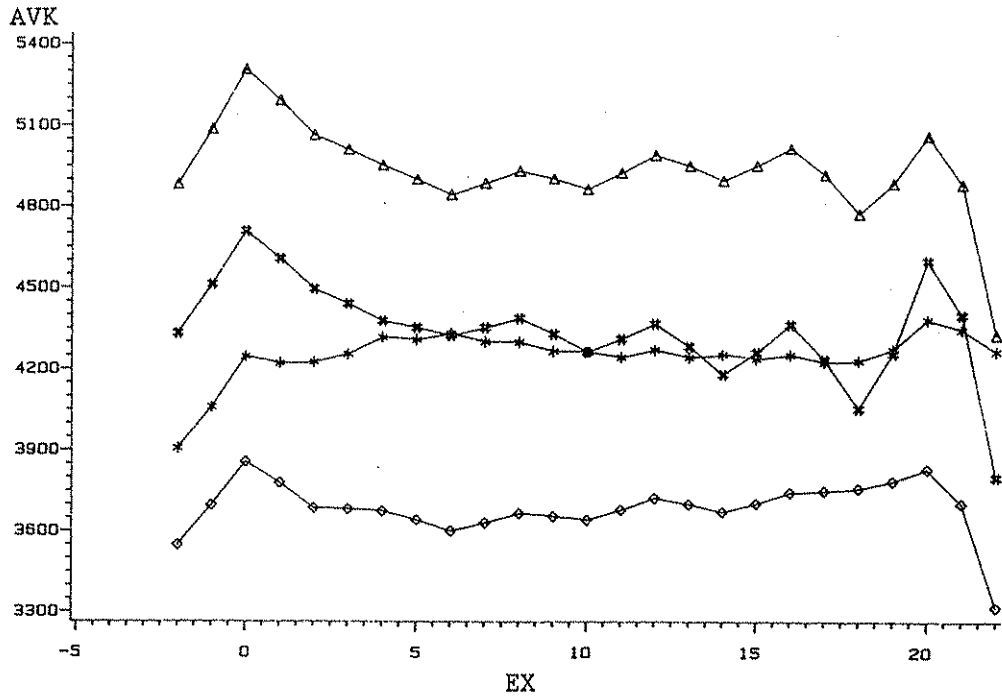
BILAGA C

Figur C.5-C.7: Figur C.5 visar medelavkastning (AVK) beroende på hur många kantrader som tagits bort. Figuren avser obehandlade försöksrutor. Abskissans EX avser hur många kantrader som exkluderats. EX=-2 motsvarar sålunda beaktande av två icke-existerande sårader med noll avkastning. Udda värden på EX i figur C.5 medför att de yttersta raderna beaktats med halverad viktsfaktor. EX=7 ger medelvärdet av AVKM och RAD 5-20, dvs. AVKM16. AVK för EX=-2 och åren 1979 och 1982 representerar en "rättvis" medelavkastning för hela försöksytan. Försöksåren 1980 och 1981 hade större avstånd mellan sådragen. Figur C.6 motsvarar figur C.5 och är beräknat för gödslade rutor. (Figur C.7 visar analogt utlagd gödselgiva.) Högre värde på EX medför färre ingående värden med större fluktuation som följd.



Figur C.5 Medelavkastning från ogödslade ytor åren 1979-1982 beroende på hur många kantrader som uteslutits.

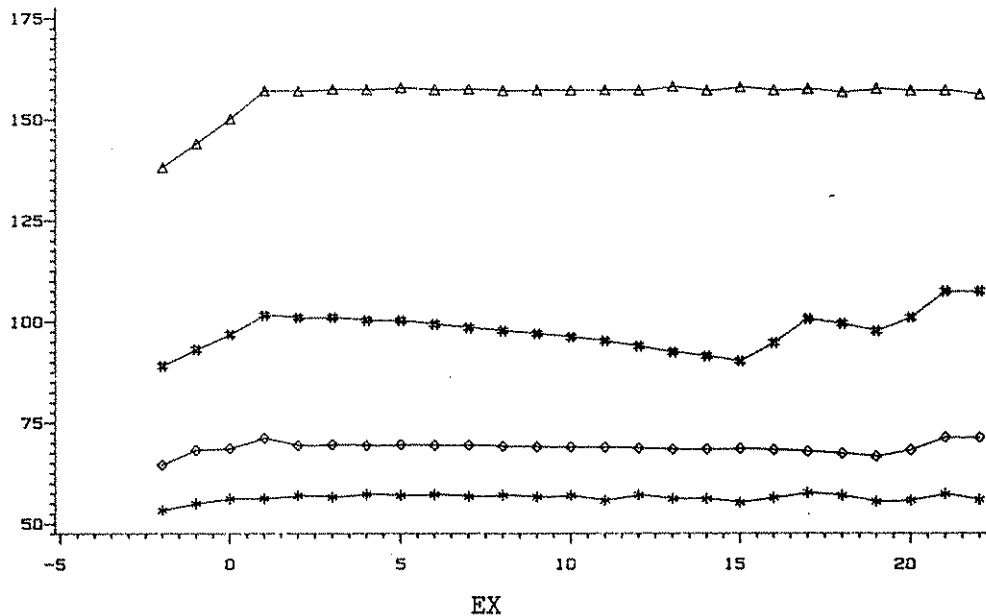
BILAGA C



LEGEND: ÅR *-*-* 1979 ◊-◊-◊ 1980 *-*-* 1981 ▲-▲-▲ 1982

Figur C.6 Medelavkastning från gödslade ytor åren 1979-1982 beroende på hur många kantrader som uteslutits.

Medelgiva
(kg N/ha)

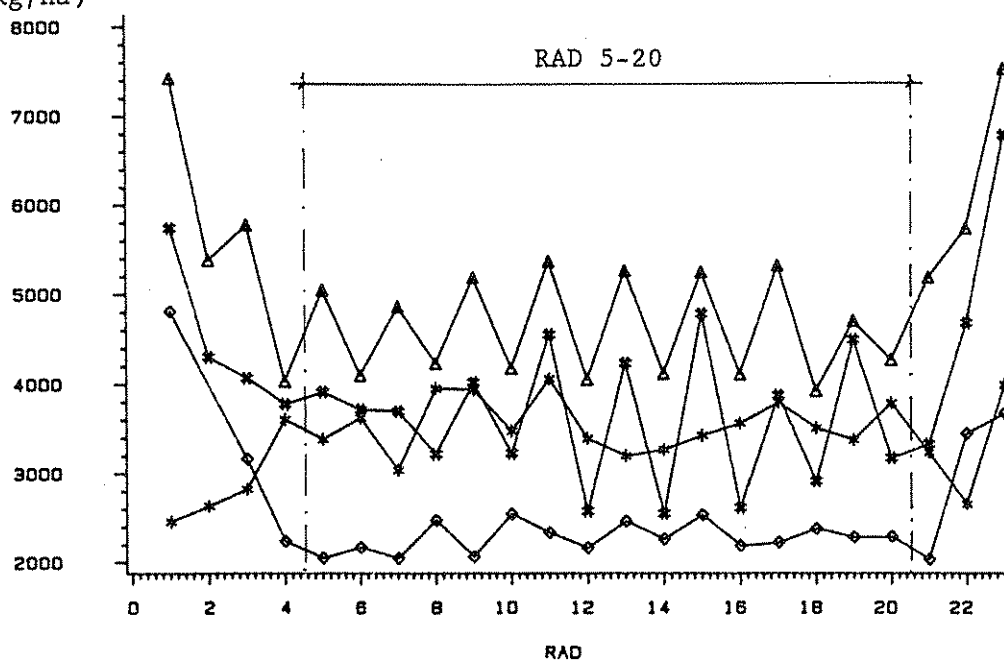


LEGEND: ÅR *-*-* 1979 ◊-◊-◊ 1980 *-*-* 1981 ▲-▲-▲ 1982

Figur C.7 Medelgiva baserat på XFE, till kvarvarande rader på gödslade försöksrutor, åren 1979-1982 beroende på hur många kantrader som frånräknas.

BILAGA C

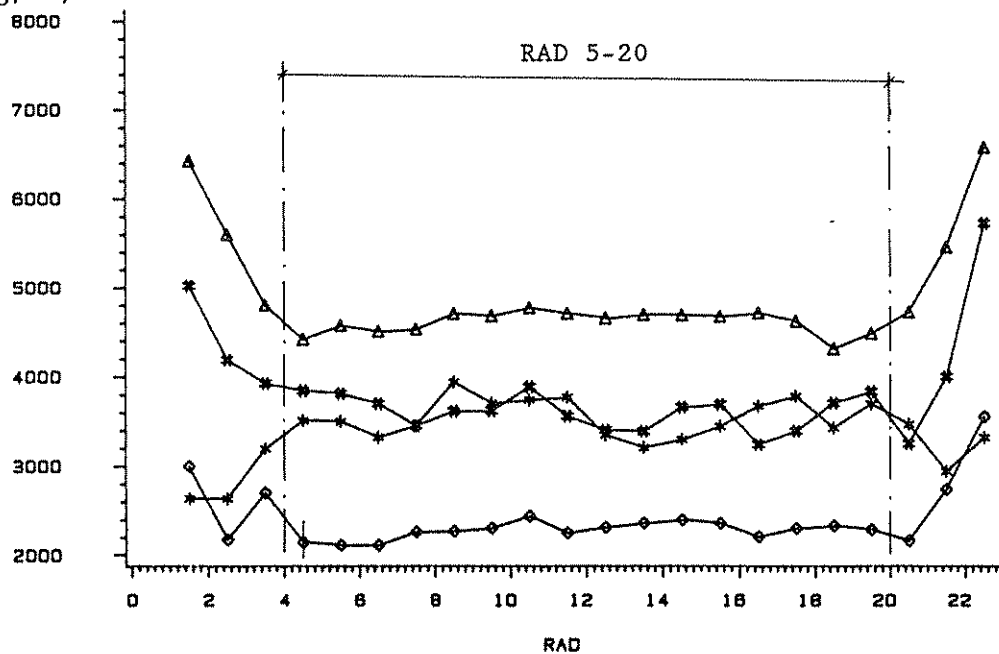
Medelavkastning
(AVK1, kg/ha)



LEGEND: ÅR *-*-* 1979 ◊-◊-◊ 1980 *-*-* 1981 ▲-▲-▲ 1982

Figur C.8 Medelavkastning efter olika RAD och år från ogödslade försöksrutor. Figuren påvisar kraftiga kanteffekter. De vertikala linjerna motsvarar den avgränsning som följer av att beakta AVK1 och RAD 5-20.

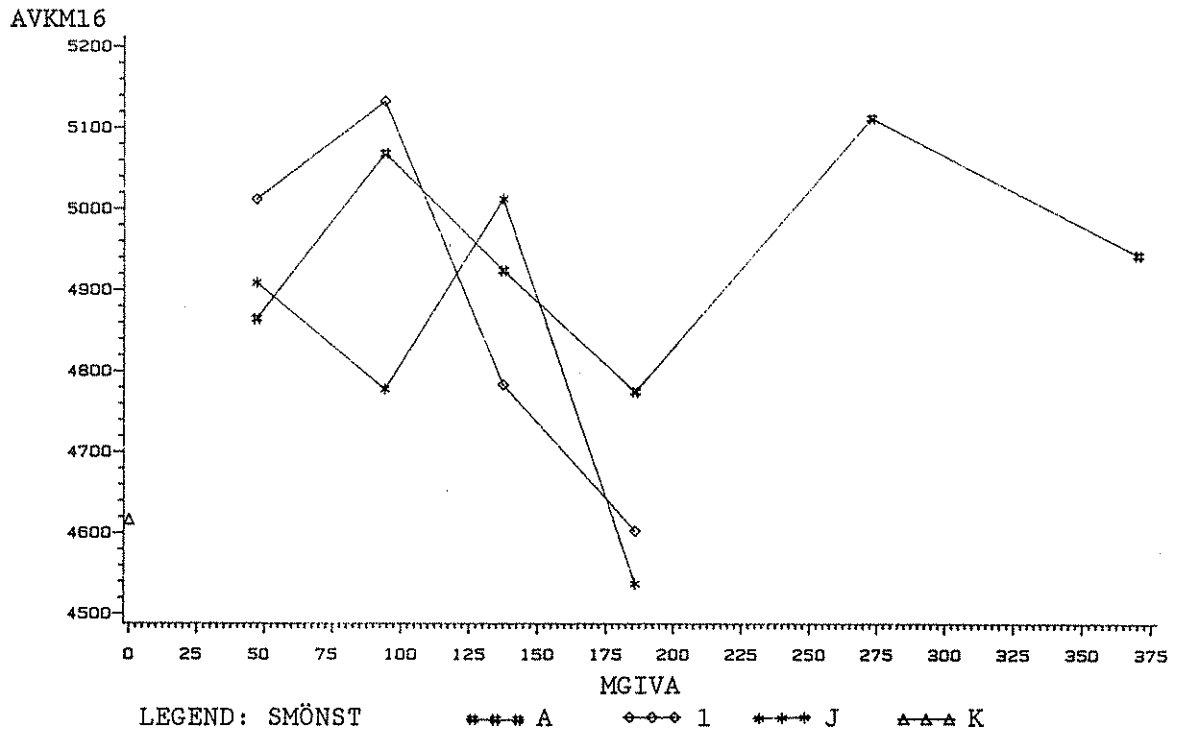
Medelavkastning
(AVK1, kg/ha)



LEGEND: ÅR *-*-* 1979 ◊-◊-◊ 1980 *-*-* 1981 ▲-▲-▲ 1982

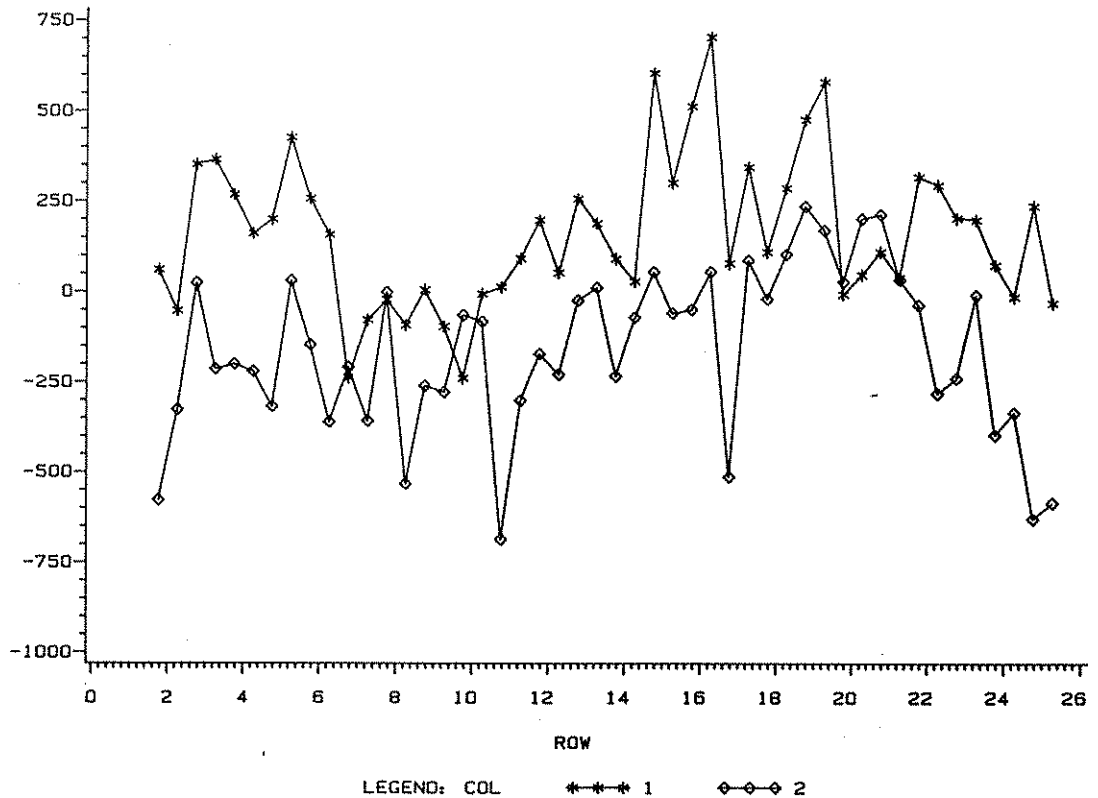
Figur C.9 Medelavkastning efter olika sårads mellanrum och år från ogödslade försöksrutor. Figuren påvisar kanteffekter. De vertikala linjerna motsvarar den avgränsning som följer av att beakta AVKM och RAD 5-20.

BILAGA C



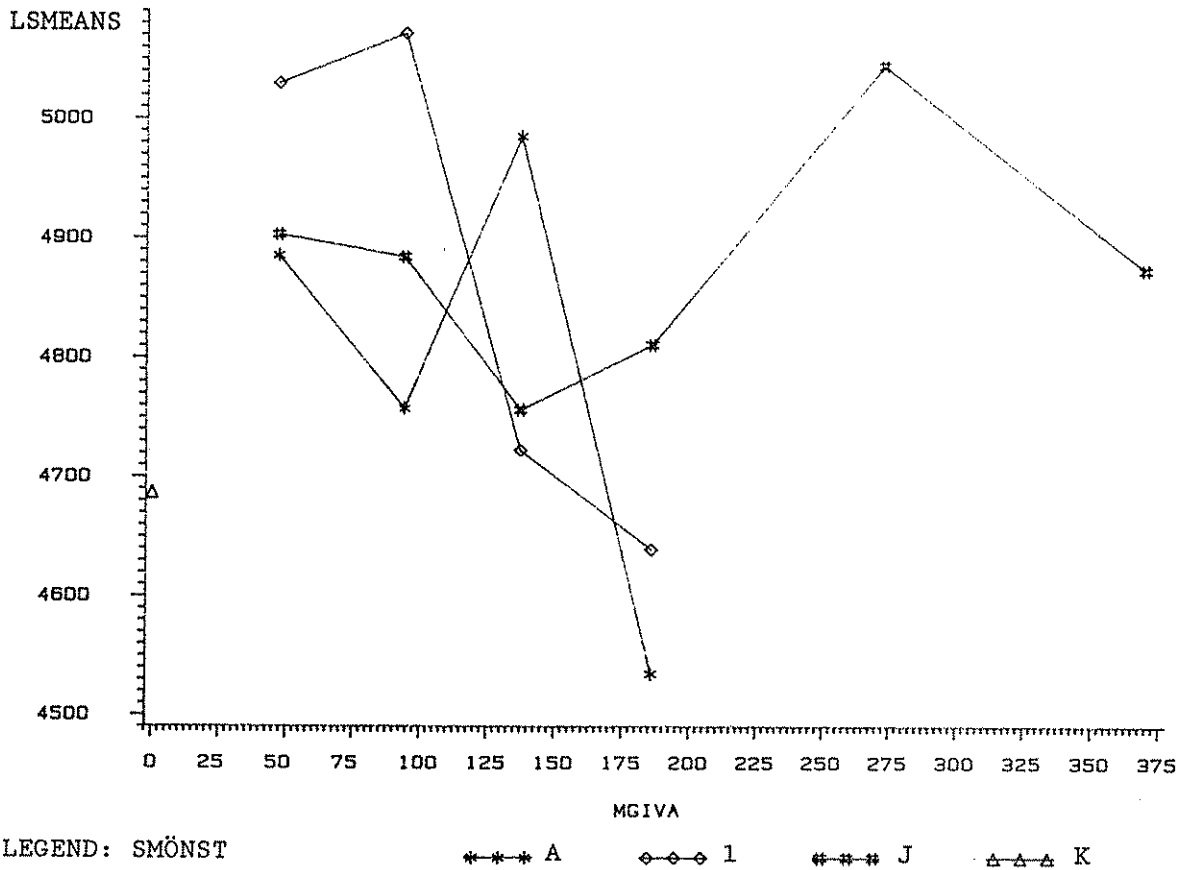
Figur C.10 Medelavkastning mot MGIVA för olika SMÖNST. 1982 års försök.

Avvikelse

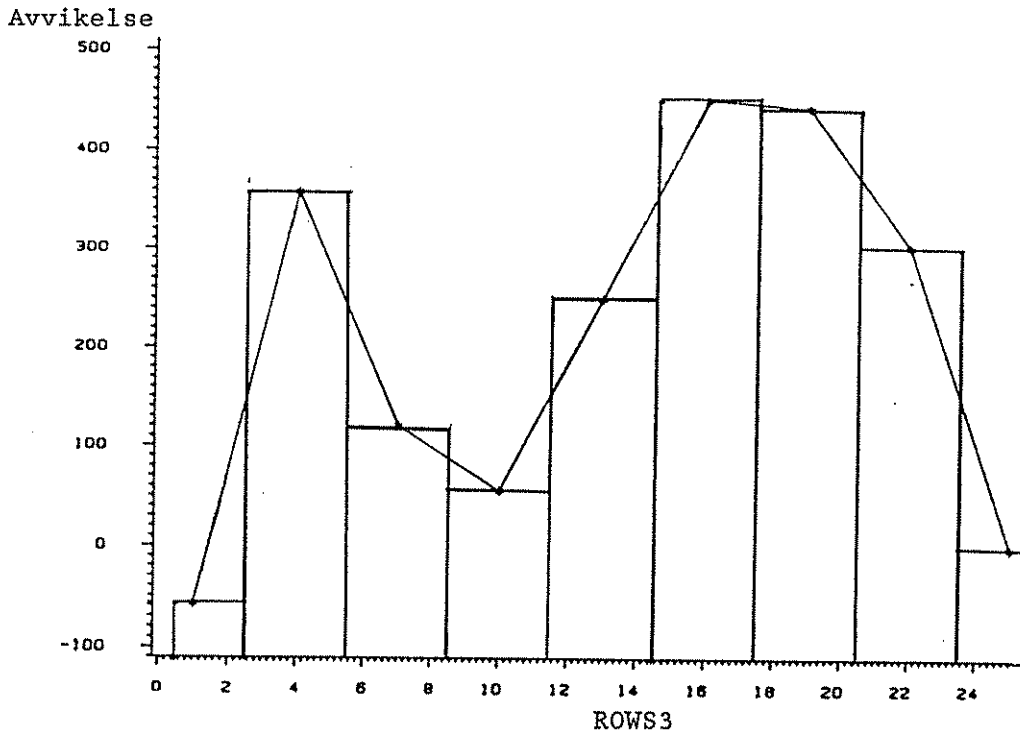


Figur C.11 Avvikelser efter modellen $AVKM8 = Int + (mgiva * smönst)_{i,j} + res_{i,j}$ mot markkoordinat (ROW), uppdelat efter kolumn (COL) på fältet och med en upplösning om halv ruta.

BILAGA C

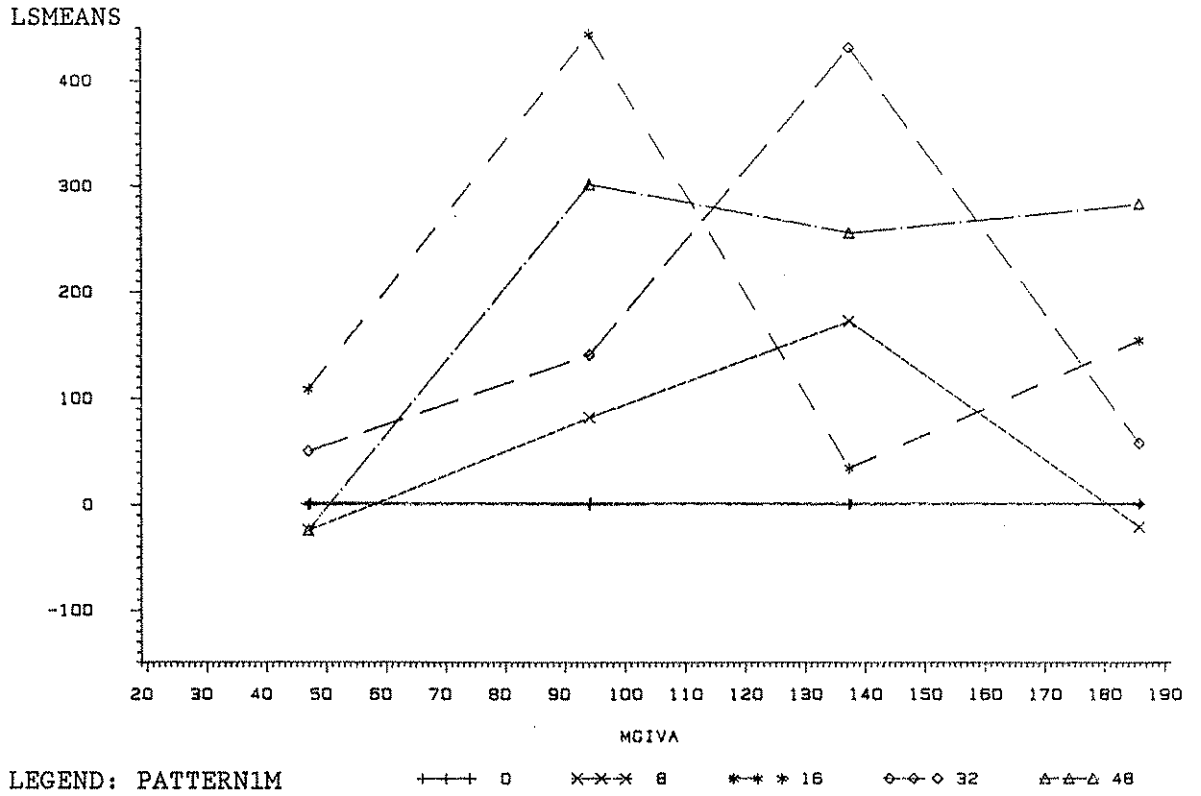


Figur C.12 LSMEANS för olika SMÖNST och MGIVA mot MGIVA efter modellen $AVKM16 = Int + (mgiva * smönst)_i + rows3_j + col_k + err_{ijk1}$,

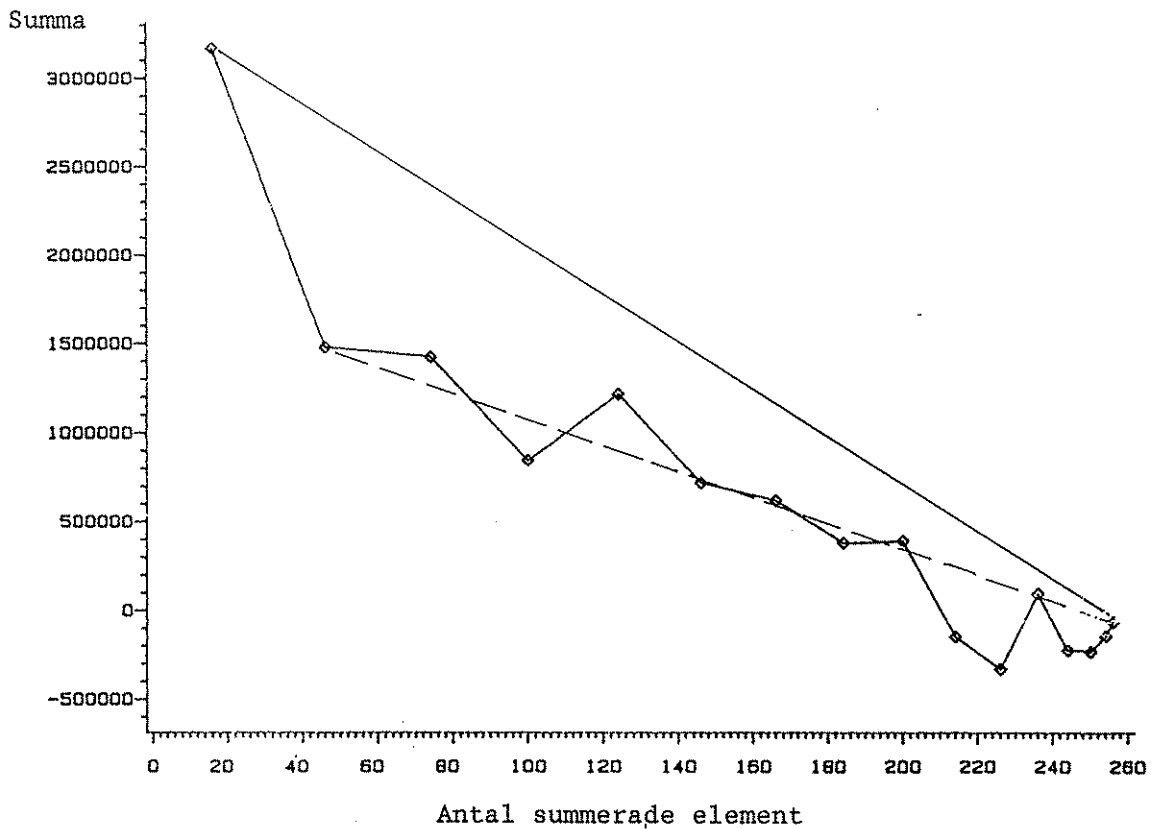


Figur C.13 Avvikelse mot nivå av ROWS3. Nivå för ROWS3 svarar mot markkoordinat och figurens avvikelsen är relaterad till $rows3_{24} = 0$. Beräknat efter modellen $AVKM16 = Int + (mgiva * smönst)_i + rows3_j + col_k + err_{ijk1}$

BILAGA C

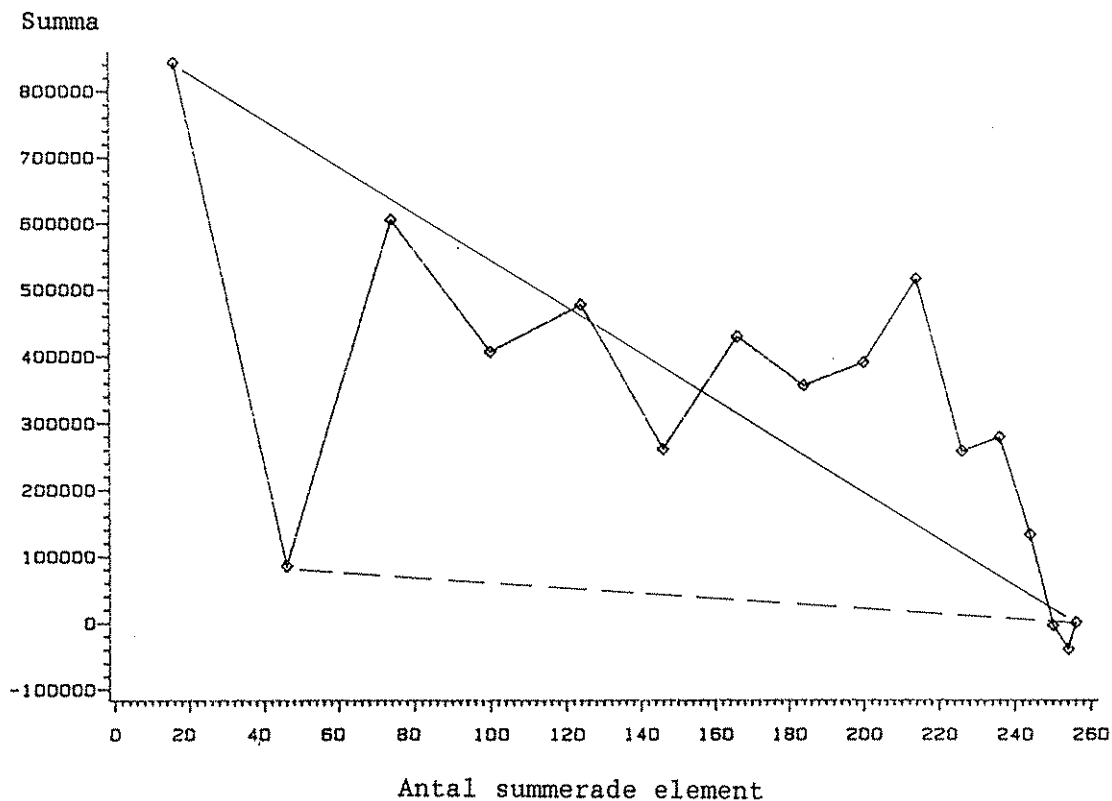


Figur C.14 LSMEANS i relation till PATTERN1M=0. Figuren baseras på samma data som figur C.29.

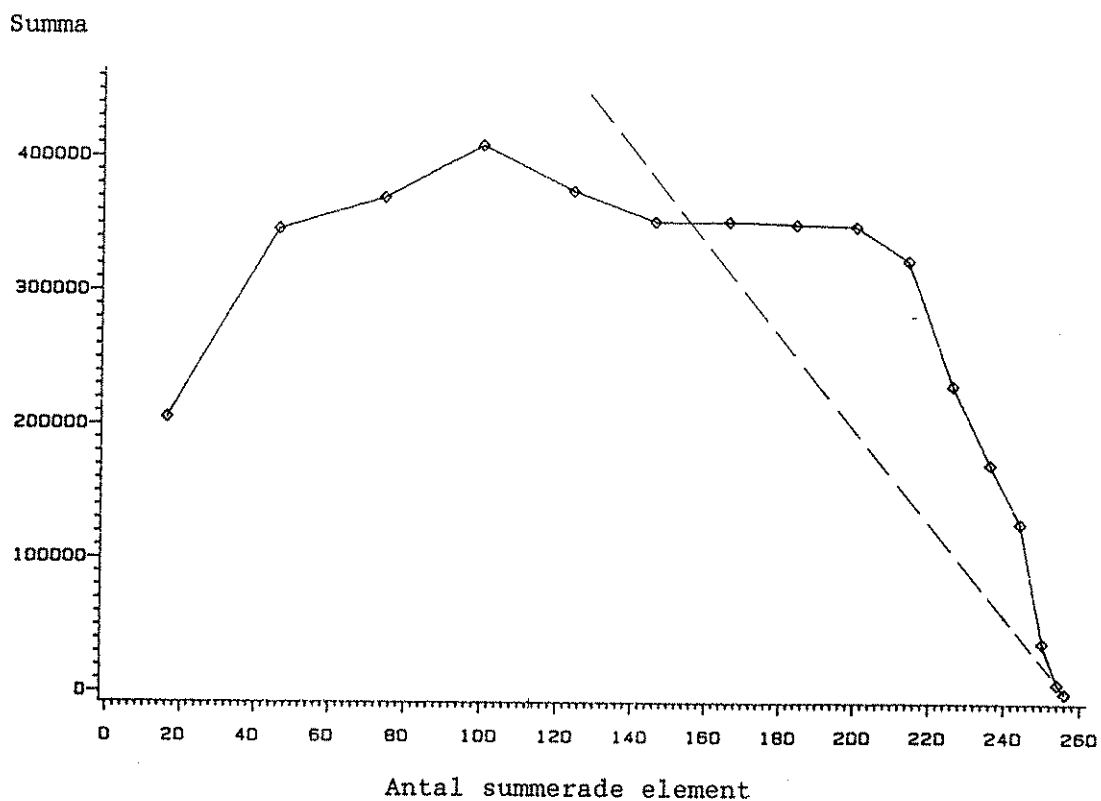


Figur C.15 Summa av varians- kovariansskattningar för residualer efter modellen $AVK_1 = ruta_1 + res_{1,1}$ baserat på 1982 års gödslade rutor RAD 5-20.

BILAGA C

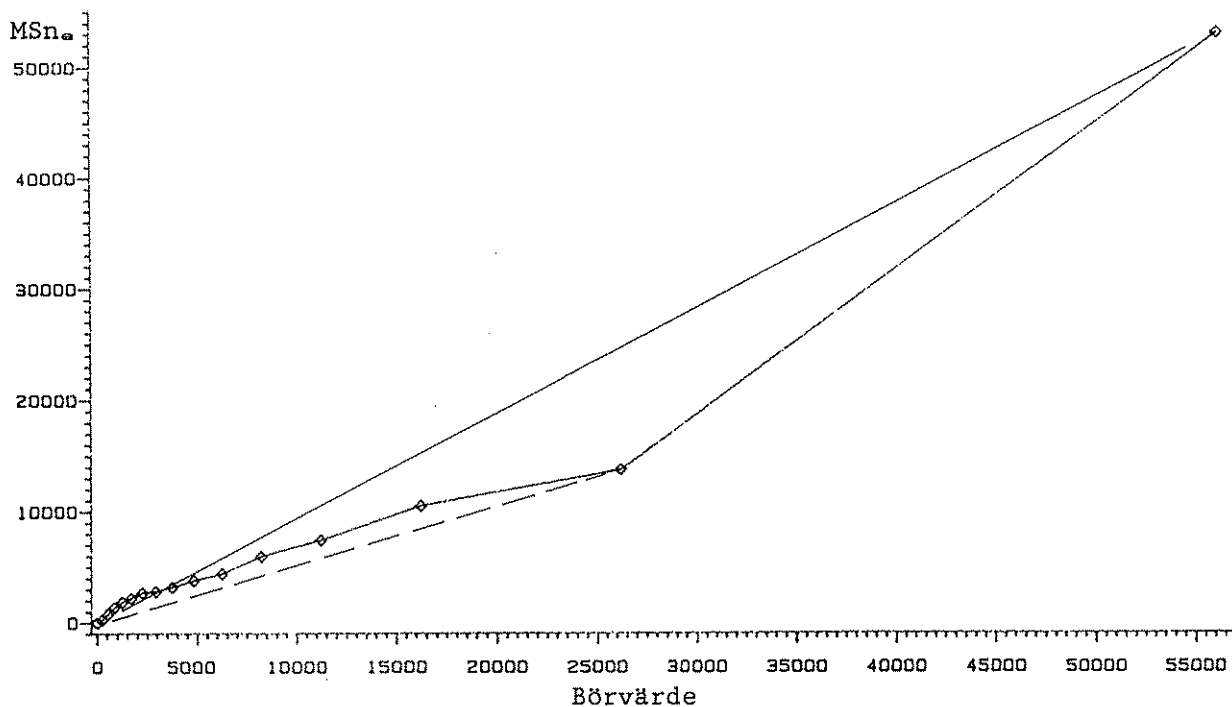


Figur C.16 Summa av varians-kovariansskattningar för residualer efter modellen $AVK1=ruta_1+res_{1,j}$ baserat på 1980 års ogödslade rutor RAD 5-20.

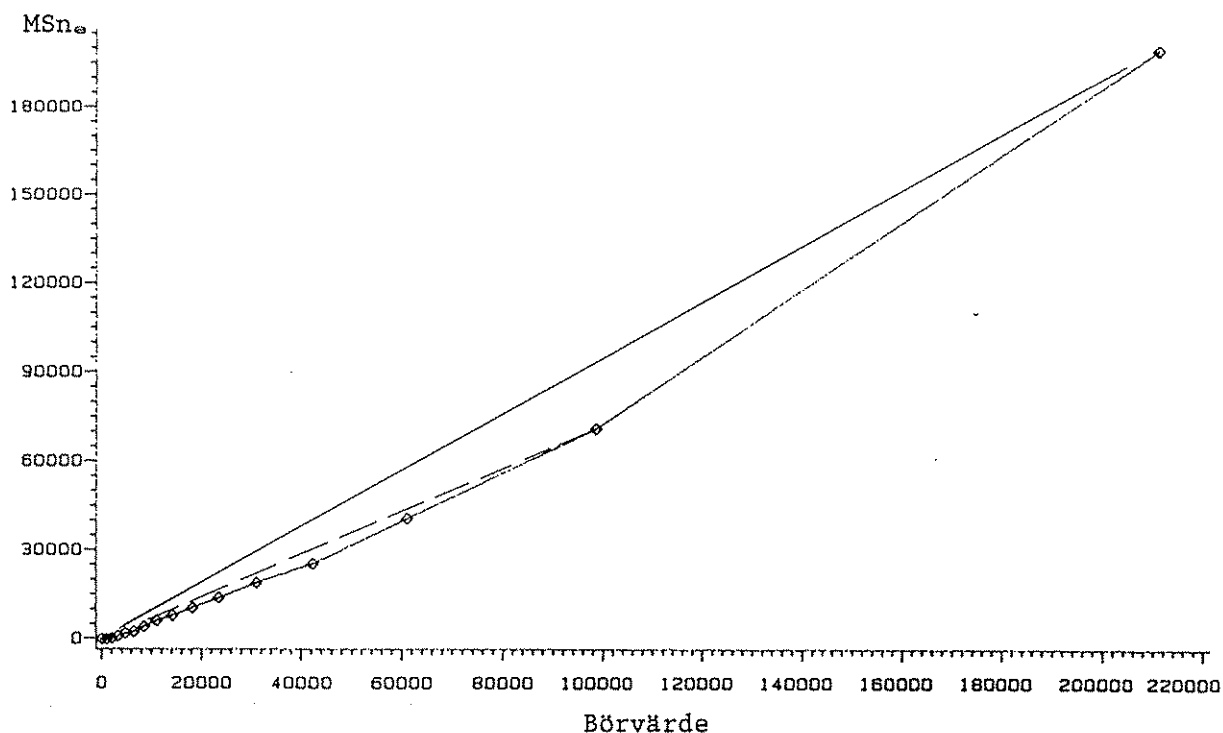


Figur C.17 Summa av varians-kovariansskattningar för residualer efter modellen $AVKM=ruta_1+res_{1,j}$ baserat på 1980 års ogödslade rutor RAD 5-20.

BILAGA C



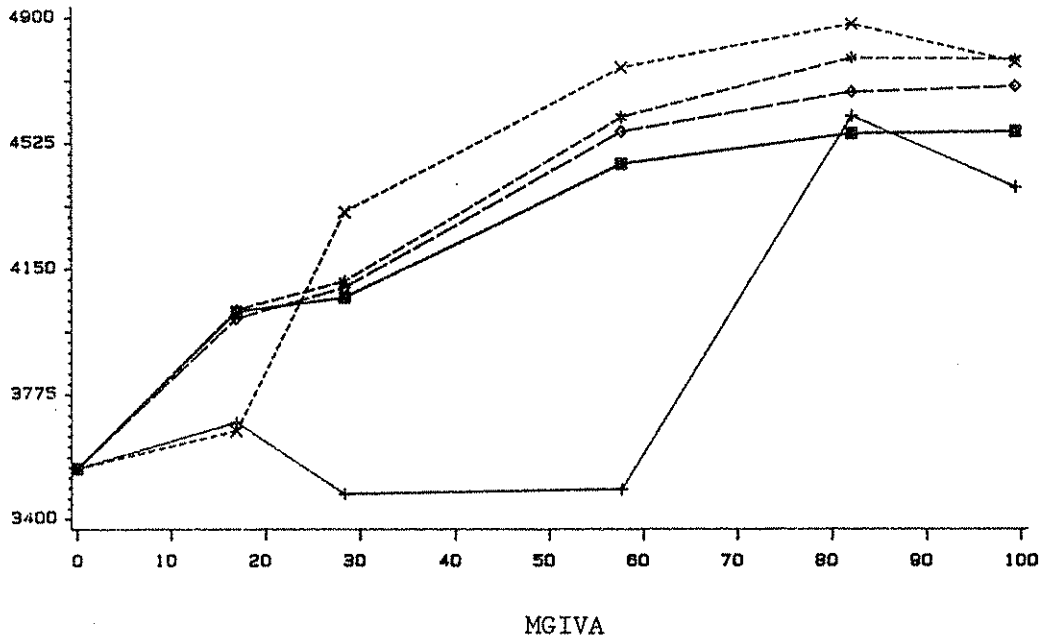
Figur C.18 Beräknade MSn_a för sammanläggningar av olika antal bredvidliggande raders avvikelser inom RUTA inritade mot börvärde. Avvikelseerna är efter anpassning med data från 1980 års ogödslade försöksrutor och modellen $AVK1=ruta_{1j}+res_{1j}$. Börvärdet skall motsvara okorrelerade RAD inom RUTA (se punkt (i) under avsnitt 5.6.6 "Sanvariationer i mindre lokal"). Längst till höger återfinnes MSe baserad på enskilda avvikelser.



Figur C.19 Beräknade MSn_a för sammanläggningar av olika antal bredvidliggande raders avvikelser inom RUTA inritade mot börvärde. Avvikelseerna är efter anpassning med data från 1982 års ogödslade försöksrutor och modellen $AVK1=ruta_{1j}+res_{1j}$. Se även föregående figur.

BILAGA C

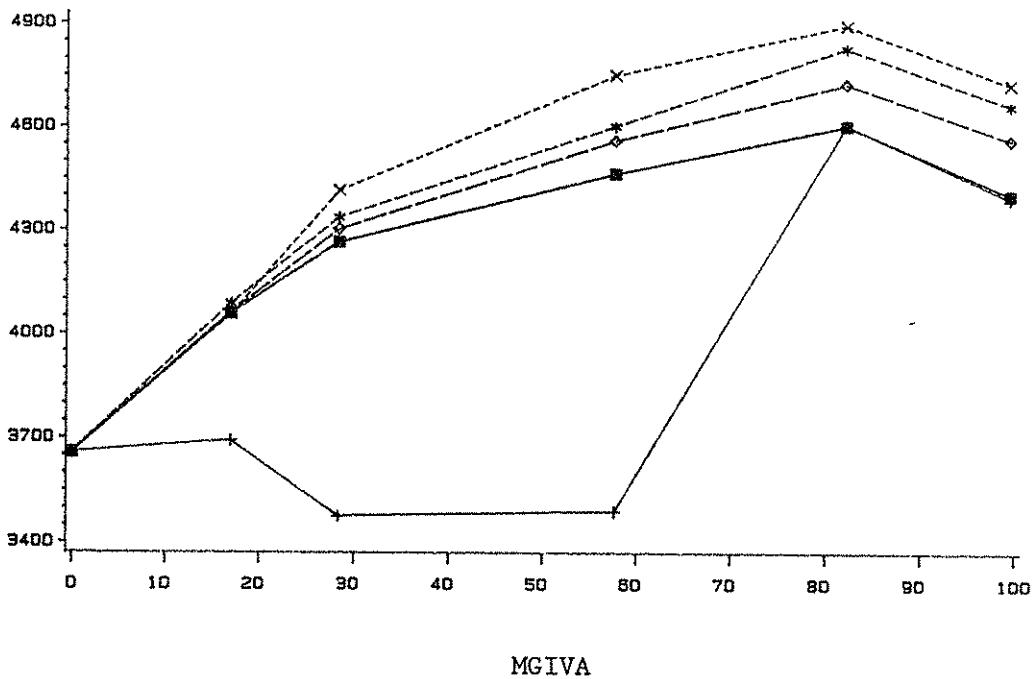
Modellvärde



LEGEND: SMÖNST +--+ 1 *-*-* 2 *-*-* 3 ◊-◊-◊ 4 ▲-▲-▲ 5 #-#-# 6 ■-■-■ 7

Figur C.20 Modellvärde för olika MGIVA*PATTERN2 efter 1979 års data och modellen $AVK1 = Int + (mgiva * pattern2)_1 + res_{1,j}$ inritat mot MGIVA.

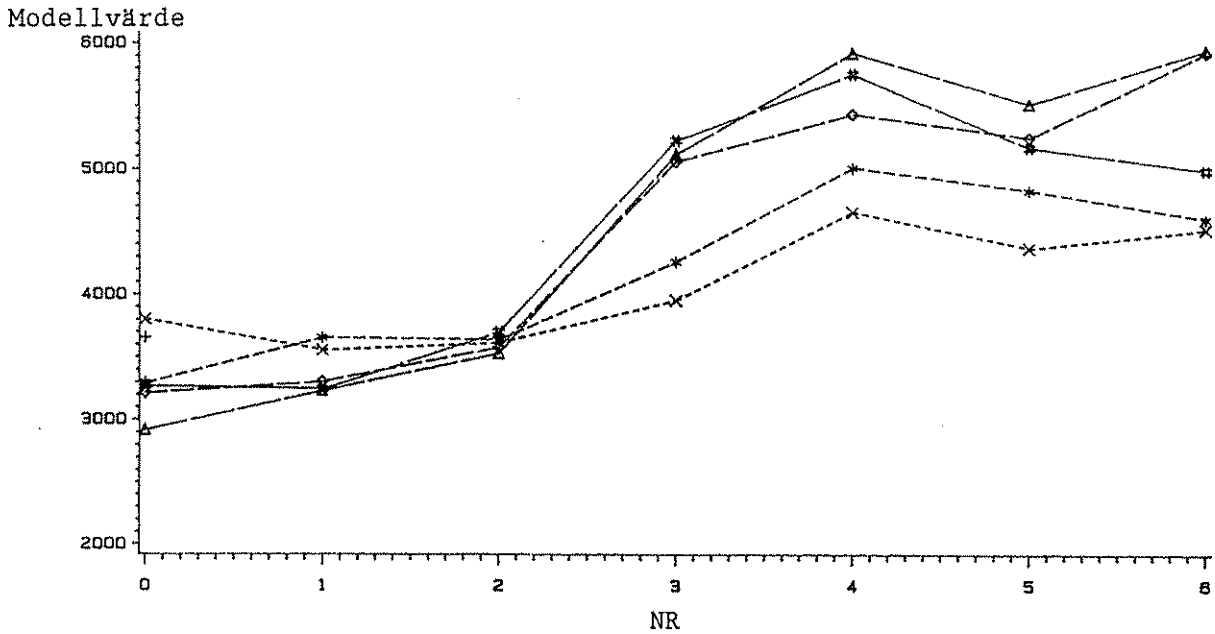
Modellvärde



LEGEND: SMÖNST +--+ 1 *-*-* 2 *-*-* 3 ◊-◊-◊ 4 ▲-▲-▲ 5 #-#-# 6 ■-■-■ 7

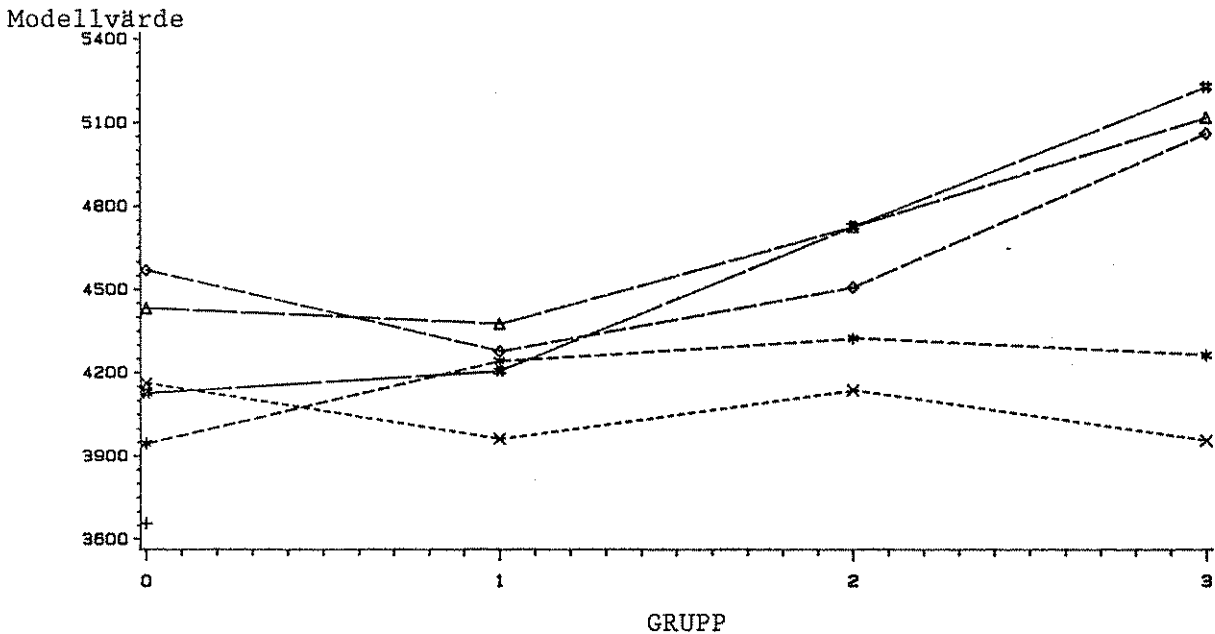
Figur C.21 Modellvärde för olika MGIVA*PATTERN2 efter 1979 års data och modellen $AVK1 = Int + (mgiva * pattern2)_1 + dummy_j + res_{1,j}$ (A22) inritat mot MGIVA. Dummy-variabel för de sju avvikande rutorna (se avsnitt 6.3.1 "Några speciella analyser" eller tabell B.13).

BILAGA C



LEGEND: MGIVA +--+ 0 *-*-* 17 *-*-* 28 ◆◆◆ 58 ▲-▲-▲ 62 *-*-* 99

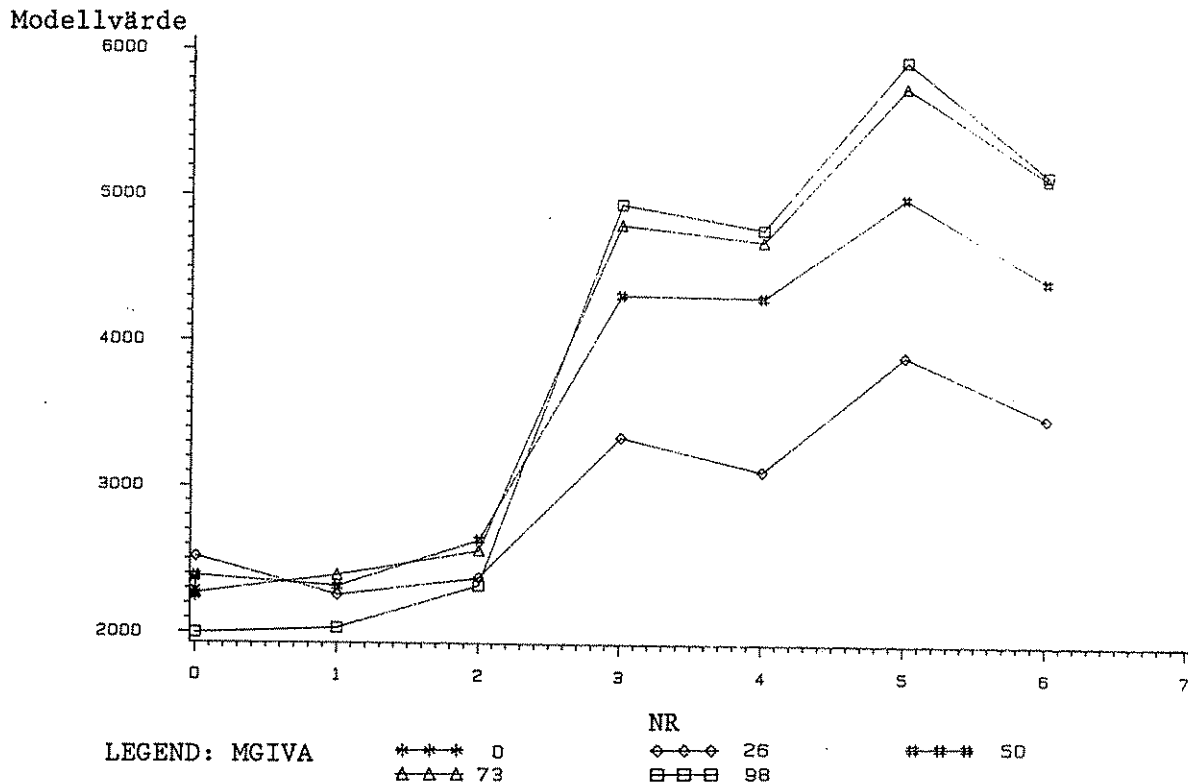
Figur C.22 Modellvärde beräknat från olika MGIVA*PATTERN2 efter 1979 års data och modellen $AVK1 = Int + (mgiva * pattern2) + dummy_1 + res_{1,1k}$ (A22) inritat mot NR. NR är en hjälpvariabel som anger position relaterat till gräns mellan ogödslat och gödslat stråk samt hur många av de tre närmaste radmellanrummen på bägge sidor om raden blivit gödslade. NR=3 avser gränsvärdet, NR<3 avser sårader i ogödslat och NR>3 i gödslat stråk. (Se även figur C.21 och C.23)



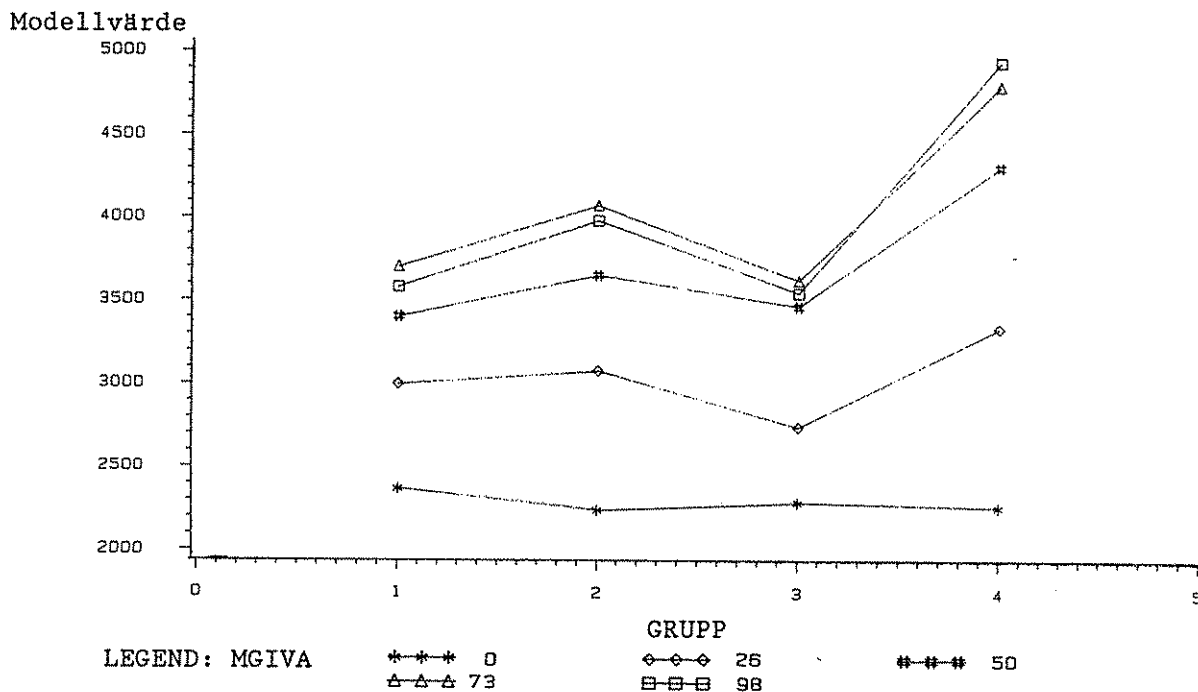
LEGEND: MGIVA +--+ 0 *-*-* 17 *-*-* 28 ◆◆◆ 58 ▲-▲-▲ 62 *-*-* 99

Figur C.23 Modellvärde beräknat från olika MGIVA*PATTERN2 efter data från figur C.22, inritat mot GRUPP. GRUPP=0 avser medelvärde av NR 0 och 6, GRUPP=1 avser medelvärde av NR 1 och 5 etc..

BILAGA C

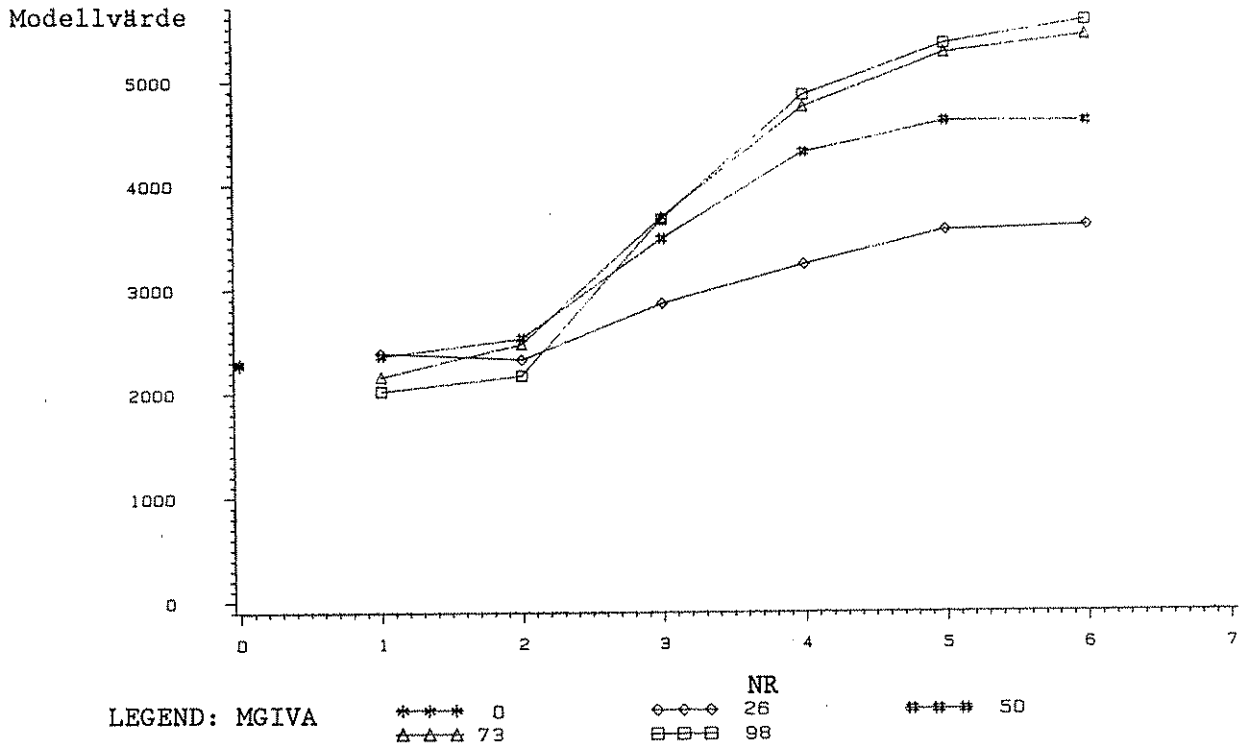


Figur C.24 Modellvärde beräknat från olika GRUPP*MGIVA*PATTERN2 efter 1980 års data och modellen $AVK1 = \text{Int} + (\text{grupp} * \text{mgiva} * \text{pattern3})_1 + \text{res}_{1,j}$ (se modell A27 under rubriken "1980 års Försök" i avsnitt 6.4.2 "Samvariationer mellan ..."). Modellvärden är inritade mot NR. NR är en hjälpvariabel som beskrivs i figur C.22 och som motsvarar olika nivåer av PATTERN3.

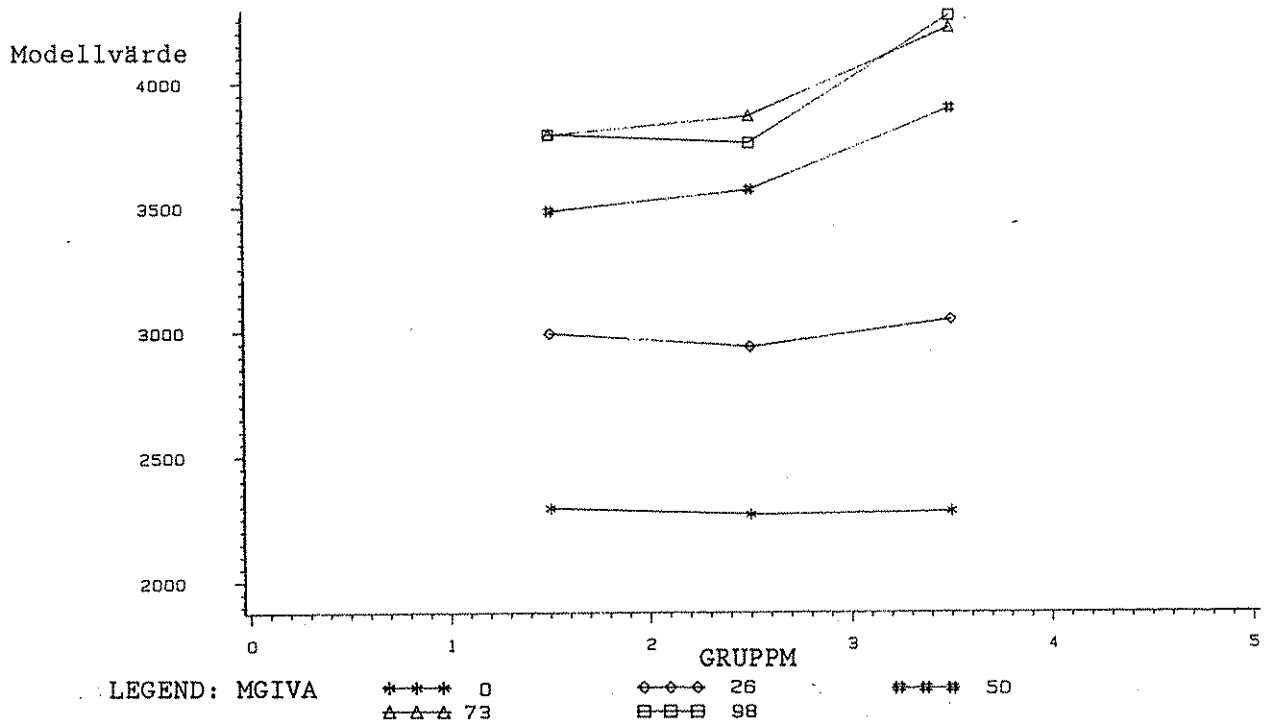


Figur C.25 Modellvärde beräknat från olika GRUPP*MGIVA*PATTERN3 efter data från figur C.24, inritat mot GRUPP. GRUPP=1 avser medelvärde av NR 0 och 6, GRUPP=2 avser medelvärde av NR 1 och 5 etc.. (Att GRUPP är definierat olika jämfört med figur C.23 saknar avsikt.) Notera att grafen för ogrödslat ej har den markanta tandning som framgår av övriga grafer.

BILAGA C



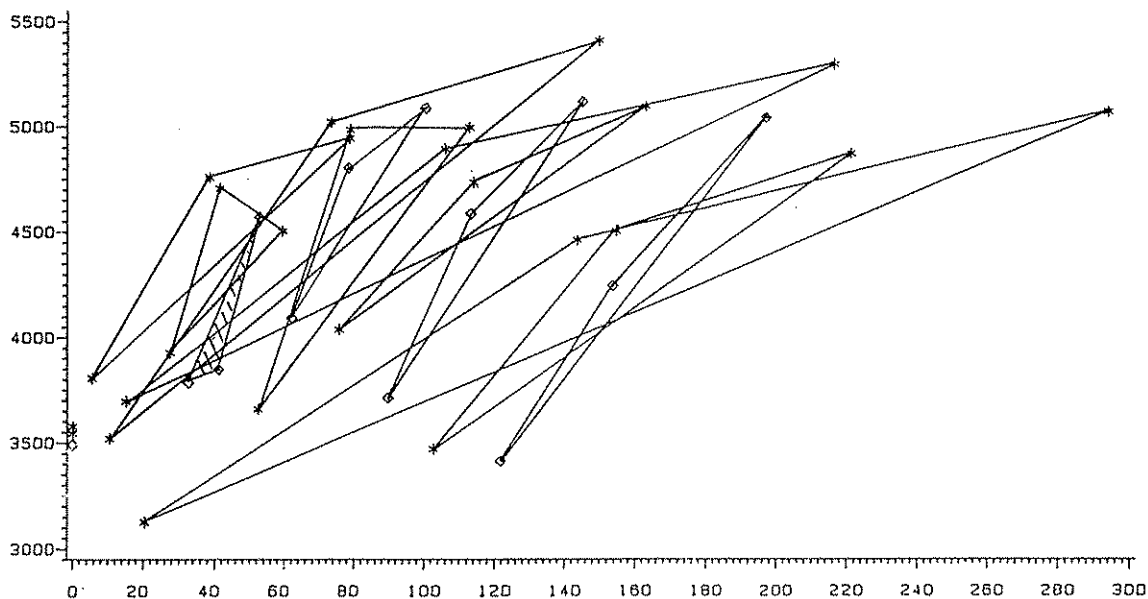
Figur C.26 Modellvärde beräknat från olika GRUPPM*MGIVA*PATTERN2M efter 1980 års data och modellen $AVKM = Int + (grupp \cdot mgiva \cdot pattern3m)_i + res_{i,j}$ (se modell A28 under rubriken "1980 års Försök" i avsnitt 6.4.2 "Samvariationer mellan ..."). Modellvärden är inritade mot NR och uppdelade efter MGIVA. NR är en hjälpvariabel som anger position relaterat till gräns mellan ogödslat och gödslat stråk. Eftersom figuren baseras på AVKM avser NR=1, 2 och 3 ogödslade, och NR=4, 5 och 6 gödslade, radmellanrum. (NR motsvarar olika nivåer av PATTERN3M



Figur C.27 Modellvärde beräknat från olika GRUPPM*MGIVA*PATTERN3M efter data från figur C.26, inritat mot GRUPPM. GRUPPM=1.5 avser medelvärde av NR=1 och 6, GRUPPM=2.5 av NR 2 och 5 samt GRUPPM=3.5 av NR 3 och 4.

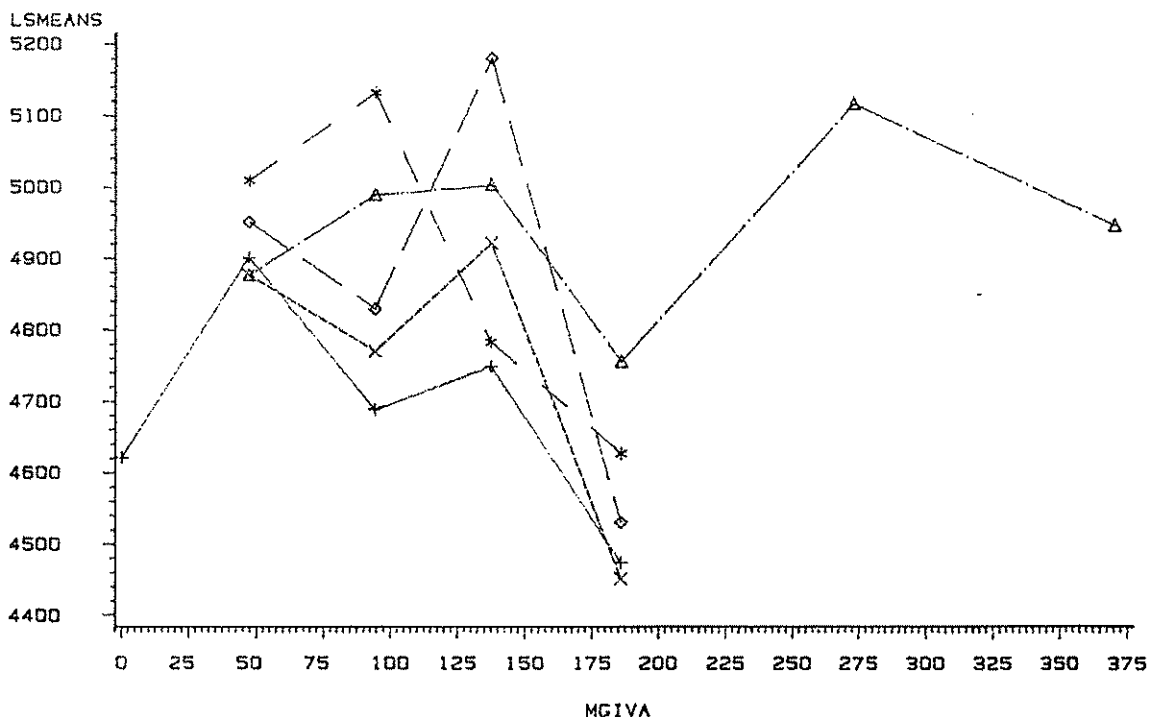
BILAGA C

Modellvärde



XV.

Figur C.28 Modellvärden efter 1981 års försök, och modell A30 (se under rubriken "1981 års försök" i avsnitt 6.4.2 Samvariationer mellan utlagt kväve och avkastning") uppdelat efter GRUPP, MGIVA och PATTERN2M, inritat mot XV. Abscissans XV. är medelvärdet av variabeln XV för de två bredvidliggande rader som bildar medelvärdet AVKM (se modell 1.XV under avsnitt 5.6.7.3 "Deskriptiva kvantifierade variabler").



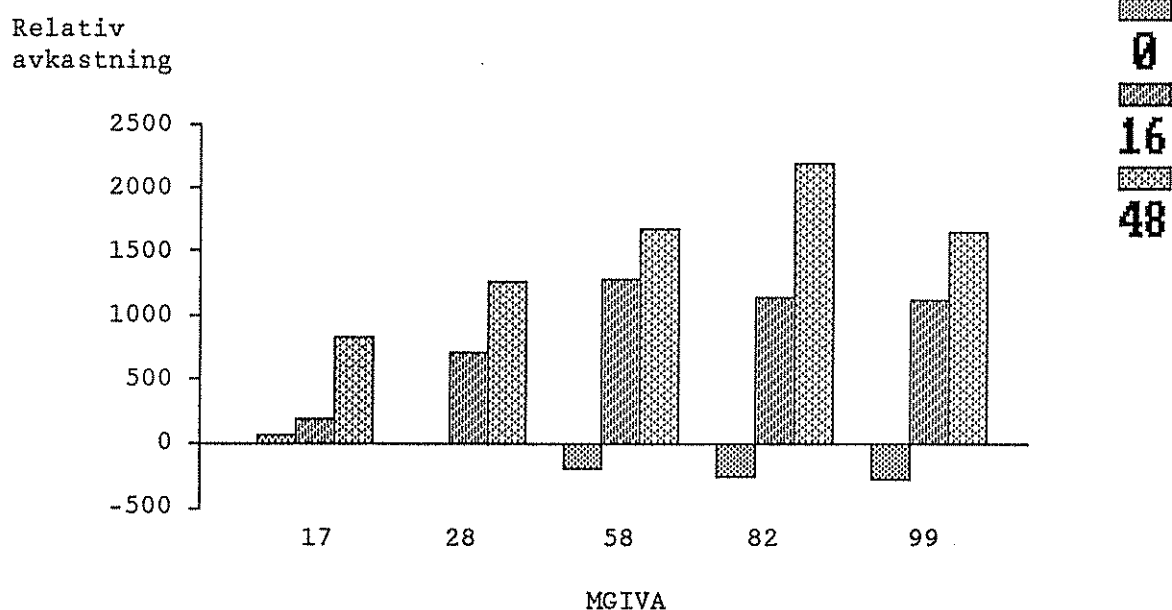
LEGEND: PATTERN1M +--+ 0 x-x-x 8 *-*-* 16 ◊-◊-◊ 32 Δ-Δ-Δ 48

Figur C.29 LSMEANS för olika PATTERN1M och MGIVA för 1982 års försök enligt modell A40 (se under rubriken "1982 års försök" i avsnitt 6.4.2 "Samvariationer mellan utlagt kväve och avkastning").

BILAGA C

Undantaget sju avvikande rutor

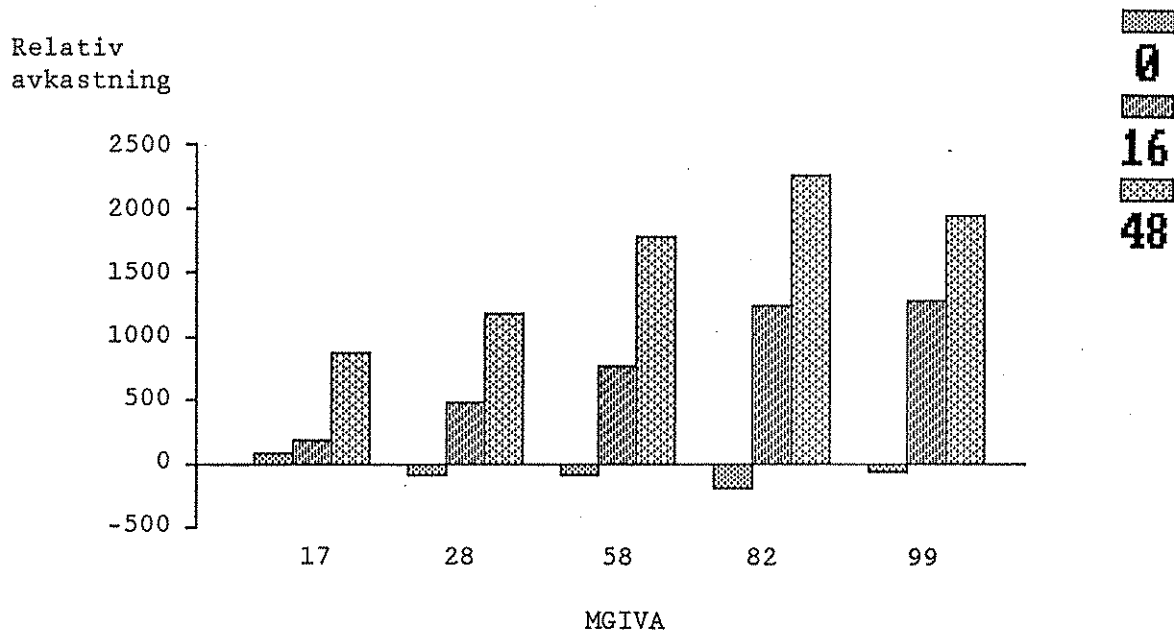
PATTERN1



Figur C.30 Modellvärden efter modell $AVK1 = Int + (mgiva * pattern1)_i + dummy_j + res_{i,jk}$ relaterat till modellvärde för ogödslat.

Samtliga rutor

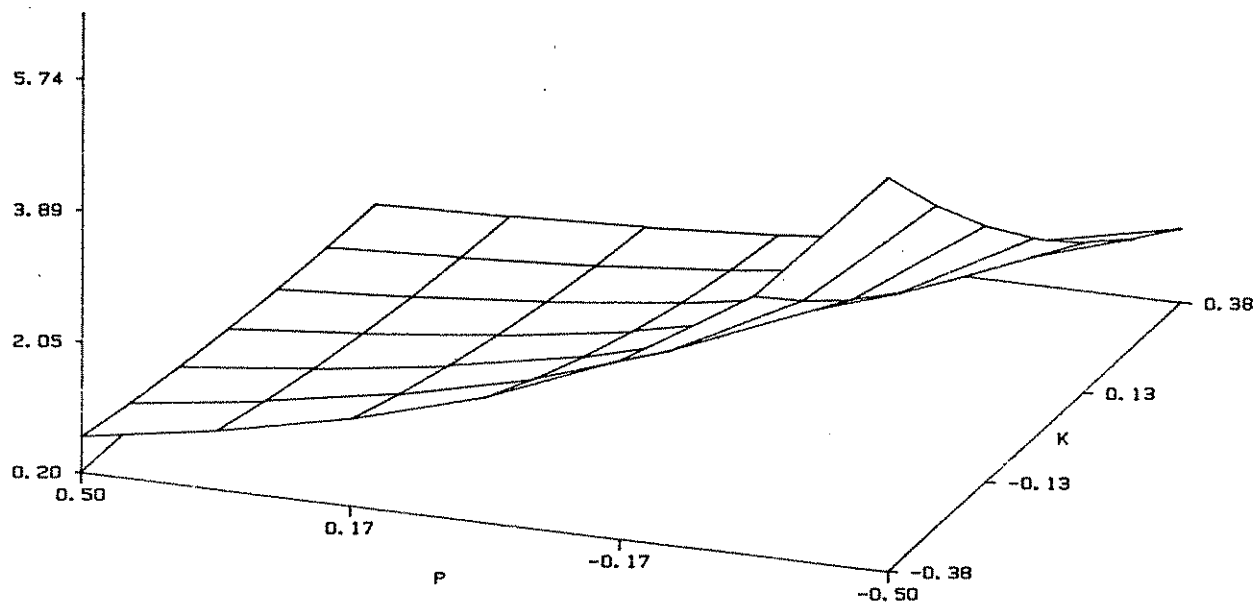
PATTERN1



Figur C.31 Modellvärden efter modell $AVK1 = Int + (mgiva * pattern1)_i + res_{i,j}$ relaterat till modellvärde för ogödslat. Jämför med föregående figur.

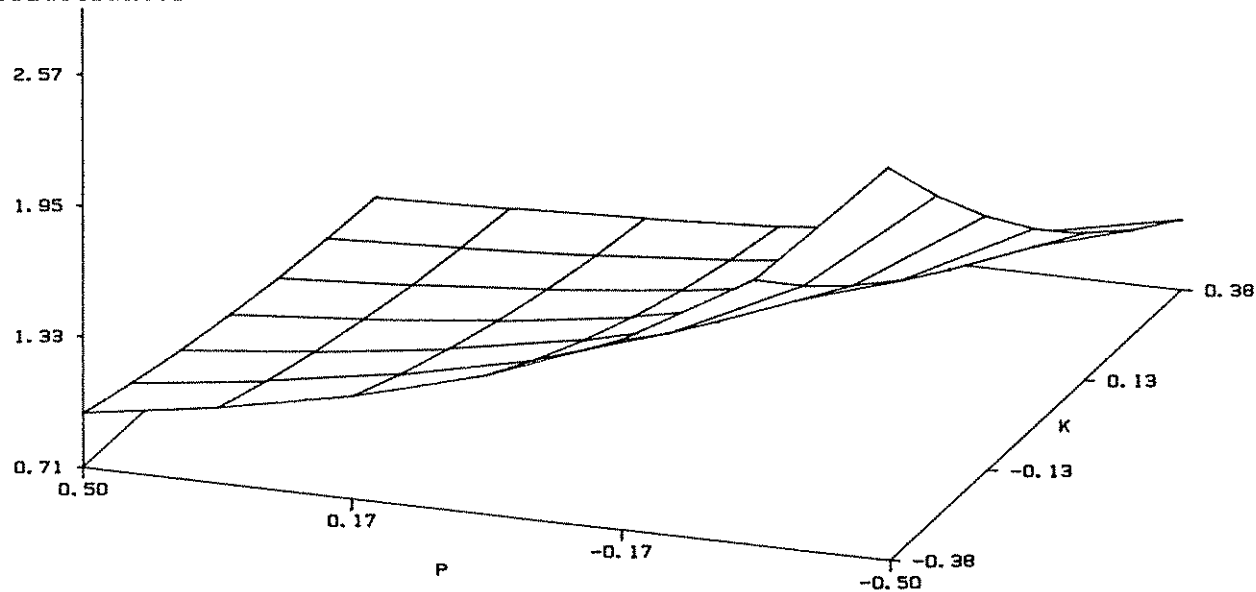
BILAGA C

Förlustfaktor



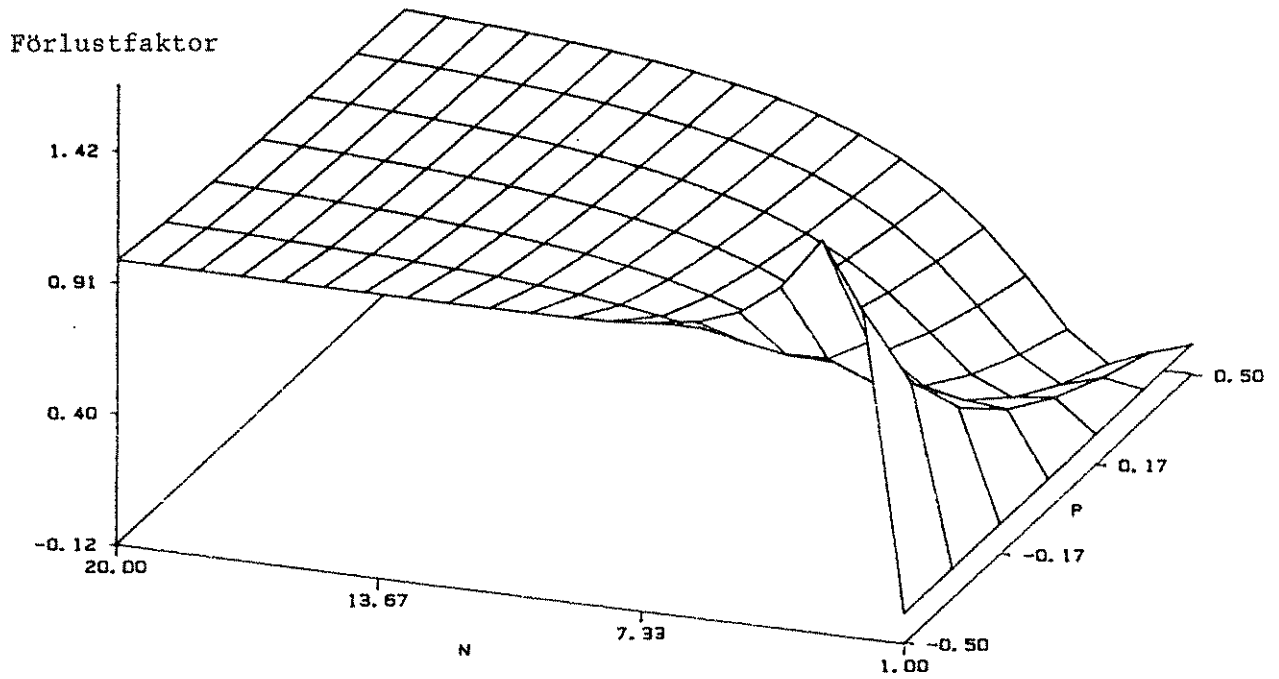
Figur C.32 Förlustfaktor $f(p, k, \beta=1)$ till modell 6 inritad mot p och k . (Se avsnitt 7.8 "Sammansättning")

Förlustfaktor

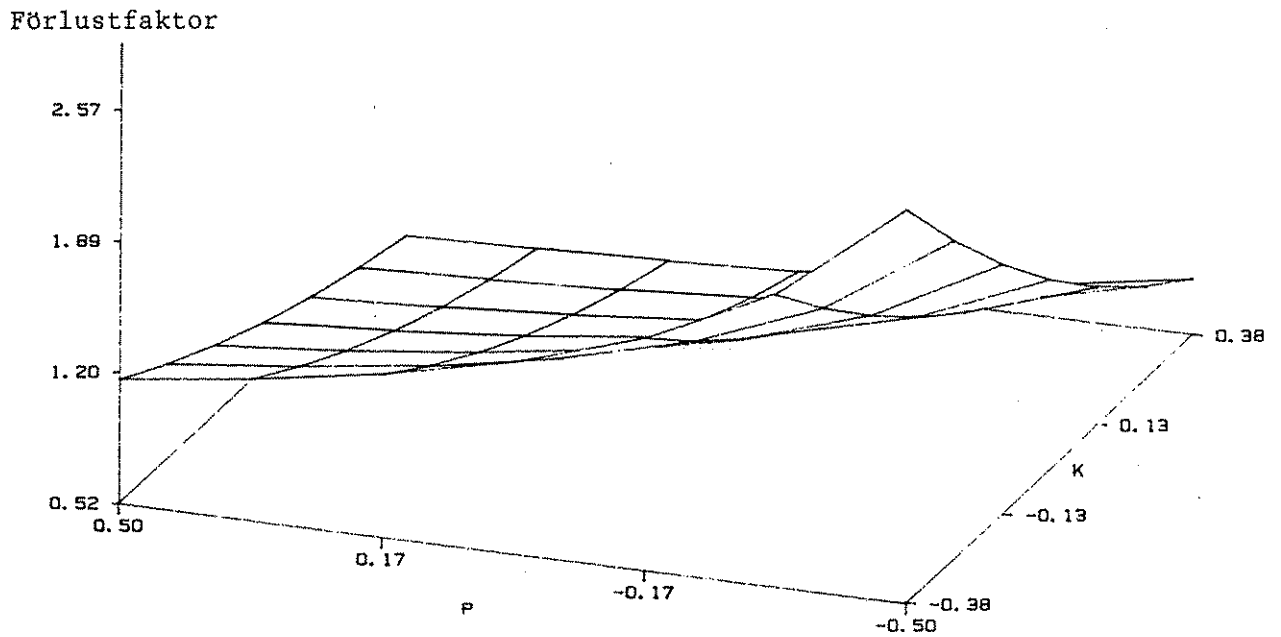


Figur C.33 Förlustfaktor $f(p, k, \beta=0.25)$ till modell 6 inritad mot p och k . (Se avsnitt 7.8 "Sammansättning")

BILAGA C



Figur C.34 Förlustfaktor $f(p, k=0.25, N)$ till modell 6 inritad mot N och p . (Se avsnitt 7.8 "Sammansättning")



Figur C.35 Förlustfaktor $f(p, k, N=8)$ till modell 6 inritad mot p och k . (Se avsnitt 7.8 "Sammansättning")