



Temadag om Biometri og Informatik 1990

Afdeling for Biometri og Informatik
Lyngby

Tidsskrift for Planteavls Specialserie

Beretning nr. S 2053 - 1990



Temadag om Biometri og Informatik 1990

Afdeling for Biometri og Informatik
Lyngby

Tidsskrift for Planteavl's Specialserie

Beretning nr. S 2053 - 1990

Temadag om Biometri og Informatik 1990

Indholdsfortegnelse

	Side
Kriging/Cokriging. Klaus Juel Olsen	5
Flerfaktorstyring af væksthuses energitilførsel. (Control of energy supply to greenhouses by means of several input variables). Klaus Juel Olsen, Annette Ersbøll og Kristian Kristensen	25
Two-factor experiments carried out in a modified split-block design. Iwona Mejza and Stanislaw Mejza	37
Planer for værdiafprøvning af sorter. (Designs for variety trials). Kristian Kristensen	45
Response surface optimering af holdbarheden af <i>Campanula carpatica</i> . (Response surface optimizing of the postharvest quality of <i>Campanula carpatica</i>). Annette Ersbøll og Bente M. Holm	57
Forsøgsserier. (Series of experiments). Annette Ersbøll	67
Ekspertsystemer og deres brug i jordbrugssektoren. (Expert systems and their use in the agricultural section). Ulla Dindorp	77
Billedanalyse af ukrudtsfrø. (Image analysis of weed seeds). Poul Erik H. Petersen	83
Systemudviklingen ved edb-projektet til Centrallaboratoriet i Foulum. (System Analysis in an edb-project for the Central Laboratory at Research Center, Foulum). Lina Jørgensen	95
Et PC-databasesystem til forsøgs- og herbiciddata. (A PC based system for handling data from herbicide trials). Bent Jensen	103
Forskningsprojektet "Ekspertsystemer i jordbrugsforskningen". Søren A. Mikkelsen og Flemming Skov	107

Kriging/Cokriging

Klaus Juel Olsen

Resumé

Geostatistik bliver i stigende grad brugt indenfor jordbrugsforskningen til at beskrive den rumlige fordeling af målte variable. Til interpolation af data mellem målepunkter er der indenfor geostatistikken udviklet den optimale interpolationsprocedure, kriging. På data for fosfortal, målt i et net med

sidelængde på 40 m, estimeres semivariogrammer, og der foretages interpolation til et net med sidelængde på 10 m. Data for organisk fosfor kriges med fosfortal som hjælpevariabel. Det er den såkaldte cokriging procedure. Beregningerne foretages i programmet "Kriging" udviklet på Afdeling for Biometri og Informatik.

Summary

Geostatistics has become increasingly popular within soil science. It is being used to describe the spatial variability of soil measurements. The kriging procedure interpolates observations to produce a net of interpolated values with smaller distances than the original observations. This article presents a result of the kriging procedure applied to

extractable phosphorus observed in a net with smallest distance 40 m. The extractable phosphorus observations are also used as co-variables in a cokriging procedure where the main variable is organic phosphorus. The calculations are performed in a program "Kriging" developed at Department of Biometry and Informatics.

Indledning

Variable, der måles i jorden, fysiske, kemiske, hydrologiske mm., er i princippet kontinuerte fænomener, betragtet som funktion af deres rumlige udstrækning. Ved en måleproces udtages en, som regel lille, jordprøve til analyse. Hvis jordprøverne udtages meget "tæt", vil den kontinuerte natur af den målte variabel vise sig som en samvariation af nærtliggende datapunkter. Hvis prøverne udtages langt fra hinanden vil der ikke være nogen sammenhæng mellem deres værdier. Begrebet "tæt" kommer an på, hvilken variabel der måles, på hvor store jordprøver, der udtages, og på hvilken type forsøgsareal, der undersøges.

En rumlig variabel kan betragtes på to principielt forskellige måder, en systematisk og en stokastisk. Ved den systematiske måde betragtes forløbet som en fast given funktion uden en egentlig model for den rumlige sammenhæng. Det svarer f.eks. til hvad der benyttes ved kortlægninger. På baggrund

af tilfældigt eller regelmæssigt fordelte målepunkter, foretages en klassifikation af et område. Der kan f.eks. nævnes den landsomfattende jordklassificering efter tekstur (Landbrugsministeriet, 1989).

Den stokastiske betragtningsmåde antager, at den undersøgte variabel er en stokastisk variabel. Den er således beskrevet ved en fordelingstype og en kovariation fra målepunkt til målepunkt. Der benyttes altså en model for data. Klassiske analyser af jordvariation har set bort fra kovariationsfænomenet, og i stedet er analyserne alene opgjort ved, eksempelvis, gennemsnit og spredning. Dette er også tilfældet for opgørelsen af data fra "Startkarakterisering af Systemforskningsarealer", (Heidmann, 1988), hvorfra her senere skal præsenteres et eksempel.

Der har været en voksende interesse for at beskrive den rumlige afhængighed af variable i jord de seneste 10-20 år, (Burgess and Webster, 1980a,b),

(Miller et al., 1988), (Meirvenne and Hofman, 1989). Det statistisk-teoretiske grundlag for disse undersøgelser er hentet fra geostatistikken, hvor en nyere, nemt tilgængelig standardreference, er Journel and Huijbregts, 1978. Trangmar et al., 1985 resumerer også geostatistikken med specifikt henblik på jordbrugsanvendelser.

Rumlige variation af jordvariable

Der er to hovedområder af geostatistikken, som anvendes i jordundersøgelser. For det første estimeres der kovariansfunktion/semivariogram, og for det andet benyttes disse funktioner til at foretage en interpolation af data mellem målepunkter. Det sidste er kendt som kriging proceduren. Semivariogram og kovariansfunktion er alternative beskrivelser af rumlige afhængighed af stokastiske variable. En kovariansfunktion er i sig selv primært interessant, hvis modellens estimerede parametre kan relateres til de forhold, der genererer den observerede jordvariation. En meget vigtig parameter for en kovarians/semivariogram model er den såkaldte rækkevidde. Rækkevidden er den afstand indenfor hvilken der forekommer kovariation. To målepunkter, hvis indbyrdes afstand er større end rækkevidden, antages at være ukorrelerede.

På forskellige måleskalaer vil der være forskellige genererende processer på spil. Ovalles and Collins, 1988, finder rækkevidder på op til 30 km i en undersøgelse af jordtekstur. Deres målepunkter er placeret med en mindste indbyrdes afstand på 10 km, og største afstand på 380 km. Forsøgsområdet indeholder geologisk forskellige områder, hvilket afspejles i rækkevidden for semivariogrammerne.

Miller et al., 1988, finder rækkevidder på 50-80 m for målinger af jord-tekstur variable og høst-udbytter. Data er indsamlet på 400 m lange rette linier med målinger hver 20' ende meter. Landskabet var her bakket, hvor bakkernes diameter typisk svarede til de fundne rækkevidder. Der er således en lang række af variationsgenererende processer som opererer på mere eller mindre overlappende skalaer. Udover geologiske formationer og jordmorfologi, berørt ovenfor, kan nævnes at den ensartede påvirkning, som dyrkning af en mark udgør, giver anledning til en rumlig kovariation. Endelig

kan på "lille" skala nævnes den kovariation, der fremkommer ved uensartet spredning af gylle.

Ved siden af de variationsgenererende processer har måleskalaen også stor betydning for de fundne rækkevidder. Trangmar et al., 1985, refererer 13 forskellige undersøgelser af jordminerale mm., hvor mindste afstand mellem målepunkter går fra 0.5 m op til 1 km. De fundne rækkevidder går fra 4 m op til 32 km. I to af undersøgelserne er ombytligt aluminium analyseret. Forholdet mellem mindste afstand mellem målepunkter og den fundne rækkevidde er for begge undersøgelser på ca. 8, til trods for at der i den ene er en rækkevidde på 4 m og i den anden en rækkevidde på 4 km.

En modellering af rumlige variation kan enten være isotrop, i.e. ens i alle retninger, eller anisotrop i.e. forskellig i forskellige retninger. Begge modeltyper er relevante i undersøgelser af jordvariable, afhængigt af de konkrete forhold.

Kriging

Den anden hovedanvendelse af geostatistikken er den såkaldte kriging-procedure, der traditionelt benyttes til at estimere en variabel mellem observationerne i målepunkterne. Kriging-teknikken kan imidlertid også bruges til krydsvalidering af de fundne kovariansfunktioner /semivariogrammer. Denne metode har været benyttet fra dansk side, i Hansen et al., 1986, 1988. På to prøvesteder, Jyndevad og Tåstrup, er den rumlige variation af jordfysiske og hydrologiske variable undersøgt. Målepunkterne ligger med en mindste indbyrdes afstand på knapt 2 m og en største afstand på 112 m. Der benyttes en lineær semivariogram model, se formel (5) i afsnit om statistisk metode. For tekstur-variable og hydrologiske variable findes rækkevidder fra 10 til 50 m. De enkelte semivariogrammer er krydsvalideret ved en kriging teknik, og det giver generelt en bekræftelse af de fundne estimater.

Andersen, 1989, undersøger den rumlige og tidsmæssige variation i tørstofproduktionen hos almindelig rajgræs. Der findes også her en rumlig kovariation. Rækkevidden ligger for de fleste variable på mellem 4 og 81 m. Der er her brugt en sfærisk semivariogram model, se formel (6) i afsnit om statistisk metode.

Udover en almindelig grundvidenskabelig interesse i beskrivelse af den rumlige variation af

jordvariable, kan det f.eks. have direkte praktisk interesse i forbindelse med en forbedring af markforsøg. Forudsætningerne for at et almindeligt markforsøg, lagt ud i et blok-design, kan analyseres korrekt ved en variansanalyse er at observationerne er normalfordelte, har samme varians, og er indbyrdes uafhængige. Hvis de to første forudsætninger ikke er opfyldt kan der foretages forskellige transformationer til at bringe disse forhold i overensstemmelse med antagelserne. For de fleste typer af markforsøg vil der være en rumlig afhængighed af observationerne, i.e. to nærtliggende parceller vil typisk samvariare. Den rumlige afhængighed har normalt været imødegået ved at benytte blokdesigns i stedet for fuldstændigt randomiserede forsøg, og ved at foretage randomisering af behandling indenfor blokke. Det vil formentlig være muligt at benytte en ekstra information om rumlig afhængighed i design og analyse af markforsøg, i stedet for blot at forsøge at omgå denne variation.

Statistisk metode.

Den efterfølgende beskrivelse af krigingmetoden hviler primært på Journel and Huijbregts, 1978, Trangmar et al., 1985 samt på Burgess and Webster, 1980. Før kriging metoden omtales, er det nødvendigt at berøre en del af det geostatistiske grundlag for denne metode.

Principperne for kriging metoden hviler på et begreb om, som det hedder indenfor geostatistiken, "regionaliserede variable" (RV). Samme modelbegreb kendes også under navnet "Stokastisk Felt". De to betegnelser vil her blive brugt synonymt. En regionaliseret variabel, Y , er defineret på et område, D , som typisk vil være en delmængde af planen eller rummet. For et fast punkt, x , der ligger i D , vil $Y(x)$ være en almindelig stokastisk variabel. $Y(x)$ er således karakteriseret ved sin fordeling $F(y)$. Ofte vil man have variable, der er approksimativt normalfordelte, eller kan transformeres til at blive det. I det almindelige tilfælde vil udfaldet af Y i to punkter ikke være stokastisk uafhængige. Der vil være en vis kovarians.

Hvis middelværdien af $Y(x)$ er den samme over hele D , siges Y at være stationær. Hvis yderligere variansen er den samme over hele D siges Y at være 2. ordens stationær på D . Hvis endelig alle momen-

ter af Y er konstante over hele D , siges Y at være strengt stationær.

Begrebet regionaliserede variable opererer så at sige på to niveauer. Mest grundlæggende er der en fordeling som genererer et udfald af Y på D , kaldet $y(D)$. I princippet må man forestille sig uendeligt mange udfald af Y på D . Men i praksis vil det ofte være sådan, at der kun kan forekomme et udfald, f.eks. fordi man kun har en mark at måle på, og eventuelle andre marker adskiller sig på en måde, så det må formodes, at de følger en anden fordeling og/eller kovariansfunktion. $y(D)$ er en fast funktion. Men da den almindeligvis er ukendt, opfattes også $y(D)$ som et stokastisk fænomen, der derfor har en såkaldt lokal fordeling. Denne fordeling adskiller sig fra den globale fordeling, og forskellen kaldes fluktuationsvariansen.

Ved en støtte, V , for Y , forstås en delmængde af D , hvorpå Y er målt. V kan enten være et punkt eller et område. Hvis V er et område, antages det dog kun at gennemsnitsværdien af Y over V er observeret.

Herefter antages det, at Y er mindst 2. ordens stationær. Samvariationen af nærtliggende punkter beskrives da vha. autokovariansfunktionen, C ,

$$(1) \quad C(x_1, x_2) = E((Y(x_1) - m)(Y(x_2) - m))$$

hvor m er den generelle middelværdi. Det ses, at C i det generelle tilfælde afhænger af hvilke punkter, der betragtes. Ofte vil det være en rimelig antagelse at C kun afhænger af den indbyrdes afstand, h , mellem punkterne. C er da isotrop

$$(2) \quad C(h) = E((Y(x) - m)(Y(x + h) - m))$$

hvor retningen altså er uden betydning. C vil her både blive benævnt kovariansfunktion og autokovariansfunktion. Den sidste betegnelse benyttes for at understrege, at det er den samme variabel der måles flere forskellige steder.

Et andet begreb der ofte ses benyttet til at beskrive samvariation er semivariogrammet

$$(3) \quad \gamma(h) = \frac{1}{2} E((Y(x) - Y(x + h))^2)$$

Bortset fra det specielle tilfælde, hvor variansen ikke eksisterer, gælder der at

$$(4) \quad \gamma(h) = C(0) - C(h)$$

Der eksisterer flere forskellige regelmæssigt benyttede semivariogram modeller. To skal nævnes her. Den første er det såkaldte lineære semivariogram

$$(5) \quad S = \begin{cases} 0 & h = 0 \\ C_0 + C_1 \frac{h}{a} & 0 < h < a \\ C_0 + C_1 & a \leq h \end{cases}$$

der ses skitseret i fig. 1.a. C_0 er den såkaldte "nugget effect". Semivariogram funktionen er pr. definition lig nul i $h=0$, men den kan altså godt være diskontinueret i dette punkt. Det viser sig erfaringsmæssigt at introduktionen af en nugget parameter ofte giver en forbedring af modellen. Diskontinuiteten kan skyldes at der kommer målestøj oveni den rumlige variation. En anden mulighed er, at semivariansen stiger meget kraftigt ved afstande der er små, sammenlignet med de afstande der er til rådighed for

estimation af semivariogrammet. $C_0 + C_1$ udgør til sammen den såkaldte sill-parameter. Hvis der ikke er trends i datamaterialet, vil sill være lig variansen af observationerne. Semivariogrammet antager sill-niveauet når afstanden overstiger a , den såkaldte rækkevidde (eng: Range of influence). To punkter med indbyrdes afstand større end rækkevidden er således ukorrelerede. Den lineære semivariogram model ses også ofte uden sill-niveau. I den situation vil semivariansen stige uden begrænsning, hvorfor der ikke eksisterer nogen kovariansfunktion.

Den sfæriske semivariogram model

$$(6) \quad S = \begin{cases} 0 & h = 0 \\ C_0 + C_1 \left(\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) & 0 < h < a \\ C_0 + C_1 & a \leq h \end{cases}$$

er skitseret i fig. 1.b. Det ses at der indgår parametre analoge til de ovenfor beskrevne. Efterfølgende vil

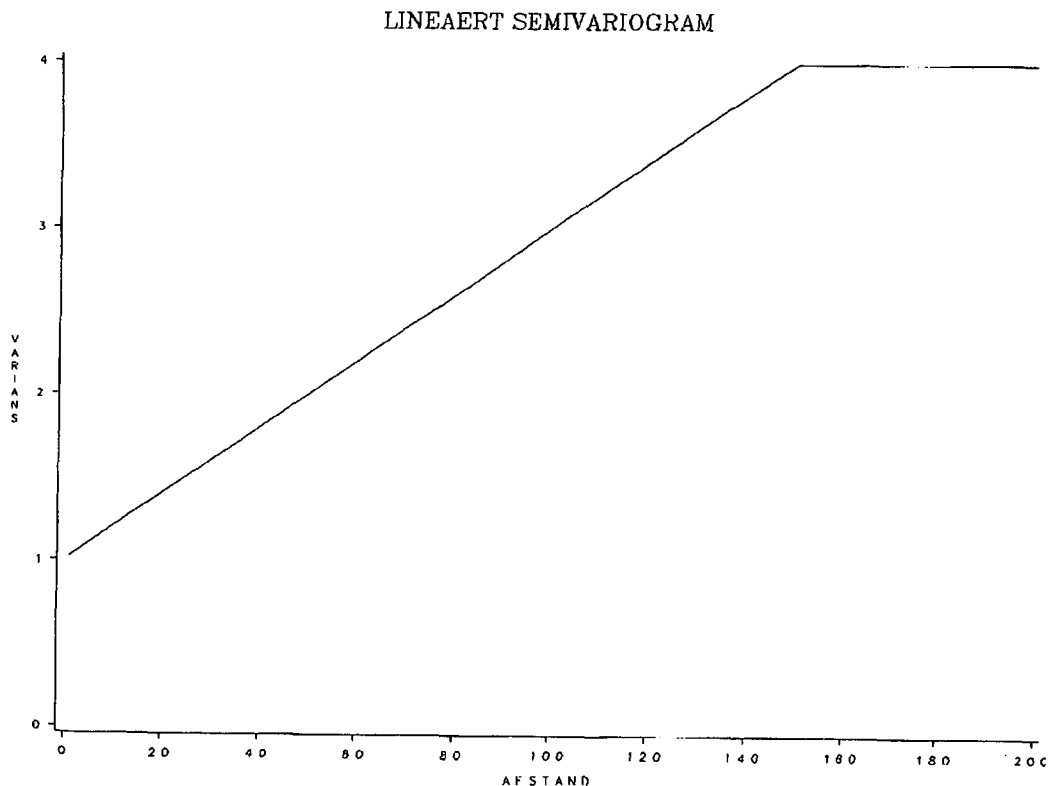


Fig. 1a. Skitse af semivariogram med sill=4, nugget=1 og rækkevidde=150 for en lineær model.

autokovariansfunktionen, C , blive benyttet i dette afsnit, men tilsvarende resultater kan opskrives ved at benytte semivariogrammet.

Et centralt begreb for kriging metoden, og for geostatistik i al almindelighed, er middela-autokovariansen. Den er en generalisering af autokovariansfunktionen til også at gælde for ikke-punkt-støtter. Antag at der haves to støtter v_1, v_2 , da er middela-autokovariansen gennemsnitsværdien af autokovariansen, integreret over hver af støtterne

$$(7) \quad \bar{C}(v_1, v_2) = \frac{1}{v_1 v_2} \int_{v_1} \int_{v_2} C(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

Denne integration af autokovariansfunktionen bliver i den plane situation til et 4. ordens integrale. Der er principielt to muligheder, enten kan et sådant integrale løses analytisk eller numerisk. Den analytiske fremgangsmåde kan for visse typer af autokovariansfunktion og støtter af bestemt form, give et

hurtigt resultat. Men generelt vil det være nødvendigt at benytte en numerisk integration.

Kriging metoden.

Antag at der er givet et antal støtter $v_1, \dots, v_n$, hvor Y er målt. Det ønskes at estimere den gennemsnitlige værdi af Y på et område V , hvor Y ikke er målt (eller højst målt på en del af V). Lad den gennemsnitlige værdi være Y_v , og lad estimatoren være Z_v . Yderligere ønskes det, at estimatoren skal være lineær, altså

$$(8) \quad Z_v = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y(v_i)$$

Krigemetoden går derefter ud på at finde en optimal estimator, Z_v , for Y_v , blandt klassen af lineære estimators. Ved optimalitet forstås, dels at Z_v skal være central, dels at estimationsvariansen skal være minimal. Kravet om centralitet

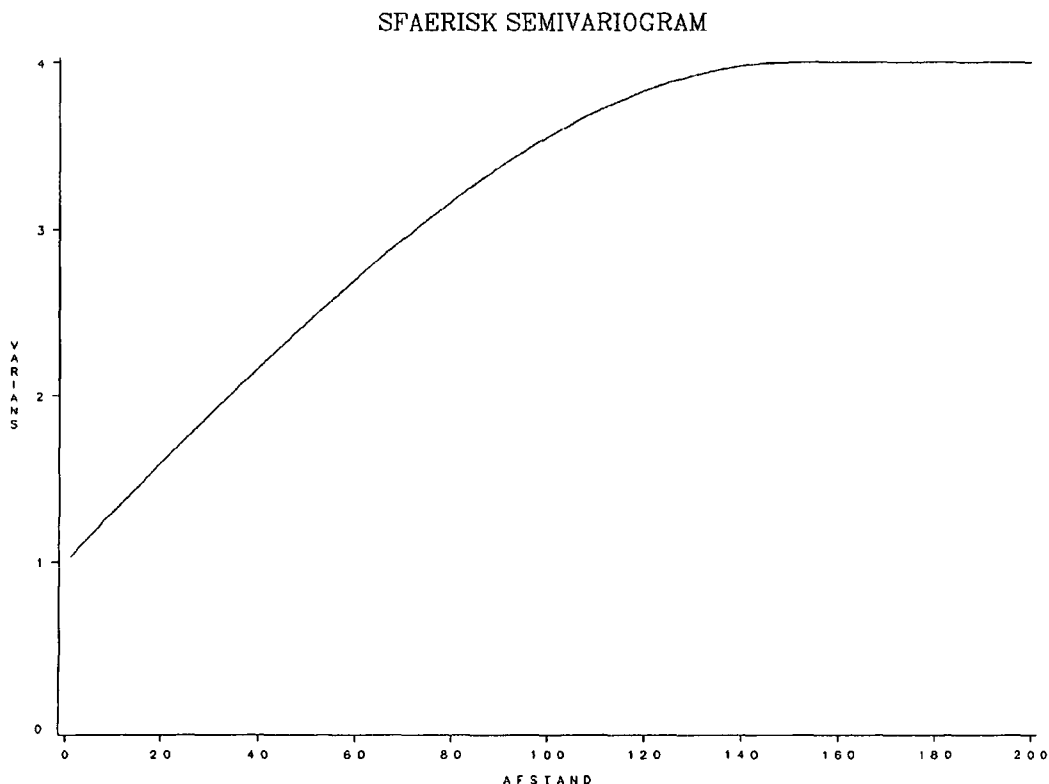


Fig. 1b. Skitse af semivariogram med sill=4, nugget=1 og rækkevidde=150 m for en sfærisk model.

$$(9) \quad E(Z_V - Y_V) = 0$$

medfører at

$$(10) \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

Estimationsvariansen er defineret ved

$$(11) \quad \sigma_E^2 = E((Z_V - Y_V)^2)$$

Krige-vægtene findes derfor ved at minimere estimationsvariansen med bibetingelsen (10). Det gøres bekvemt ved at benytte en Lagrange multiplikator teknik. Dette fører frem til ligningssystemet

$$(12) \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(v_i, v_j) - \mu = \bar{C}(v_i, V), \quad \forall i$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

der består af $n+1$ ligninger, med $n+1$ ubekendte. Dette system opskrives bekvemt i matrix notation som

$$(13) \quad \underline{K} \times \underline{\Delta} = \underline{M}$$

hvor K -matricen har formen

$$(14) \quad \underline{K} = \begin{bmatrix} \bar{C}(v_1, v_1) & \cdots & \bar{C}(v_1, v_n) & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \bar{C}(v_1, v_n) & \cdots & \bar{C}(v_n, v_n) & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Lambda-vektoren er

$$(15) \quad \underline{\Delta}' = (\lambda_1, \dots, \lambda_n, -\mu)$$

og M -vektoren er

$$(16) \quad \underline{M}' = (\bar{C}(v_1, V), \dots, \bar{C}(v_n, V), 1)$$

Løsningen til (13) bliver

$$(17) \quad \underline{\Delta} = \underline{K}^{-1} \times \underline{M}$$

som eksisterer når den inverse K -matrice eksisterer. K vil altid kunne inverteres, såfremt der ikke er to af støtterne der er fuldstændigt overlappende, og såfremt autokovariansfunktionen er positivt semi-definit. Det sidste lægger kraftige bånd på hvilke

typer af modeller, der kan benyttes. I Journel and Huijbregts, 1978, og i Trangmar et al., 1985, findes oversigter over alle almindeligt brugte og tilladelige autokovariansfunktioner. Det kan udledes at krigevariansen bliver

$$(18) \quad \sigma_k^2 = \bar{C}(V, V) + \mu - \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(v_i, V)$$

I ligningssystemet (12), (13) ses det at krigevægtene ikke afhænger af observationerne, men kun af autokovariansfunktionen, C , og af placering og form af støtter og område V . Både krigeestimator og krigevarians kan således findes på forhånd hvis autokovariansen kendes. Ved estimation af flere forskellige områder kan K^{-1} genbruges når støtterne ligger ens, og krige vægtene kan genbruges hvis også området yderligere er ens.

I praksis beregnes kriging vha. computer kraft. Der er to trin af krige processen, der kan tage lang tid. Det første trin er opstillingen af krige-systemet (12). Som omtalt tidligere findes leddene med de midlede autokovarianser ved numerisk integration. Det kan være en meget tidskrævende proces, hvis det er nødvendigt med en fin opløsning. Næste trin er løsningen af krigesystemet. Det kan også være tidskrævende hvis der er mange støtter.

Hvis der er givet støtter indenfor et domæne D , vil man ofte være interesseret i at krige sig frem til et mere finmasket net af værdier af variabelen Y . I denne sammenhæng bliver krigemetoden således til en interpolationsrutine. For hvert delområde i det fintmaskede net, skal der opstilles og løses et krige-system. Kriging kan derfor være en tidskrævende interpolationsmetode. Til gengæld har kriging to meget væsentlige fordele frem for andre interpolationsrutiner så som "squared inverse distance". For det første bygger metoden på den konkrete autokovariansfunktion, og ikke på et arbitrært valgt afstandskriterium. For det andet giver kriging ikke blot et estimat af værdierne i netpunkterne, Z_v , men også et estimat af variansen på Z_v . Det sidste kan være meget nyttigt i en fortolkning af Z_v 'erne.

Afhængigt af om domænet, D , der skal estimeres, er et punkt eller et område, tales der om punkt eller blokkriging. Punktkriging er en perfekt interpolationsmetode, i.e. den interpolerede funktion vil gå gennem alle de målte dataværdier. Samtidig vil krigevariansen være nul i disse punkter. Blokkri-

ging vil ikke gå gennem de målte dataværdier, da der estimeres en hel blok rundt omkring datapunktet. Variansen vil derfor heller ikke blive nul. For områder mellem målepunkter vil blokkriging imidlertid give en betydelig mindre varians, idet enkel-punkters variation omkring blok gennemsnit forsvinder.

Den såkaldte Jackknifed kriging kan bruges til en form for modelvalidering. I hver støtte estimeres en værdi, Y_v , ved kriging, idet observationen i støtten selv udelades ved opstillingen af krige-systemet. Differens mellem observation og estimat i hvert punkt, kan danne udgangspunkt for udregning af to globale størrelser

$$(19) \quad R = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Y(x_i) - \hat{Y}(x_i))}{\sigma_k(x_i)}$$

og

$$(20) \quad S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Y(x_i) - \hat{Y}(x_i))^2}{\sigma_k^2(x_i)}$$

Hvis modellen er korrekt skal R ligge tæt på 0, og S skal ligge tæt på 1.

Det var en forudsætning for opstillingen af krigesystemet at den betragtede regionaliserede, stokastiske variabel, Y , var stationær. I praksis vil der ofte være en betydende middelværdivariation, såkaldte lokale og globale trends. Globale trends bør almindeligvis korrigeres væk før estimation af

autokovariansfunktion/semivariogram. Lokale trends kan der tages højde for, hvis middelværdifunktionen har en kendt form, som f.eks. en 2. grads funktion. Parametrene i middelværdifunktionen estimeres da samtidig med krigevægtene. Denne metode er kendt som universel kriging.

Cokriging

Cokriging er en speciel type kriging hvor der benyttes flere variable. I praksis vil situationen ofte være den at der er målt flere variable, med færrest observationer af de variable der er dyrest at måle. Hvis de forskellige variable er krydskorreleerede, er det naturligt at benytte de billige variable til at interpolere sig frem til et mere fintmasket net for den dyre variabel. Krydskovariansfunktionen, C_{12} , mellem to variable er defineret som

$$(21) \quad C_{12}(h) = E((Y_1(x) - m_1)(Y_2(x) - m_2))$$

Krigemetoden kan umiddelbart generaliseres til også at klare situationen med flere variable, idet princippet stadig er at finde en ikke biased estimator med minimum estimationsvariens. Krigevægtene for hovedvariablen skal stadig summere til 1, men for hver hjælpevariabel skal de summere til nul. Opskrevet i matrix notation fås samme system (13) som for den almindelige kriging. Med hovedvariabel Y_1 og hjælpevariabel Y_2 fås K-matricen til

$$(22) \quad \underline{K} = \begin{bmatrix} \bar{C}_{11}(v_1, v_1) & \cdots & \bar{C}_{11}(v_1, v_n) & \bar{C}_{12}(v_1, v_1) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_1, v_m) & 1 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \bar{C}_{11}(v_n, v_1) & \cdots & \bar{C}_{11}(v_n, v_n) & \bar{C}_{12}(v_n, v_1) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_n, v_m) & 1 & 0 \\ \bar{C}_{12}(v_1, v_1) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_n, v_1) & \bar{C}_{22}(v_1, v_1) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_1, v_m) & 0 & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \bar{C}_{12}(v_1, v_m) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_n, v_m) & \bar{C}_{22}(v_m, v_1) & \cdots & \bar{C}_{12}(v_m, v_m) & 0 & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 & 0 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

lambda-vektoren til

$$(23) \quad \underline{\lambda}' = (\lambda_1, \dots, \lambda_n, \eta_1, \dots, \eta_m, -\mu_1, -\mu_2)$$

og M-vektoren til

$$(24) \quad \underline{M}' = (\bar{C}_{11}(v_1, V), \dots, \bar{C}_{11}(v_n, V), \bar{C}_{12}(v_1, V), \dots, \bar{C}_{12}(v_m, V), 1, 0)$$

Både for almindelig kriging og for cokriging er det afgørende at få estimeret et rimeligt semivariogram/autokovariansfunktion. Det betyder bl.a. at der må gøres en antagelse om at man har det samme semivariogram over hele området. Denne type antagelser vil være mere restriktive for cokriging end for almindelig kriging, alene af den grund at der skal estimeres både autokovarianser og krydskovarianser.

Data og resultater

Der er foretaget spatiale undersøgelser af to kemiske variable fra "Startkarakteriseringen af systemforskningsarealer", (Heidmann, 1988). Variablene er fosfortal og organisk fosfor. De analyserede data er fra Jyndeved forsøgsstation. Her er kun betragtet målinger på prøver udtaget i dybden 0-20 cm. Observationerne er foretaget i et net med sidelæng-

der på 40 m. Mindste afstand mellem netpunkter er således 40 m og største afstand 545 m. I fig. 2 ses en skitse af placeringen af målepunkterne. I hvert netpunkt er der udtaget 12 stik omkring centrum, i afstandene 1, 2 og 3 m, i hver af de fire hovedretninger. De 12 stik er blandet sammen før analyse. Ved geostatistiske analyser er udgangspunktet punktobservationer. Når observationerne rent faktisk er

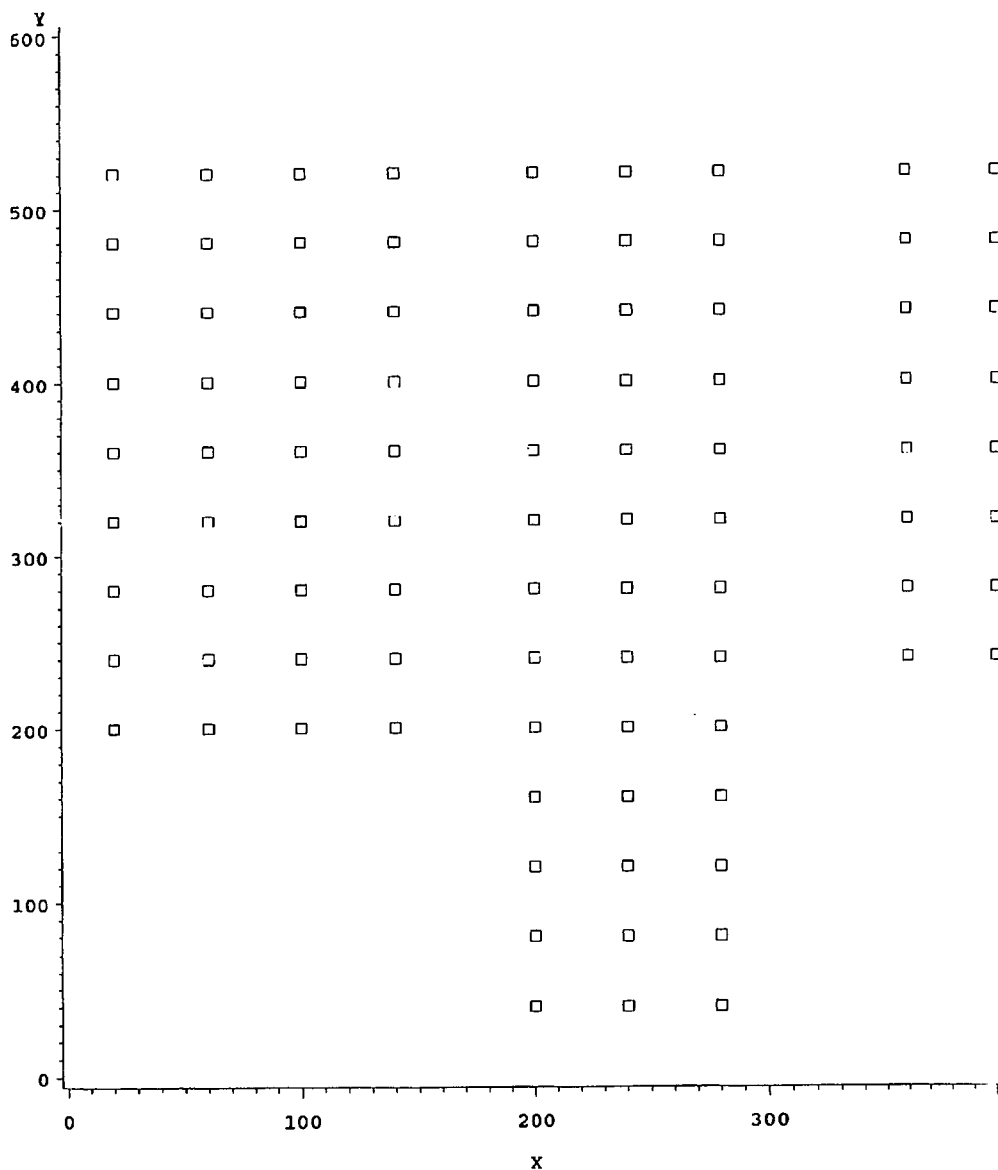


Fig. 2a. Skitse af målepunktsplacering for fosfortal på forsøgsarealet.

en blanding af 12 stik, så er der fjernet en del af variationen over de mindste afstande (hvilket selvfølgelig også var formålet). Ved punktkriging af data som disse, svarer estimationen til hvad man

ville få ved at lave en tilsvarende 12 stik udtagning omkring et nyt centerpunkt indenfor forsøgsområdet. Herunder er benyttet blokkriging til et net på 10x10 m.

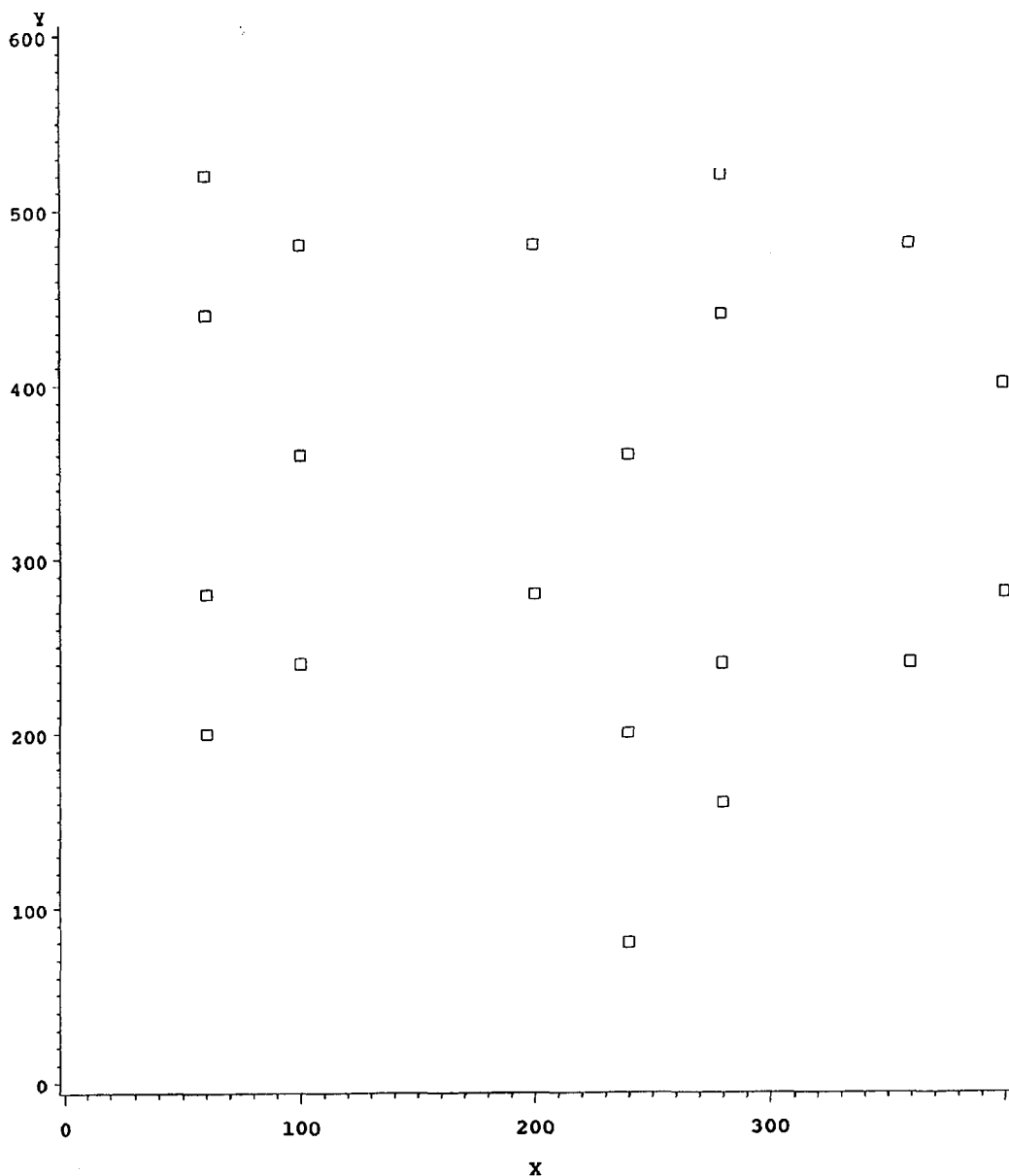


Fig. 2b. Skitse af målepunktsplacering for organisk fosfor på forsøgsarealet.

Fosfortal er målt i alle 91 netpunkter, mens organisk fosfor kun er målt i 20 netpunkter jævnt fordelt over hele arealet. Det vil derfor på disse data være interessant at foretage cokriging af organisk fosfor til et fintmasket net ved brug af hjælpevariablen fosfortal.

Fosfortal variabelen blev før den strukturelle analyse undersøgt som om den rumlige afhængighed ikke var tilstede. Et shapiro-Wilk test (Shapiro and Wilk, 1965), viste at en hypotese om normalfordeling af data kunne accepteres på et 10% ni-

veau. For at undersøge om der eventuelt var en generel middelværdivariation på forsøgsarealet blev der foretaget en multipel regression af fosfortal efter modellen

$$(25) \quad f = x + y + x^2 + y^2 + \epsilon \quad \epsilon \in N(0, \sigma^2)$$

hvor f er fosfortallet, og x og y er koordinaterne til et punkt på forsøgsarealet. Alle fire uafhængige variable viste signifikans på et 5% niveau. Et vekselvirkningsled, xy , var ikke signifikant.

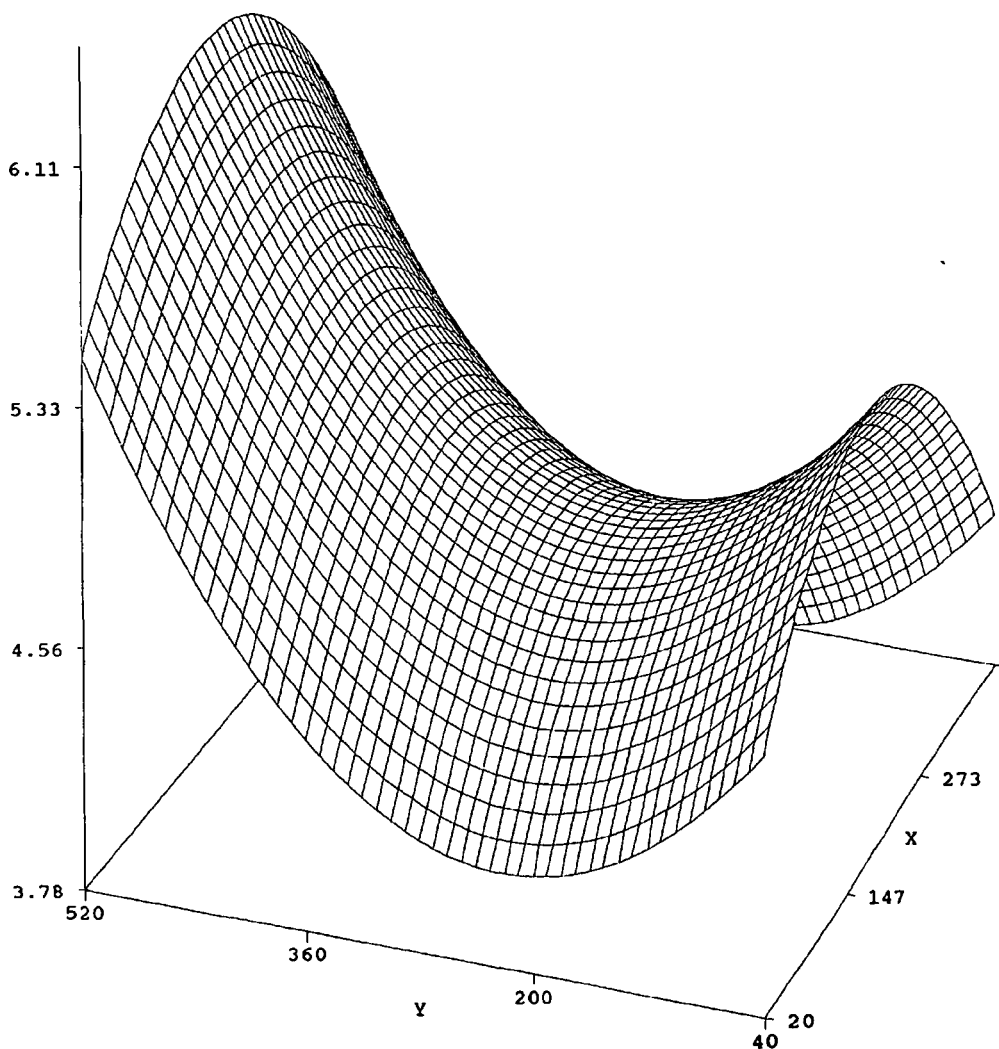


Fig. 3. Regressionsflade for fosfortal. Enhed mg/100g.

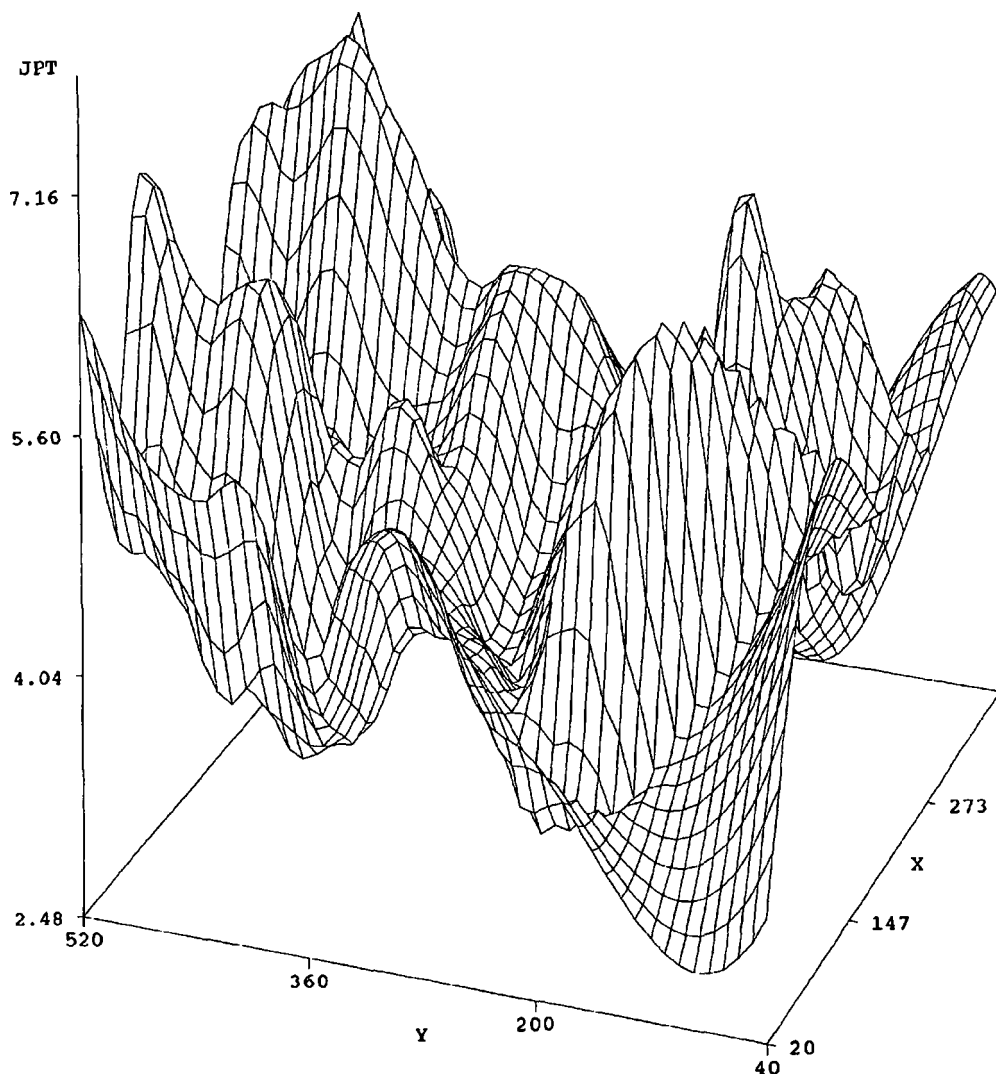


Fig. 4. Fosfortal interpoleret ved triangulationsmetode. Enhed mg/100g.

Tabel 1. Parameterestimer for regressionsflade for middelværdien.

	Estimat	P-værdi
μ	4.668	0.0001
x	$8.07 \cdot 10^{-3}$	0.0015
y	$-6.90 \cdot 10^{-3}$	0.0078
x^2	$-2.11 \cdot 10^{-5}$	0.0004
y^2	$1.57 \cdot 10^{-5}$	0.0002

I tabel 1 ses estimerne af parametrene, og i fig. 3 ses et plot af den estimerede regressionsflade. Fladen har et minimum på 3.78 og et maximum på 6.11, samt en MSE på 0.476. Signifikansen af regressionsfladen antyder at der bør foretages en korrektion for middelværdiestimation før estimation af semivariogrammer og kriging. Fig. 4 viser fosfortal interpoleret ved brug af en triangulations metode (SAS/GRAPH). Ved sammenligning af fig. 3 og fig. 4 ses, at der i hovedtrækkene er

overensstemmelse, men at der er store lokale afvigelser. Det tyder således på at middelværdi korrek-

tionen, trods den klare signifikans, ikke er tilfredsstillende.

Tabel 2. Parameter estimater for semivariogrammer og krydssemivariogram.

	Nugget		Sill		Rækkevidde	
	Est	Std	Est	Std	Est	Std
Fosfortal	0.13	0.08	0.80	0.08	214	26
Fosfortal, kor.	0.00	0.07	0.46	0.08	57	14
Organisk fosfor	0.00	44.00	166.60	46.90	194	77
Organisk*fosfortal	0.00	1.91	4.55	2.02	169	111

Enhed for nugget og sill er, for fosfortal $(\text{mg}/100\text{g})^2$, for organisk fosfor $(\text{ppm})^2$, og for krydssemivariogrammet $(\text{ppm})(\text{mg}/100\text{g})$. Enhed for rækkevidde er meter.

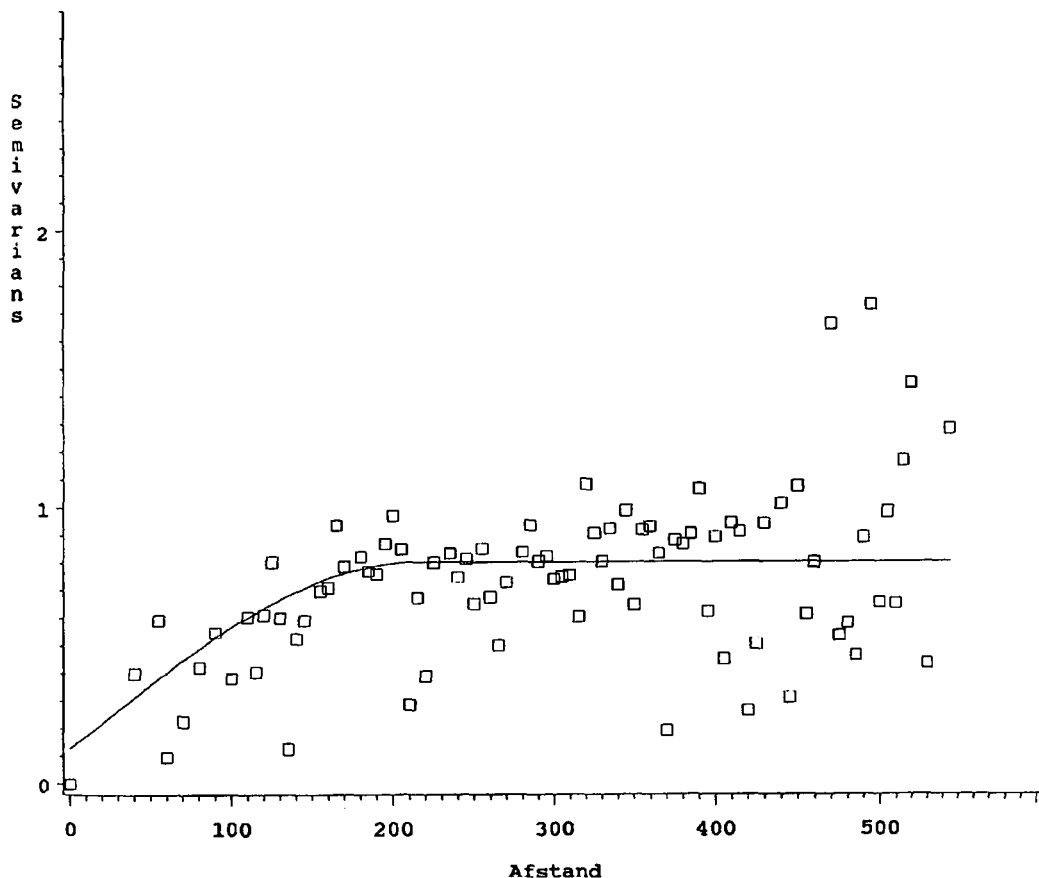


Fig. 5. Empirisk og estimeret semivariogram for fosfortal. Enhed $(\text{mg}/100\text{g})$.

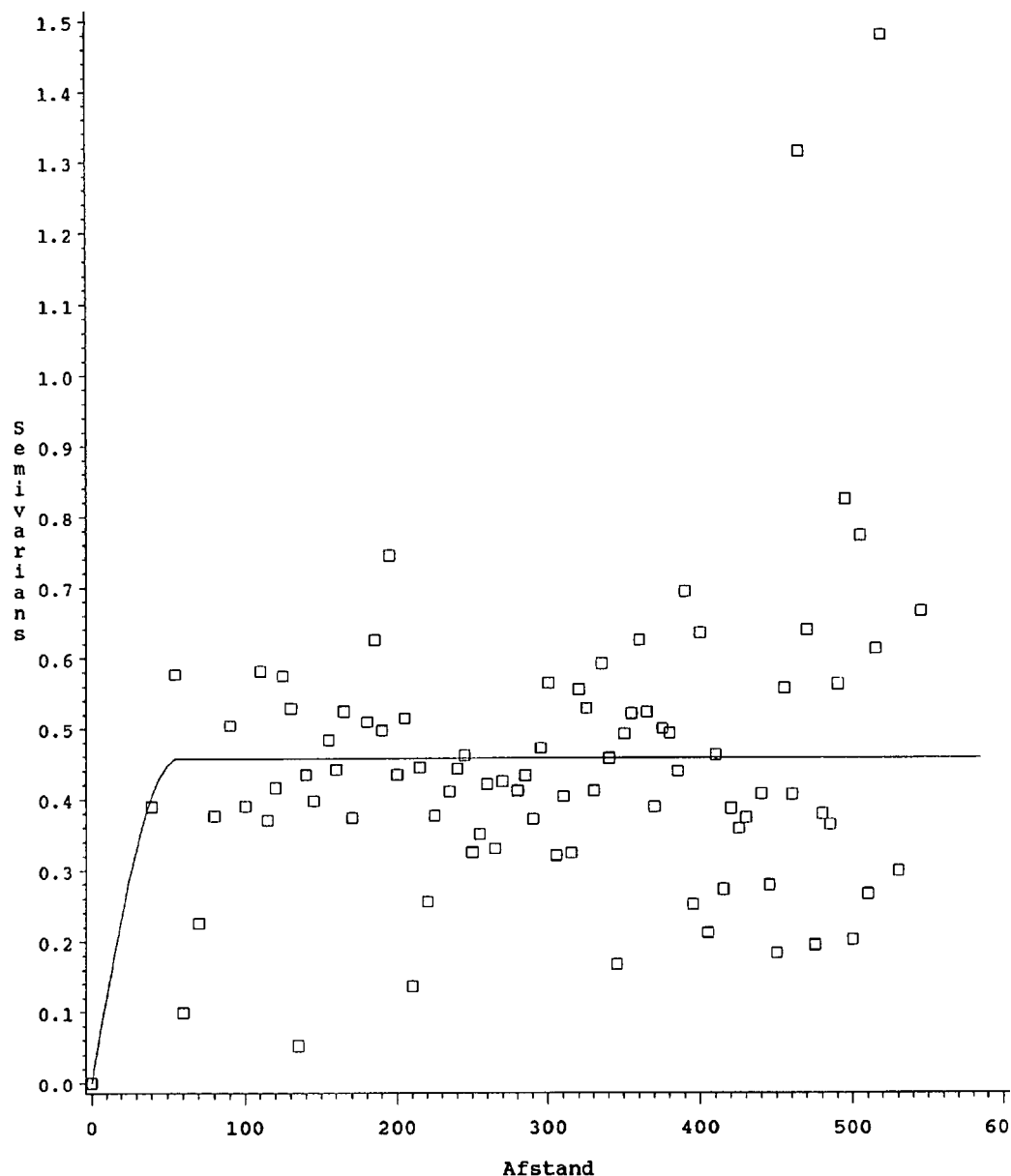


Fig. 6. Empirisk og estimeret semivariogram for fosfortal efter korrektion af middelværdivariation. Enhed (mg/100g).

I tabel 2 er resultaterne fra estimation af semivariogrammer vist. Der er benyttet en isotrop sfærisk model. For fosfortal er der fundet semivariogrammer både for de oprindelige tal og for situationen

hvor middelværdifunktionen er trukket fra. De to situationer udviser store forskelle. Det ses at sillværdien, ved at foretage middelværdikorrektion, falder til godt det halve. Dette måtte også forventes

eftersom en del af den totale variation er fjernet på forhånd. Nugget-parametern bortfalder helt, hvilket er lidt sværere at forstå. Ved små afstande er forskellene i regressionsfladen ikke så store, og derfor forventes heller ikke store ændringer i estimationen af semivariogrammet, for små afstande, ved at foretage middelværdikorrektion. Når det alligevel er tilfældet, skyldes det formentlig at der kun findes værdier i det empiriske semivariogram for afstandene $h=0, 40$ og 57 m, i den nedre ende. Rækkevidden flader fra 214 til 57 m når der foretages middelværdikorrektion. Dette fald måtte også forventes. Afstanden mellem prøvepunkterne betyder nød-

vendigvis at en rækkevidde på 57 m er temmelig usikkert bestemt. Af denne grund, og fordi regressionsfalden i fig. 3 kun i meget grove træk følger den triangulationsinterpolerede flade i fig. 4, vil de ukorrigerede værdier for fosfortal blive benyttet herunder

Det ses videre af tabel 2 at de fundne estimater for organisk fosfor ikke er signifikante. Det skyldes formentlig de relativt få målepunkter og den relativt store indbyrdes afstand. Det samme gør sig gældende for krydssemivariogrammet. Alle estimater af rækkevidder har dog en, i forhold til nettets sidelængde, fornuftig størrelse.

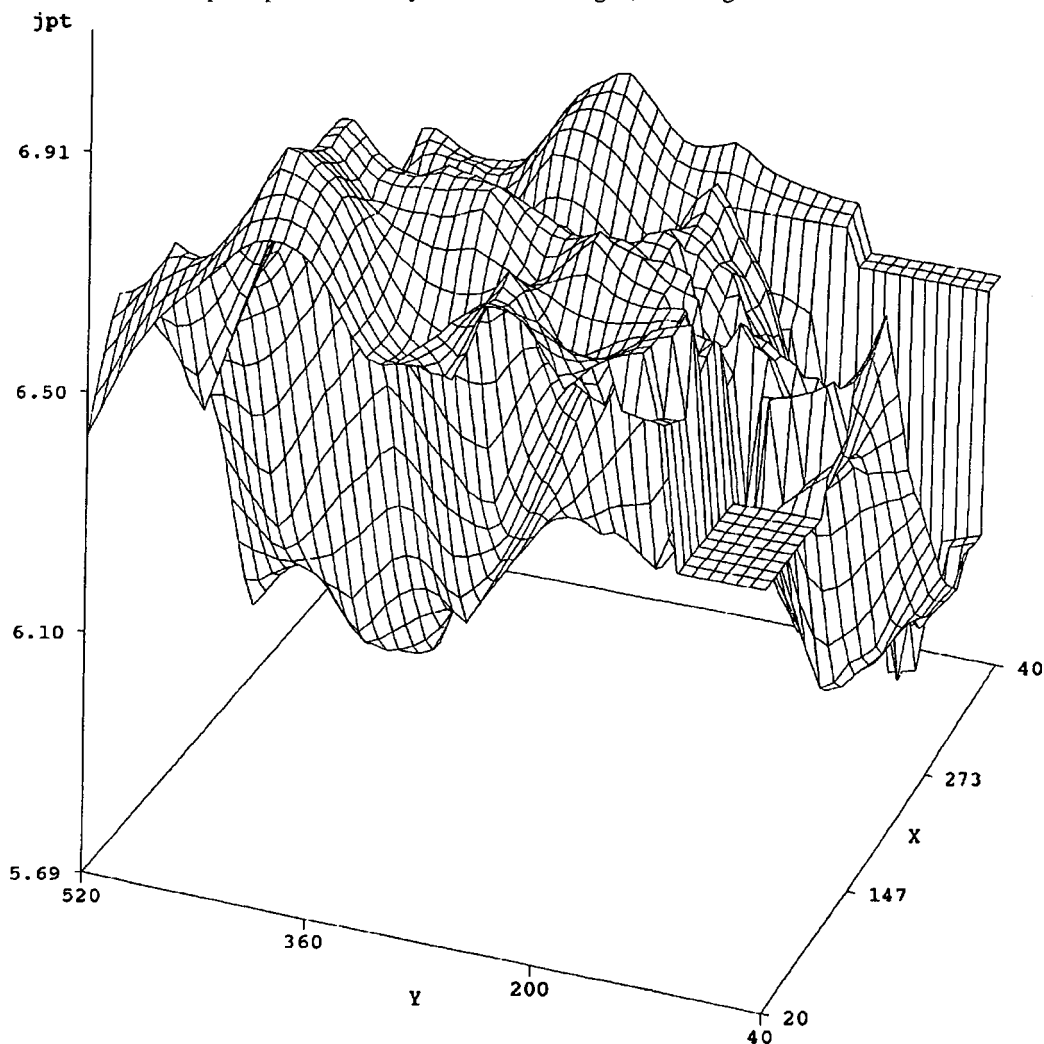


Fig. 7. Blokkriging af fosfortal. Sidelængde i net= 10 m. Omegn= 100 m. Enhed (mg/100g).

Fig. 7 viser fosfortallet interpoleret vha. blokkriging til et net med sidelængde 10m. De i tabel 2 angivne estimater for det ikke-korrigerede semivariogram er benyttet. Dog er der kun benyttet punkter i en afstand på op til 100m. For punkter i nettet der ikke havde observationer indenfor de nærmeste 100m (dvs. to hjørner uden for forsøgsarealet), er estimatet sat til den generelle middelværdi for hele forsøgsarealet. Til at foretage kriging (og den efterfølgende cokriging) er benyttet programmet "Kriging" som omtales nærmere i appendiks A. I fig. 8

vises krigevariansen for de estimerede værdier i fig. 7. De to høje områder svarer til de "ubestemte hjørner". Iøvrigt kan det ses hvordan blokke der omslutter netpunkter svarer til dale, og blokke der ligger midt imellem netpunkterne giver toppe. Der haves således en varians på hver enkelt interpoleret værdi. Der løber to linier ned gennem forsøgsarealet hvor afstandene er større end de 20m (pga. markskel). Disse linier genfindes også tydeligt i fig. 8 over krigevariansen.

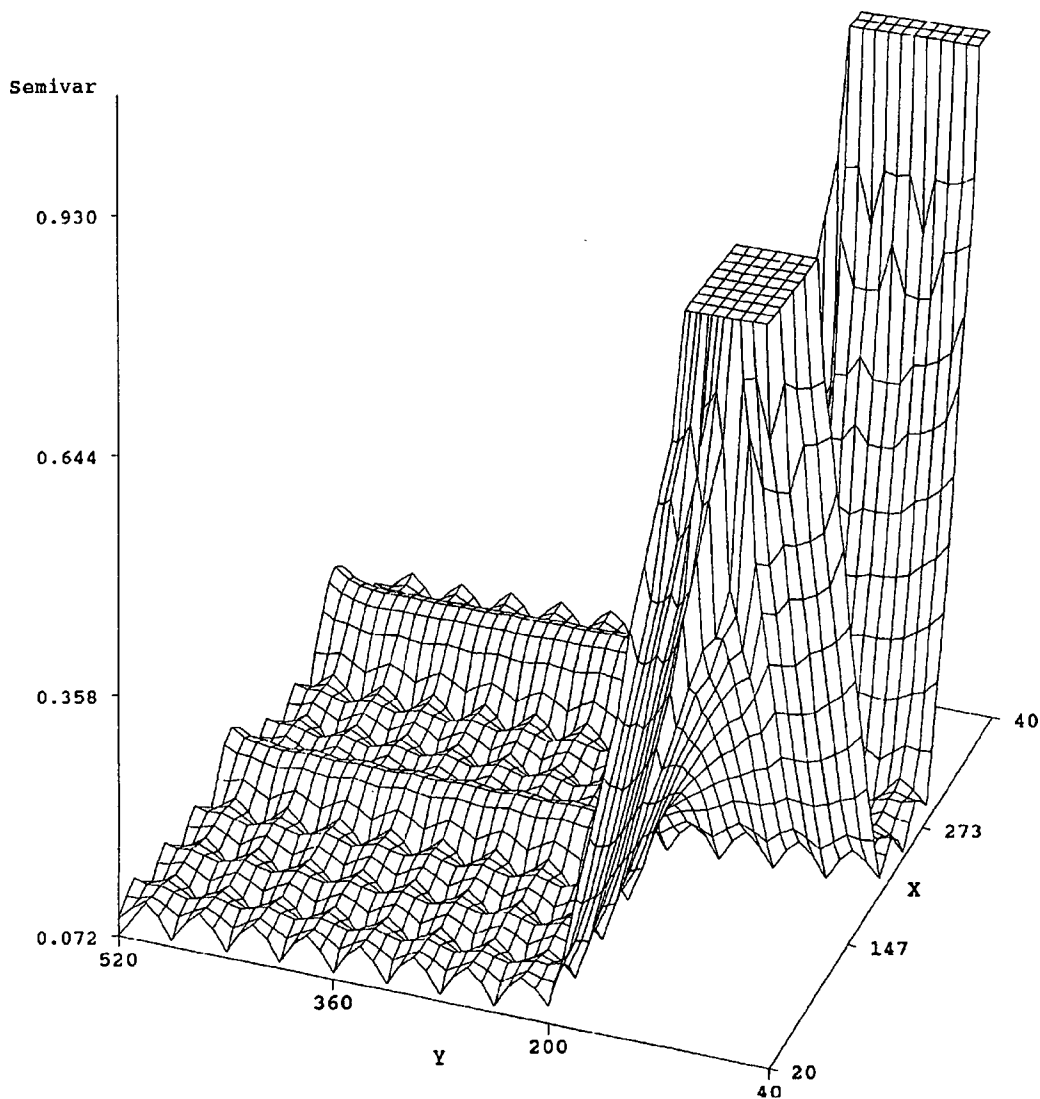


Fig. 8. Krigevarians for fosfortal. Estimat i fig. 7. Enhed (mg/100g)².

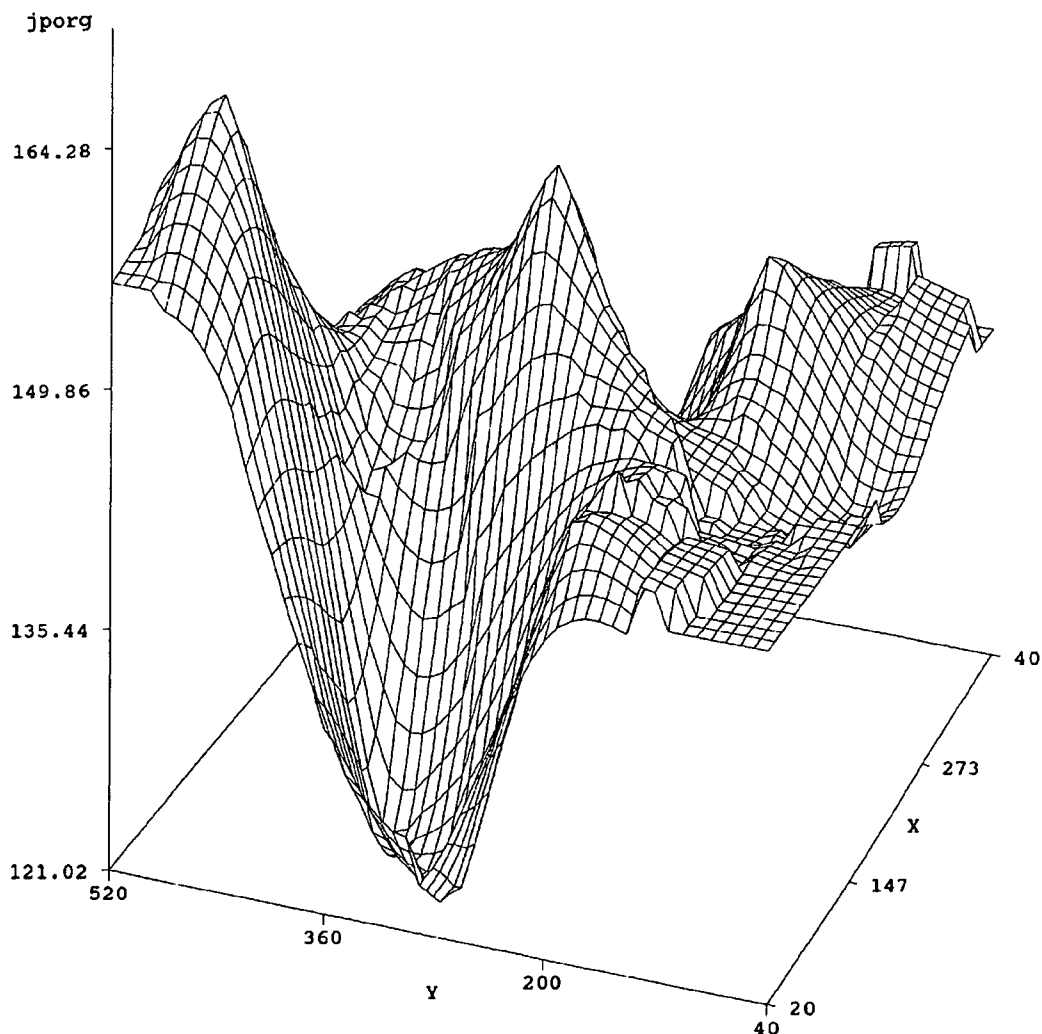


Fig. 9. Blokkriging af organisk fosfor. Sidelængde i net=10m. Omegn=150m. Enhed ppm.

I fig. 9 er vist en blokkriging af organisk fosfor. Der er benyttet en omegn med radius på 150m. Fig. 10 viser den tilsvarende krigevarians. I fig. 11 og 12 er vist hhv. interpolerede værdier og krigevarians af organisk fosfor cokriget vha. fosfortallet. I store træk frem kommer det samme billede som for organisk fosfor kriget alene. Dog bemærkes at variansen er en anelse lavere i den cokrigede situation, og at en større del af de to hjørner uden observationer estimeres ved cokriging. Organisk

fosfor er i alt kriget i 1818 punkter, hvilket gav en gennemsnitlig krigevarians på 73.17 (ppm)^2 . På de samme 1818 punkter gav cokriging en gennemsnitlig varians på 65.80 (ppm)^2 , altså en variansreduktion på 10%. Derudover er det, med den samme størrelse omegn, muligt at estimere flere punkter ude langs randen ved hjælp af cokriging end ved hjælp af almindelig kriging. Det kan bl.a. ses ved at sammenligne de to toppe i fig. 10 og fig. 12.

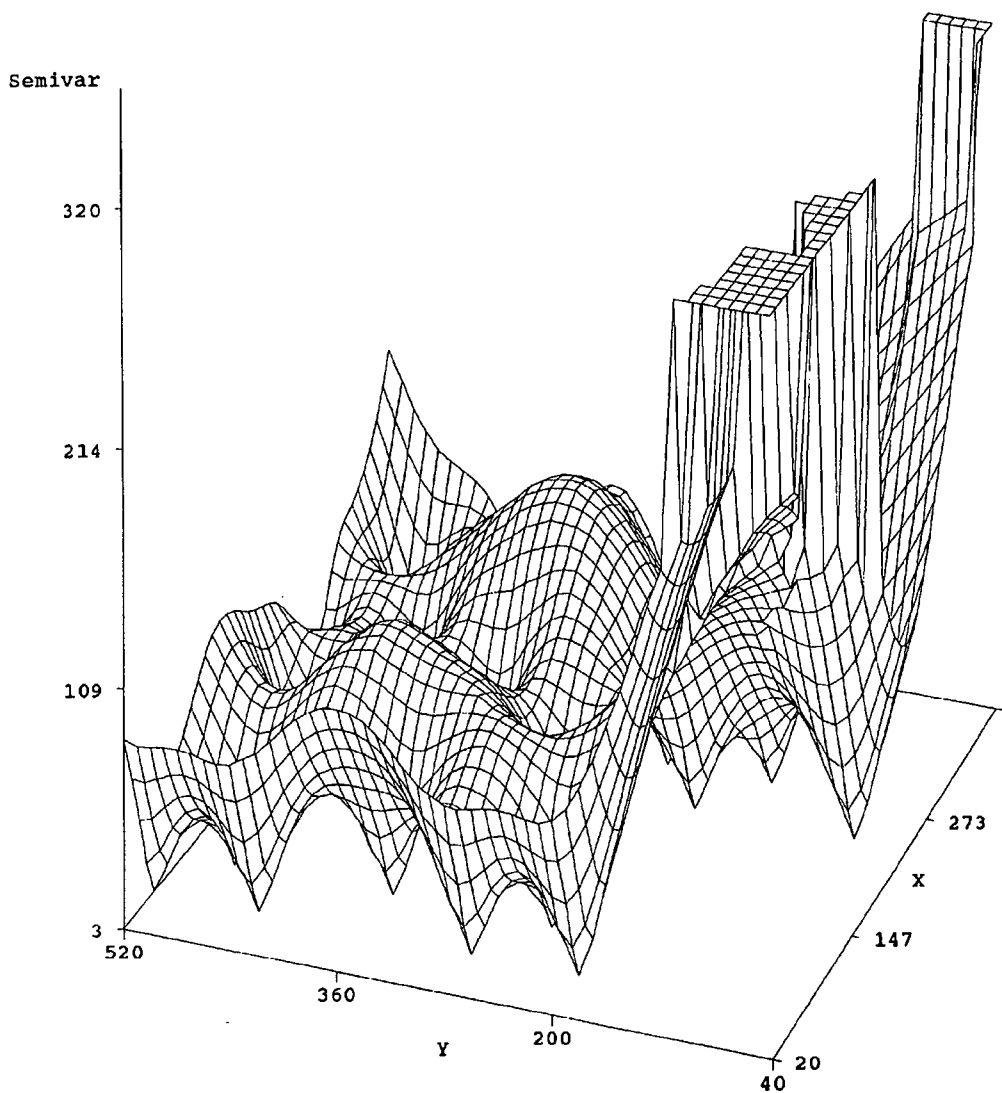


Fig. 10. Krigearians for organisk fosfor. Estimat i fig. 9. Enhed $(\text{ppm})^2$.

Den relative fordel af at benytte cokriging istedet for almindelig kriging afhænger dels af hvor høj korrelationen mellem hoved og bivariable er, og dels af placering og antal af støttepunkter for bivariablen. I afstanden $h=0$ kan det af tallene i tabel 2 udregnes, at korrelationen mellem fosfortal og

organisk fosfor er på 39%, hvilket må betegnes som en lille korrelation. Dette estimat er ikke nødvendigvis det samme som det man ville få ved en umiddelbar udregning af korrelationen, fordi den her er indgået i estimationen af semivariogrammerne.

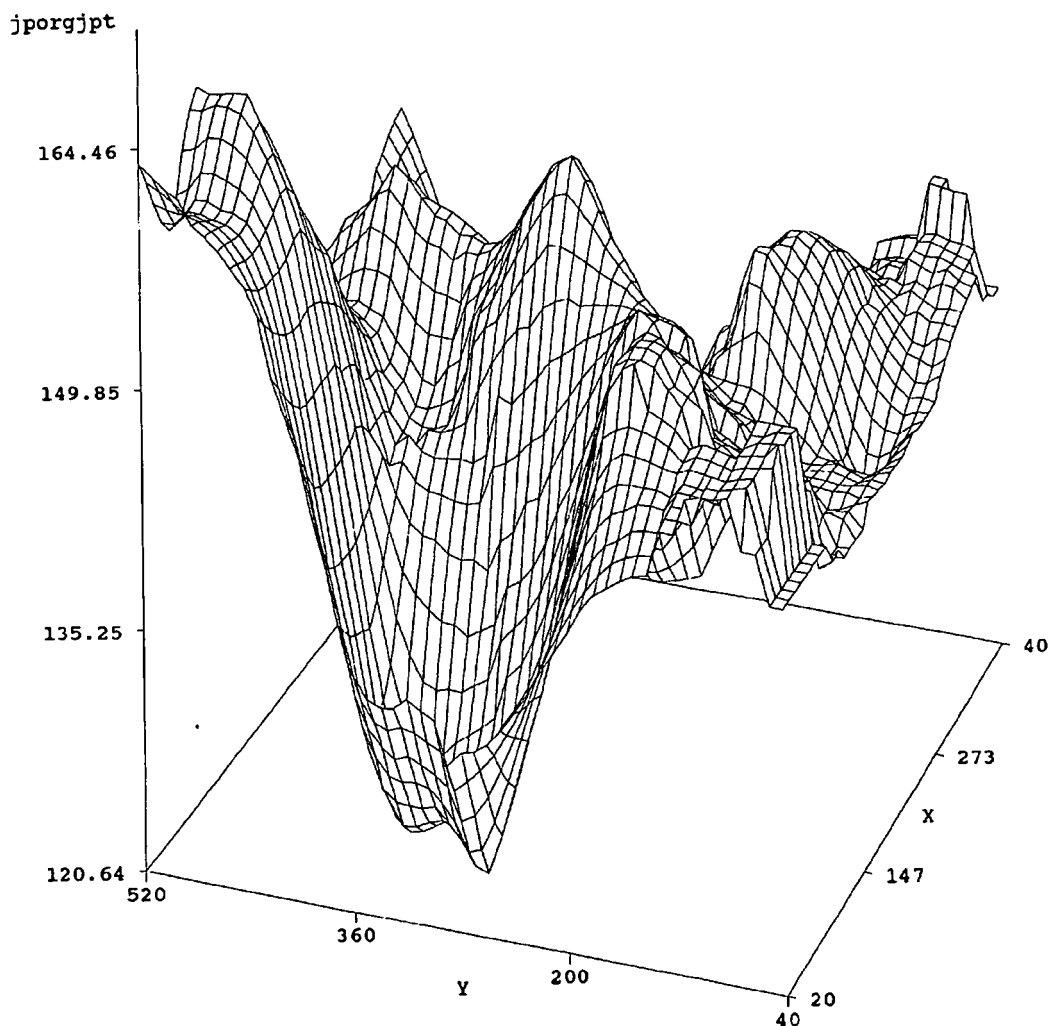


Fig. 11. Cokriging af organisk fosfor vha. fosfortal. Omegn=150 m. Sidelængde i net=10 m. Enhed ppm.

Appendix A

Kriging program

Til at foretage kriging er der på Afdeling for Biometri og Informatik udviklet programmet KRIGING, beregnet for afvikling på PC'ere under DOS-styresystemet. Kildeteksten er skrevet i Turbo Pascal version 4.0 (Borland International, 1987). Programmet kan foretage almindelig kriging, universel kriging og cokriging med op til 5 hjælpevariable. Der kan vælges mellem blok-kriging og punkt-kriging, og endelig er der mulighed for at foretage en Jack-

knife analyse af data. Der kan vælges mellem sfærisk og eksponentiel autokovariansfunktion, eller man kan selv specificere en autokovariansfunktion. Hvis data foreligger systematisk på et net, kan programmet udnytte muligheden for at undgå at opstille og løse krigesystemet for hvert punkt.

Data indlæses fra en fil i ASCII-format og resultater udskrives ligeledes til en fil i ASCII-format. På grund af den begrænsede plads under DOS-styresystemet er der en øvre grænse på om-

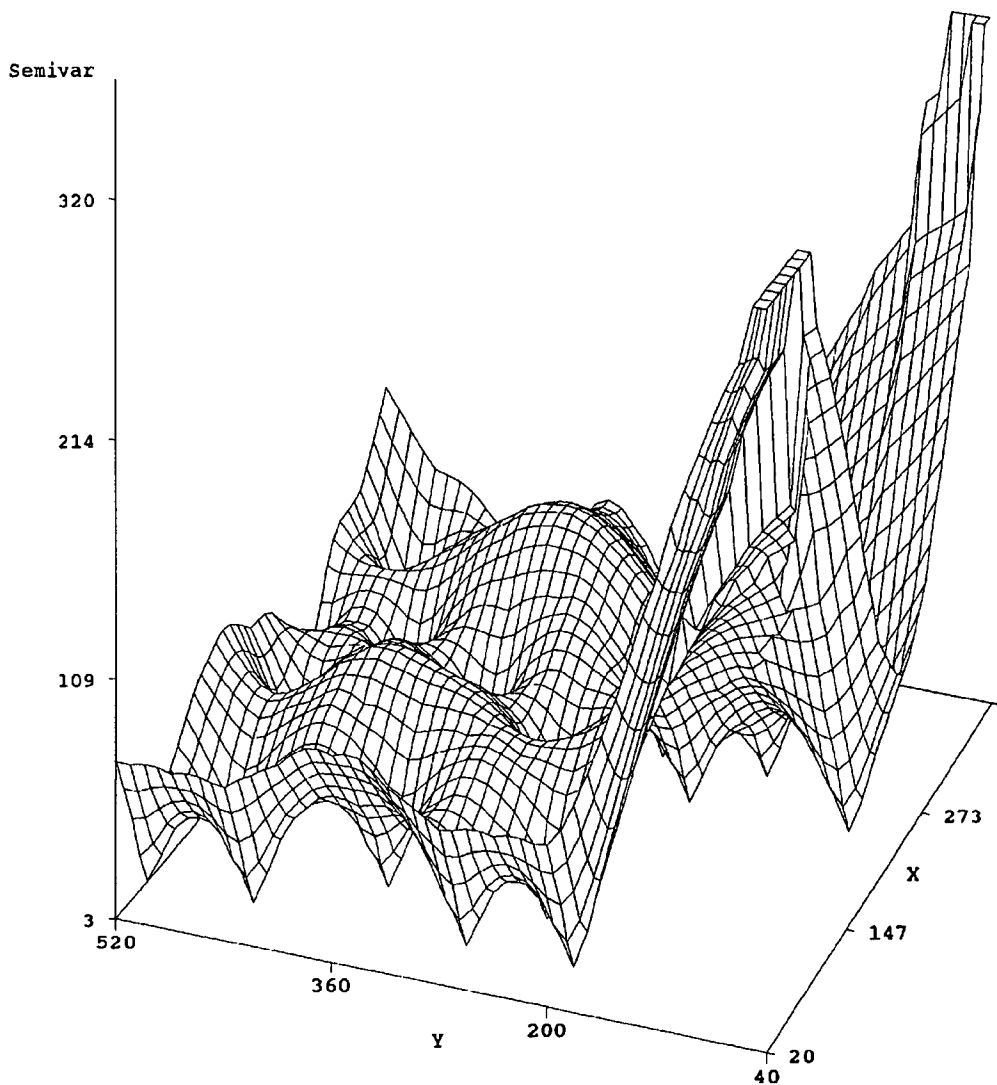


Fig. 12. Krigearians for cokriging af organisk fosfor. Estimat i fig. 11. Enhed $(\text{ppm})^2$.

kring 40.000 punkter hvis data ligger i et regelmæssigt net. Hvis målepunkterne er placeret tilfældigt ligger grænsen på omkring 10.000 datapunkter. Begge grænser afhænger af den aktuelle PC-konfiguration. Hvis der ønskes cokriging er tallene tilsvarende lavere. For de fleste landbrugsmæssige anvendelser skulle disse begrænsninger dog ikke være noget reelt problem.

Programmet kan hverken foretage beregning af empirisk eller estimeret autokovariansfunktion/

semivariogram. Dette kan bekvemt foretages i PC-SAS systemet (SAS Institute, 1985). Det empiriske semivariogram kan beregnes i et datatrin, og parametrene i en autokovariansfunktion/semivariogram af en given modelform, kan findes ved brug af proceduren NLIN (SAS Institute, 1987).

Kriging programmet kan, sammen med brugervejledning, fås ved henvendelse til Afdeling for Biometri og Informatik (Olsen, 1990).

Referencer

- Andersen, A., 1989, Rumlig og tidslig variabilitet i tørstofproduktion hos almindelig rajgræs, Tidsskrift for Planteavl, bind 93, nr.1, pp. 11-25.
- Borland International, 1987, Turbo Pascal owners handbook, Scotts Valley, CA 95066.
- Burgess, T., Webster, R., 1980a, Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties 1. The semivariogram and punctual kriging, Journal of Soil Science, 31, pp. 315-331.
- Burgess, T., Webster, R., 1980b, Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties 2. Block Kriging, Journal of Soil Science, 31, pp. 333-341.
- Hansen, S., Storm, B., Jensen, H., 1986, Spatial variability of soil physical properties theoretical and experimental analyses, Research report no. 1201, Department of Soil and Water and Plant Nutrition, the Royal Veterinary University, Copenhagen.
- Hansen, S., Storm, B., Jensen, H., 1988, Spatial variability of soil physical properties theoretical and experimental analyses, Research report no. 1210, Department of Soil and Water and Plant Nutrition, the Royal Veterinary University, Copenhagen.
- Heidmann, T., 1988, Startkarakterisering af arealer til systemforskning, 1. Forsøgsarealer, måleprogram og metoder, beretning nr. 1958, Tidsskrift for Planteavl, København.
- Journel, A., Huijbregts, C., 1981, Mining Geostatistics, Academic Press, London.
- Landbrugsministeriet, 1989, Datasamlinger, Arealdatakontoret, Vejle.
- Mcbratney, A., Webster, R., 1986, Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates, Journal of Soil Science, 37, pp. 617-639.
- Meirvenne, M., Hofman, G., 1989b, Spatial variability of soil texture in a polder area 1. kriging, Pedologie XXXIX-1, pp.69-87, Ghent.
- Miller, M., Singer, M., Nielsen, D., 1988, Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills, Journal of American Society of Soil Science, 52, pp 1133-1141.
- Olsen, K., 1990, Brugerdokumentation for Kriging programmet, Afdeling for Biometri og Informatik, Statens Planteavlsforsøg, Sorgenfri, under publicering.
- Ovalles, F., Collins, M., 1988, Evaluation of soil variability in north-west Florida using geostatistics, Journal of American Society of Soil Science, 52, pp. 1702-1708.
- SAS Institute Inc., 1985, SAS language guide for personal computers, version 6 edition, Cary, NC, 429 pp.
- SAS Institute Inc., 1987, SAS/STAT guide for personal computers, version 6 edition, Cary, NC, 1028 pp.
- Shapiro, S. Wilk, M., 1965, An analysis of variance test for normality, Biometrika, 52, pp. 591-611.
- Trangmar, B., Yost, R., Uehara, G., 1985, Application of geostatistics to spatial studies of soil properties, Advances in Agronomy, 38, pp. 45-94.

Flerfaktorstyring af væksthuses energitilførsel

Control of energy supply to greenhouses by means of several input variables

Klaus Juel Olsen, Annette Ersbøll og Kristian Kristensen

Resumé

To forskellige modeltyper er undersøgt til beskrivelse af indetemperaturen i et væksthuse som funktion af indstråling og opvarmning. Det er en tidsdiskret overføringsmodel og en kontinuert tilstandsmodel, opstillet ud fra fysiske antagelser. Datagrundlaget er en fire døgns tidsrække med observa-

tioner hver andet minut. For begge modeller findes en kort tidskonstant på omkring 10 minutter, og en lang tidskonstant på omkring en time. I kombination med en korttidsklimamodel vil der kunne opnås en forbedret regulering af væksthuses indetemperatur.

Summary

Two types of models describing the temperature in a greenhouse as function of solar radiation and thermal heat flux have been investigated. They are an input-output model in discrete time, and a continuous time, state space model derived from physical assumptions. The models are estimated on a

time series, four days in length and with sampling every second minute. Both kinds of models yield a small time constant about 10 minutes and a larger time constant about one hour. Combined with a short time climate model an improved control of the greenhouse indoor temperature is possible.

Indledning

Energiforbruget til opvarmning af væksthuse udgør op mod 20% af de totale omkostninger i et gartneri. Det er derfor vigtigt at benytte en god temperatur regulering. Gartnerier der får deres opvarmningsbehov dækket via fjernvarme, betaler udover energiforbruget også for den maximale energibelastning. Det er derfor vigtigt at få begge størrelser nedbragt. Denne artikel beskriver et projekt der udføres ved Afdeling for Biometri og Informatik i samarbejde med Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse på DTH, Institut for Væksthuskulturer Årslø, samt Statens Byggeforskningsinstitut. Målet er at anviser bedre strategier for temperatur regulering baseret på korttidsvejrpognojer, modeller for væksthuses klimadynamik og endelig digital regulerings teknik (Wachmann et al., 1990).

De fleste gartnerier benytter idag en regulering efter analoge principper, og heraf er den mest anvendte metode proportional regulering. Åbningen af en blandeventil styres ud fra differensen mellem aktuel indetemperatur og den ønskede sætpunkts temperatur. Indenfor det såkaldte "proportional bånd" stiger energitilførslen således proportionalt med temperatur differensen. En proportional regulering holder ikke temperaturen eksakt på det ønskede, men vil have en afvigelse, kaldet belastningsafvigelsen, som afhænger af belastningen på systemet. Proportional-Integral- (PI) og Proportional-Integral-Differential- (PID) regulering, er forbedringer af ordinær proportional regulering. Integralledet fjerner belastningsafvigelsen og differentialledet får regulatoren til at reagere hurtigt på ændringer i belastningen. I den daglige

praksis kontrolleres temperaturreguleringen ved at bestemme et sætpunkt, som der styres efter. Det bliver ofte sat til forskellige værdier om natten og om dagen. Der gives et såkaldt dagtillæg. Ved for høj temperatur benyttes skyggegardiner og udluftning ved at åbne vinduer. Derudover kan man ofte have en overstyring af hensyn til, at luftfugtigheden skal holdes under en bestemt grænse.

Indførelsen af digital regulerings teknik og klimacomputere giver en række nye muligheder på reguleringsområdet, som i dag kun udnyttes i mindre udstrækning (Ehler og Rystedt, 1988). Kvaliteten af selve temperaturreguleringen (fastholdelse af væksthushets klima ud fra fastlæggelse af diverse sætpunkter) vil dog næppe kunne forbedres meget. Derimod vil det formodentlig være muligt at lave bedre strategier for styring af sætpunktet som funktion af registrerede og prognosticerede klimavariable. Styringen af sætpunktet kan ske på baggrund af mange forskellige kriterier, f.eks. de ovenfor nævnte; at den maksimale energibelastning skal holdes lavt, at energiforbruget skal minimeres, samt at der skal tages hensyn til planternes komfort. Plantekomforten er igen, bl.a., en funktion af lysindstråling, temperatur og fugtighed. En regulering af en af disse tre vil typisk påvirke de andre. F.eks. kan den relative luftfugtighed sænkes ved at øge temperaturen ved opvarmning, eller ved at foretage en udluftning. Hvis mange parametre inddrages bliver reguleringsproblematikken således meget kompliceret. Løsningen på dette problem vil formentlig være at foretage en form for hierarkisk regulering, hvor nogle kriterier karakteriseres som overordnede (Udink ten Cate, 1983). F.eks. kan fastholdelse af den relative luftfugtighed under en fast grænse være et sådant overordnet kriterium.

Man kan betragte problematikken omkring reguleringen af væksthustemperaturen som et sammenhængende hele. Men det er her fordelagtigt at underopdele i delsystemer. For det første er der selve væksthushets varmedynamik. Hvis der kan opstilles en rimelig model for varmedynamikken vil det være muligt at beregne væksthushets respons på en given ydre ændring. De ydre ændringer kommer fra klimaet, med solindstråling og udetemperatur som de vigtigste variable. Hvis der kan opstilles en model til korttidsprognoser af de to

klimavariable kan det bruges i reguleringen. Samtidig skal der bestemmes modeller for selve opvarmningssystemet. Forløbet vil altså være dette: korttidsprognosen giver et skøn over hvordan indstråling og udetemperatur vil ændre sig, f.eks. en time frem. Ud fra dette skøn benyttes væksthushetsmodellen til at beregne hvordan indetemperaturen vil opføre sig en time frem. Endelig benyttes reguleringsstrategien til at afveje plantekomfort mod opvarmningsomkostninger. En tilsvarende tankegang er diskuteret i Madsen, 1985, idet emnet dog (bl.a.) er reguleringen af et almindeligt enfamilie hus.

Det er muligt at opstille såkaldt adaptive modeller, i.e. modeller som løbende justerer de indgående konstanter, samtidig med at en regulering foretages. Det er meget relevant i væksthushets sammenhæng, idet man f.eks. må forvente at varmekapaciteterne i et væksthushet ændrer sig efterhånden som en plantekultur vokser frem. Ligeledes vil adaptive modeller formentlig kunne overføres fra et væksthushet til et andet, uden behov for manuel kalibrering af modellen.

Endelig skal det nævnes at når der er estimeret en troværdig model for varmedynamikken af et væksthushet, så kan denne, sammen med korttidsvejrmodeller danne basis for simulering af en given reguleringsstrategi. Forskellige reguleringsstrategier kan derved afprøves uden det er nødvendigt at iværksætte praktiske forsøg.

I denne artikel fokuseres på et forsøg udført i Årsløv i 1989 med det formål at estimere og sammenligne modeller til beskrivelse af væksthushets varmedynamik. Det er således kun en mindre del af den samlede problemstilling skitseret ovenfor.

Statistiske metoder

ARIMA modeller

Den statistiske teori til beskrivelse og analyse af observationer givet på en diskret tidsskala er kendt som tidsrække analyse. Man antager at variablen, Y , måles ved tidspunkter, t , der i princippet går fra minus uendelig til plus uendelig. Ofte vil man antage at den enkelte observation er normalfordelt. ARIMA-modeller (Box and Jenkins, 1976), hvilket står for Autoregressive Integrated Moving Average, er de modeller der her skal benyttes til analyse

af tidsrækker. Statistisk set er det interessante ved tidsrækker, til forskel fra andre statistiske modeller, at der haves mange udfald af den samme variabel, og at disse er korrelerede indbyrdes. Man taler derfor om autokorrelation. En autokorrelationsfunktion beskriver korrelationen mellem en given observation og dens naboer i tidstrin væk (kaldet i lags), og er defineret ved

$$(1) \quad \rho(i) = \frac{E((Y(t) - m)(Y(t-i) - m))}{E((Y(t) - m)^2)}$$

hvor $Y(t)$ er en observation til tiden t , og m er middelværdien. Autokorrelationsfunktionen estimeres ved

$$(2) \quad r(i) = \frac{\frac{1}{N-i} \sum_{j=i+1}^N ((Y(j) - \bar{Y})(Y(j-i) - \bar{Y}))}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (Y(j) - \bar{Y})^2}$$

Uden tab af generalitet antages middelværdien herefter at være nul. ARIMA-modeller er en kombination af AR, I og MA-modeller, der hver kort omtales nedenfor.

En autoregressiv model af første orden (AR(1)) er defineret ved

$$(3) \quad Y(t) = \alpha Y(t-1) + \epsilon(t), \epsilon(t) \in N(0, \sigma^2)$$

Som det ses er observationen $Y(t)$ en funktion af den foregående observation samt af et tilfældigt fejlded. Fejldedene antages at være indbyrdes ukorrelerede. I fig. 1. er vist tre eksempler på AR(1)-processer. Det ses at positive værdier af α giver langsommere variationer i processen, og negative værdier af α giver hurtige variationer. Fig. 1.c eksemplificerer at når α numerisk bliver en eller derover, bliver processen instationær, i.e. den vokser uden grænse. Autokorrelationsfunktionen for en AR-model antager værdier forskellige fra nul for alle lag.

AR-modeller af højere orden opskrives som en ligefrem generalisering af AR(1) modellen,

$$(4) \quad Y(t) = \alpha_1 Y(t-1) + \alpha_2 Y(t-2) + \dots + \alpha_n Y(t-n) + \epsilon(t)$$

For at få en nem opskrivning introduceres backshift operatoren, B . Således er $Y(t-1) = B \cdot Y(t)$, og $Y(t-2) = B^2 \cdot Y(t)$. Med denne notation kan (4) opskrives som

$$(5) \quad (1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_n B^n) Y(t) = \epsilon(t)$$

og når $\Phi(B)$ angiver dette polynomium i B fås derfor

$$(6) \quad \Phi(B) Y(t) = \epsilon(t)$$

Formen for en m 'te orden Moving Average model (MA) er

$$(7) \quad Y(t) = \epsilon(t) + \beta_1 \epsilon(t-1) + \beta_2 \epsilon(t-2) + \dots + \alpha_n \epsilon(t-n)$$

En aktuel observation er således en funktion af de tidligere fejlded i stedet for af de tidligere observationer. Som for AR-modellerne kan (7) skrives på kort form ved at benytte backshift operatoren, B ,

$$(8) \quad Y(t) = \Theta(B) \epsilon(t)$$

Autokorrelationsfunktionen for en MA(m)-proces dør ud efter m trin, så to observationer med en afstand på mere end m lags, er ukorrelerede.

Hvis der til hvert tidstrin i en tidsrække tages differensen mellem to naboobservationer, $Z(t) = Y(t) - Y(t-1)$, da vil $Z(t)$ være en ny tidsrække. Man siger at $Y(t)$ er differenset. En differensning kan på kort form opskrives som $Z(t) = (1-B)Y(t)$. Differensninger benyttes ofte hvis den observerede tidsrække udviser instationaritet som vist i fig. 1.c. Hvis instationariteten består i en lineær trend, kan en differensning af tidsrækken gøre den stationær. Hvis forløbet er kvadratisk skal der to successive differensninger til for at få en stationær række. Det er meget væsentligt at have en stationær tidsrække fordi estimatet af autokorrelationsfunktionen i modsat fald kan blive helt fejlagtigt. En ARIMA(n, d, m)-proces kan herefter opskrives som

$$(9) \quad \Phi(B)(1-B)^d Y(t) = \Theta(B) \epsilon(t)$$

eller ved division som

$$(10) \quad Y(t) = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)(1-B)^d} \epsilon(t)$$

Udover den ordinære autokorrelationsfunktion er også den partielle autokorrelationsfunktion af stor betydning for praktisk anvendelse af ARIMA-modeller. Den partielle autokorrelationsfunktion

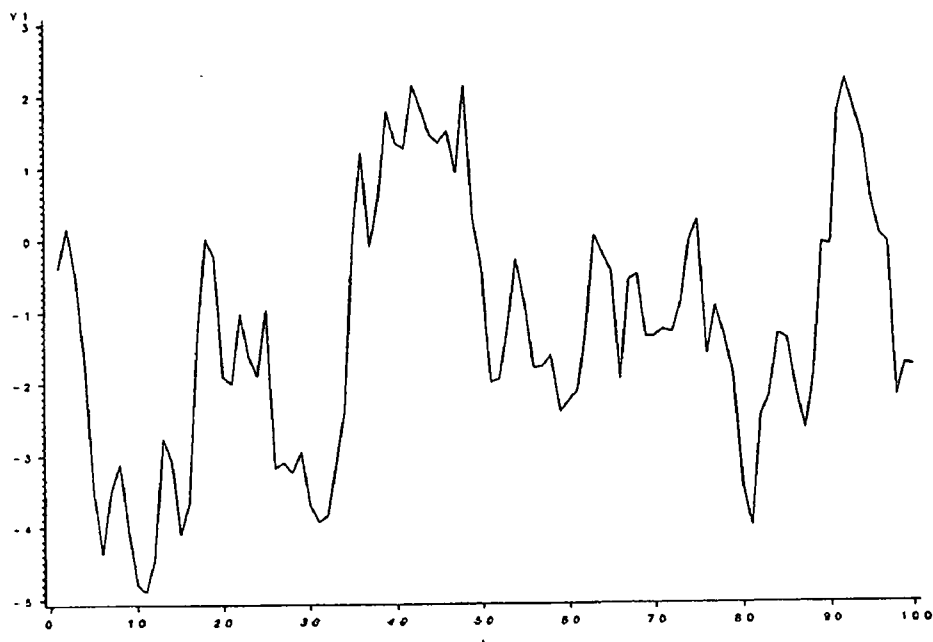


Fig. 1a. Eksempel på autoregressiv proces af 1. orden med $\alpha=0,9$

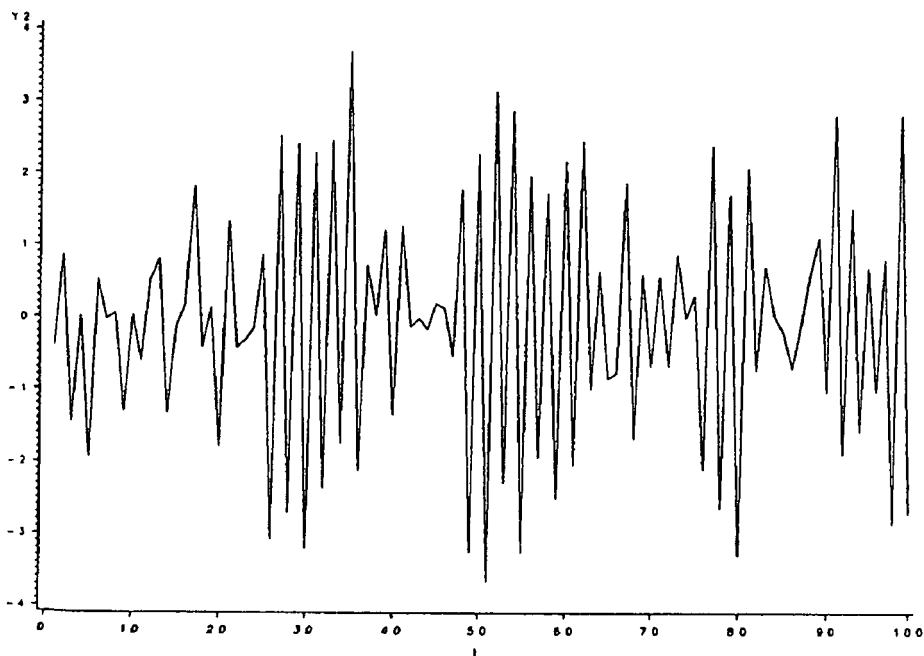


Fig. 1b. Eksempel på autoregressiv proces af 1. orden med $\alpha=-0,9$.

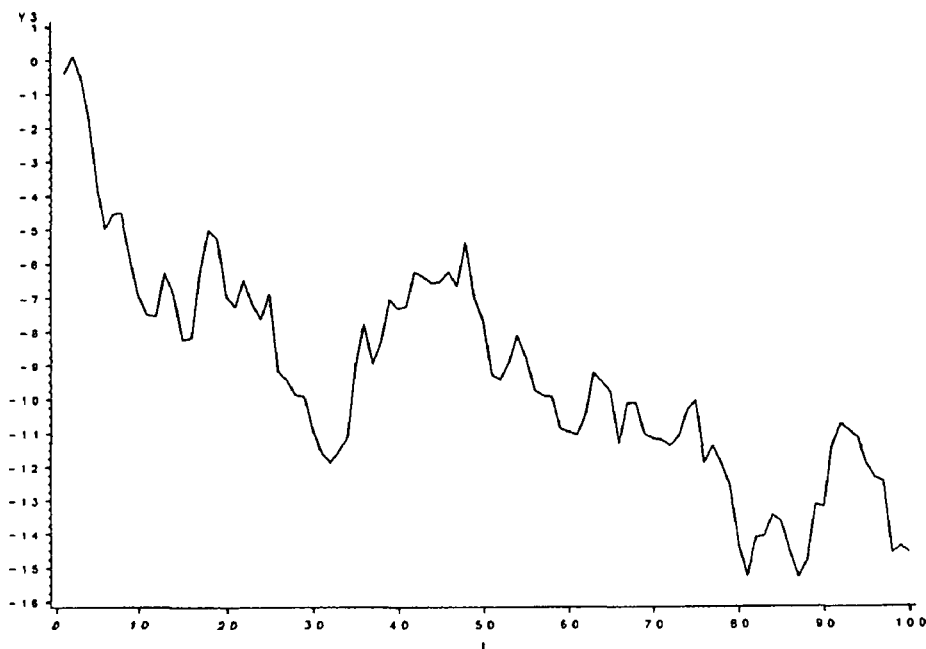


Fig. 1c. Eksempel på autoregressiv proces af 1. orden med $\alpha = 1.5$.

fås, løst sagt, ved at fjerne indflydelsen fra observationer med lag mindre end m , når korrelationen i lag m skal bestemmes. Når en tidsrække skal modelleres som en ARIMA proces, så går man groft sagt frem efter følgende skema (Box and Jenkins, 1976).

- 1) Kig på plot over tidsrækken og foretag differensninger indtil man har en stationær række.
- 2) Betragt autokorrelationsfunktion og partiel autokorrelationsfunktion. Hvis autokorrelationsfunktionen dør ud efter lag m , har man en MA(m) proces. Hvis den partielle autokorrelationsfunktion dør ud efter lag k , har man en AR(k) proces.
- 3) Foretag estimation i modellen efter at modelordenen er bestemt.
- 4) Residualerne i tidsrækken estimeres ved brug af den netop fundne model, og det undersøges om der er noget struktur tilbage i dem ved at be-

stemme den empiriske autokorrelationsfunktion. Hvis den ikke er signifikant forskellig fra hvid støj har man bestemt en korrekt model.

Estimation af parametrene i en ARIMA-model foregår ved Maximum Likelihood, eller specielle former for mindste kvadraters metode. I begge tilfælde er det nødvendigt med iterative beregninger.

Overføringsmodeller

Ofte vil man have en form for kausal sammenhæng mellem to variable. Det kan eksempelvis være temperaturens variation henover døgnet, som bl.a. er bestemt af solindstrålingen. Til at beskrive den slags sammenhænge benyttes overføringsfunktionsmodeller

$$(11) \quad Y(t) = \gamma_0 X(t - q) + \gamma_1 X(t - q - 1) + \dots + \epsilon(t)(t)$$

hvor $\epsilon(t)$ ledest antages at være hvid støj uden korrelation med inputprocessen $X(t)$. γ -ledene udgør

den såkaldte overføringsfunktion. Hvis $q > 0$ er der en forsinkelse af responsprocessen, $Y(t)$, i forhold til inputprocessen $X(t)$. Man har ofte en situation hvor X -processen mange trin tilbage har indflydelse på Y -processen. Det kan da være hensigtsmæssigt at opskrive overføringsfunktionen som en rational funktion, hvilket, hvis det skrives ud, giver en uendelig række. Y -processen vil, udover at være bestemt ved overføringsfunktionen fra X -processen, ofte have en egendynamik. Idet $V(B)$ angiver den rationelle overføringsfunktion, haves derfor den mere generelle model

$$(12) \quad \Phi(B)Y(t) = \frac{\Omega(B)}{\Delta(B)} B^q X(t) + \Theta(B)\epsilon(t)$$

Fastlæggelse af ordenen for en overføringsmodel er lidt mere kompliceret end for en simpel ARIMA model. Det er nødvendigt at iterere sig frem mellem fastlæggelse af en model for X -processen, en model for overføringsfunktionen, og en model for egendynamikken for Y -processen. Overføringsfunktionen fastlægges i princippet udfra krydskorrelationsfunktionen, C ,

$$(13) \quad C(i) = \frac{E(Y(t)X(t-i))}{\sqrt{E(Y(t)^2)}\sqrt{E(X(t)^2)}}$$

Hvis inputprocessen, $X(t)$, ikke er hvid støj, men derimod følger en eller anden model, vil dette vise sig i estimationen af overføringsfunktionen. Til at afhjælpe dette problem kan der bruges en teknik der

kaldes prewhitening. Først bestemmes en model for $X(t)$ og der estimeres residualer. Derefter benyttes den samme model til at "filtrere" $Y(t)$ hvorved der findes residualer for $Y(t)$. På de to tidsrækker af residualer findes derefter krydskorrelationsfunktionen. Ved at benytte denne metode estimeres den sande overføringsfunktion (Box and Jenkins, 1976).

Fysiske modeller for væksthuse

Temperaturen i et væksthuse er bestemt af de tre former for varmeafgivelse: stråling, ledning og konvektion. Under ideelle omstændigheder kan strålingen beskrives eksakt ved Plancks strålingslov, og ledningstabet kan beskrives eksakt ved den tredimensionale diffusionsligning. I praksis er begge dele dog forbundet med en betydelig usikkerhed for bygningers, herunder væksthuses, vedkommende. Det skyldes, at bygninger er meget komplekse fysiske fænomener. Overførsel af varme ved konvektion er under alle omstændigheder en meget kompliceret proces som der ikke findes eksakte fysiske love for. Til praktiske formål, såsom dimensionering af varmetab fra bygninger, benyttes derfor tilnærmede metoder (DS418, 1986). Den grundlæggende formel i DS418, er

$$(14) \quad W = U^{DS} A (T_i - T_u)$$

hvor W er den totale varmeflux gennem en plan væg, U^{DS} er varmetransmissionskoefficienten, og

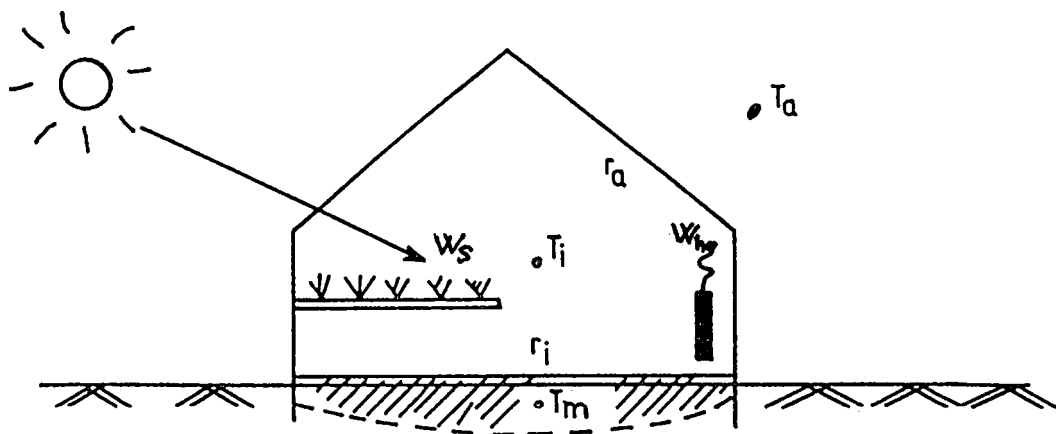


Fig. 2. Skitse af væksthuse med to tilstande, temperaturerne T_i og T_m .

T_i og T_u er henholdsvis inde og udetemperatur. Hvis man har en uendelig stor væg og temperatur differensen henover væggen er konstant i tid og rum, reduceres diffusionsligningen til en stationær, endimensional version, der har ligningen (14) som løsning. Til reguleringsformål er det et problem at antage stationaritet som i (14). Derfor må man have en dynamisk model, der samtidig er praktisk håndterbar. Den grundlæggende antagelse i det følgende er, at varmekapaciteten i et væksthuse kan opsplittes. Hver delkapacitet er knyttet til et legeme (eller luftvolumen), som har en homogen temperatur. Når dette legeme indgår i et specifikt modelsystem, vil det være karakteriseret ved sin varmekapacitet og ved en tidskonstant. Tidskonstanten udtrykker, hvor lang tid det tager "at bevæge sig 63% hen mod ligevægts tilstanden". På fig. 2 er skitseret et væksthuse med de væsentlige parametre. En væksthusemodel med to varmekapaciteter, svarende til fig. 2, kan opskrives som en kontinuert tilstandsmodel (Wachmann et al., 1990)

$$(15) \quad c_m \frac{dT_m}{dt} = \frac{1}{r_i}(T_i - T_m) \\ c_i \frac{dT_i}{dt} = \frac{1}{r_a}(T_a - T_i) + \frac{1}{r_i}(T_m - T_i) + W_s + W_h$$

hvor c_m og c_i er de respektive varmekapaciteter, r_i og r_a er modstande mod varmekraft, W_s er varmekraft fra solindstråling og endelig er W_h varmekraft fra opvarmningssystemet. Modellen har således to varmekapaciteter med hver sin tidskonstant. Den første beskriver indeluften samt bygningsoverflader og plantedele. Den anden beskriver de mere massive bygningsdele, inklusiv gulvet et stykke ned. (15) er en model i kontinuert tid.

Den approksimative fysiske model må i denne sammenhæng videreudvikles ved at inddrage støjled, hvorved (15) efter en omskrivning bliver til

(16)

$$\begin{bmatrix} dT_m \\ dT_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{1}{R_i C_m} & \frac{1}{C_i} \left(\frac{1}{R_a} + \frac{1}{R_i} \right) \\ \frac{1}{R_a C_i} & \frac{1}{C_i} \left(\frac{1}{R_a} + \frac{1}{R_i} \right) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} T_m \\ T_i \end{bmatrix} \times dt \\ + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{R_a C_i} & \frac{A_s}{C_i} & \frac{1}{C_i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} T_a \\ W_s \\ W_h \end{bmatrix} \times dt + \begin{bmatrix} de_m \\ de_i \end{bmatrix}$$

eller kort

$$(17) \quad dT = AT + BU + de(t)$$

Her indeholder A og B funktioner af de parametre, der skal estimeres, mens T og U indeholder tilstande og endelig $de(t)$ er støjled. Parametrene estimeres ved at benytte Maximum Likelihood metoden og numerisk integration. Tidskonstanterne for systemet (17) kan findes som minus de reciproke egenværdier for A matricen. Hvis en egenværdi er reel fås et eksponentielt henfald, hvorimod der fås en dæmpet svingning hvis den er kompleks.

Systemet i (17) er en såkaldt stokastisk kontinuert tilstandsmodel. Det kan vises at dette system kan omformes til en overføringsmodel på diskret form. Overføringsfunktionen består, som tidligere omtalt, af en kvotient af to polynomier. Rødderne til polynomiet i nævneren, ρ_i , hænger sammen med egenværdierne i A-matricen, λ_i , ved

$$(18) \quad \rho_i = \exp(\lambda_i)$$

Det kan derfor lade sig gøre at estimere tidskonstanterne både ved hjælp af overføringsmodeller i diskret tid, og ved hjælp af tilstandsmodeller i kontinuert tid. Det kan udnyttes til en sammenligning af de to modeltyper.

PRBS signaler

Som omtalt tidligere så opstår der problemer med identifikation og estimation af overføringsmodeller når inputvariablene er korrelerede, samt når støj-processerne er korrelerede med input-variablene. I den undersøgte model er der to input-variable, dels solinstrålingen og dels energitilførslen fra varmesystemet. Da kun energitilførslen kan styres, er denne blevet fastlagt som et Pseudo Random Binary Signal (PRBS), se (Godfrey, 1980). Et PRBS-signal har en autokorrelationsfunktion, som er tæt på hvid støj, og vil derfor "med stor sikkerhed" også være ukorreleret med solindstrålingen. Et PRBS signal antager værdien 0 eller 1, med mulige skift til tiderne 0, T, 2T, ... Iøvrigt er signalet periodisk og i virkeligheden deterministisk. Fig. 3 viser et eksempel på et PRBS-signal med T=20 timer og en periode på 300 timer.

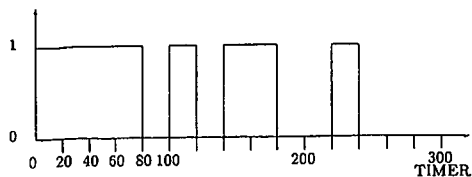


Fig. 3. Pseudo Random Binary Signal (PRBS) med $n=4$ og $T=20$ timer.

Datamateriale

Ved Institut for Væksthuskulturer måltes i tidsrummet 18. maj til 12. juni 1989, en række klima og energivariable på væksthuse nr. 11 (Wachmann et al., 1990). Målingerne blev opsamlet hver andet minut, for at kunne følge variationen over korte tidsintervaller. Ialt blev 19 variable registreret. De vigtigste var udetemperatur, globalstråling (målt udenfor), vindhastighed, nedbør, indetemperatur og vinduesåbning. På opvarmningssystemet blev der registreret fremløbstemperatur, returtemperatur og energiforbrug.

Forsøgsperioden var ikke ideel i forhold til forsøgets formål. Det var for varmt. Energiltilførslen blev, som tidligere beskrevet, fastlagt efter et PRBS-signal. Den mindste tidsenhed var på 20 minutter, og periodelængden var på 21 timer. Når PRBS-signalet var på 1, blev der tilstræbt en fremløbstemperatur på 80 grader. Når signalet var nul blev den ønskede fremløbstemperatur sat på 5 grader. På grund af buffer virkningen i rørene var det imidlertid ikke muligt at få en varmeafgivelse, der eksakt fulgte et PRBS-signal. I fig. 4 er vist tre angivelser af varmetilførslen. PRBS-signalet følger den angivne firkant-funktion. Belastningen af energisystemet udviser nogle meget kraftige toppene hver gang opvarmningen sættes igang. Det skyldes at koldt vand fra rørene i væksthuse løber ud og erstattes af varmt vand fra det overordnede energisystem. Det reelle energiinput fra opvarmningssystemet er beregnet ud fra differensen mellem indetemperatur og en gennemsnitlig rørtemperatur. Dette forløb stiger langsommere når PRBS-signalet slår til, men forskellen er især, at det tager længere tid før temperaturen henfalder bagefter.

Af hensyn til planterne i væksthuse var der en overstyring på PRBS-signalet. Ved 35 grader åbnedes vinduerne, og ved 10 grader slog opvarmningen

til under alle omstændigheder. Nedre grænse blev ikke aktuel. Skyggegardinerne var kørt 80% for i hele perioden, for ikke at få alt for stort et strålingsinput. Til trods for dette var det i en stor del af tiden nødvendigt at åbne vinduerne. Luftsiftet der opstår ved åbne vinduer er meget svært at modellere. Det var derfor nødvendigt at basere estimation af modeller på perioder hvor vinduerne var lukkede. Tilbage var en periode på 4 døgn fra 3. juli til 7. juli. I fig. 5 ses for 4. juli de vigtigste variable optegnet.

Resultater

Som omtalt under afsnittet om statistiske metoder blev der anvendt to forskellige modeltyper. Dels overføringsmodeller, og dels kontinuerte stokastiske tilstandsmodeller.

Overføringsmodeller

Overføringsmodellerne analyseredes ved hjælp af PROC ARIMA i SAS (SAS, 1988). Kørslerne blev foretaget på 1. halvdel, 2. halvdel og på hele den uddragne tidsrække fra 3. til 7. juli. Det var ialt 2699 observationer med to minutters intervaller. Der har været undersøgt forskellige overføringsmodeller, alle af formen

$$(19) \quad T_i(t) = \mu + V(B)E(t) + U(B)I(t) + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)}\epsilon(t)$$

hvor T_i er den målte indetemperatur, $V(B)$ er overføringsfunktionen fra opvarmningssystemet, $U(B)$ er overføringsfunktionen fra solindstrålingen og det sidste led er støjleddet, som beskriver væksthusets egendynamik. Disse to inputvariable valgtes som de vigtigste. Man kunne også have overvejet at inddrage udetemperaturen, men den varierede typisk over længere tidsrum end dem der blev fokuseret på med denne undersøgelse. Vind og regn kunne også have været af betydning, men var det ikke i den betragtede periode.

Hvis man antager at systemet kan beskrives ved en 2.ordens kontinuert tilstandsmodel, kan det vises (Wachmann et al., 1990) at det medfører den tilsvarende overføringsmodel skal have 2. ordens polynomier i nævneren, og tilsvarende gælder for tredje orden. For at få et overblik over ordenen af overføringsfunktionerne blev i første omgang estimeret en krydskorrelationsfunktion mellem indetemperatur og energiltilførsel på et natudsnit af

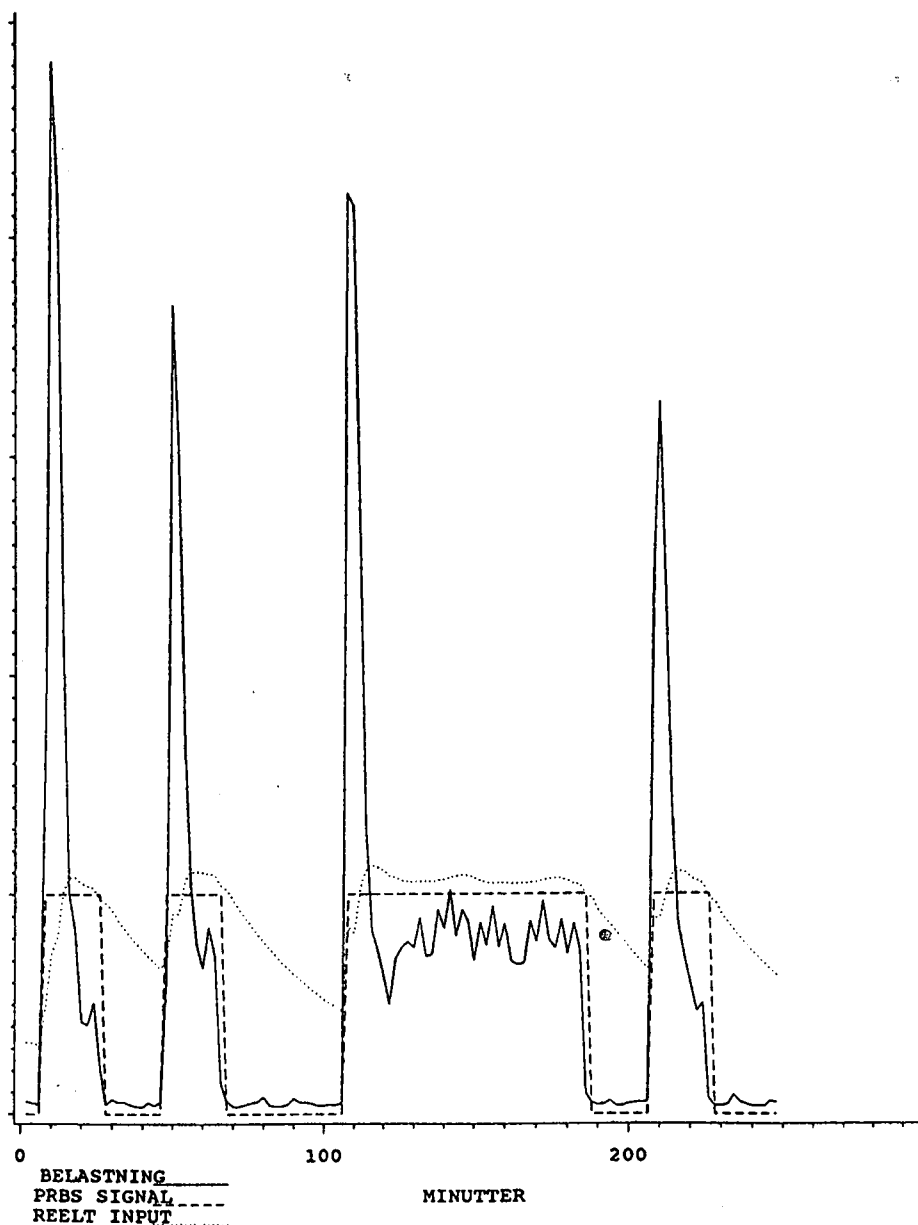
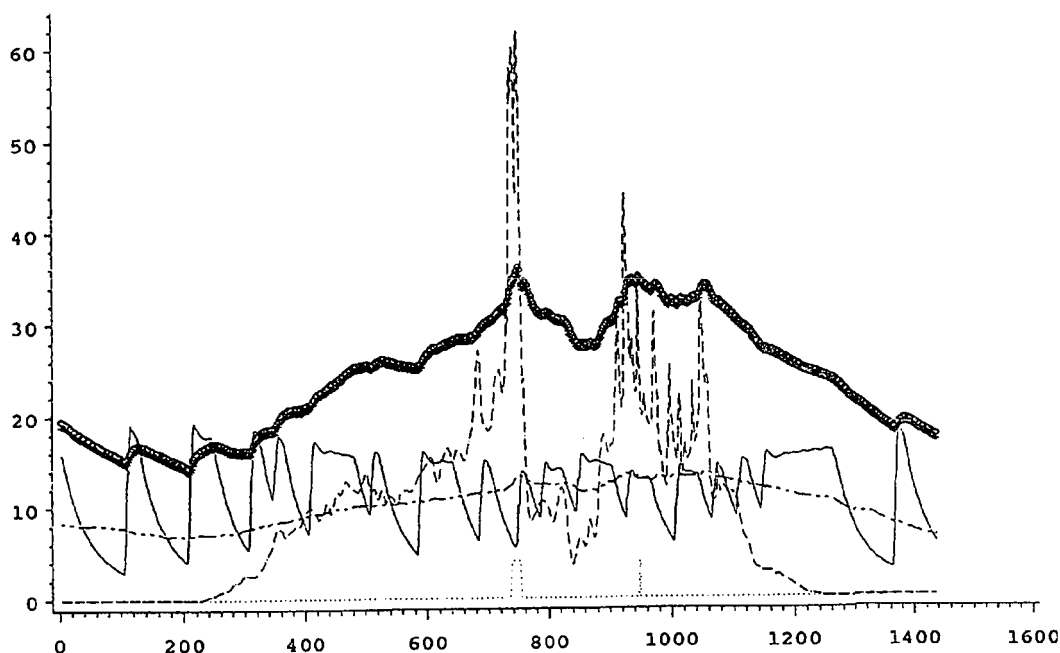


Fig. 4. Tre forskellige energiinput.

tidsrækken. Indstrålingen havde ingen betydning på dette natudsnit, hvorfor overføringsfunktionen fra opvarmning til indetemperatur kunne bestemmes uden hensyntagen til indstråling. Den principielle form af krydskorrelationsfunktionen ses i fig. 6. Det bemærkes at der er en tidsforsinkelse på 1 til

2 tidsintervaller, dvs. 2 til 4 minutter. Der kunne altså først registreres en temperaturstigning når opvarmningen havde været slået til i 2 til 4 minutter. Derudover bemærkes det at krydskorrelationsfunktionens relativt lange hale betyder at der mindst skal benyttes et 1. grads polynomium i nævneren.



Variabel	Enhed	Signatur
Rumtemperatur	°C	—•—•—•—
Udetemperatur	°C	- - -•- - -
Beregnet varmetilførsel	kW	—————
Beregnet solindstråling	kW	- - - - -
Vindues funktion	0=lukket, 4=åben	

Fig. 5. Plot af klimavariabel, 4. juli, 1989.

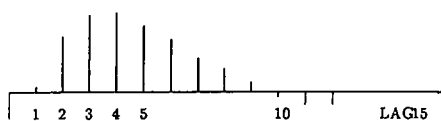


Fig. 6. Principiel form af krydskorrelationsfunktionen mellem input fra opvarmningssystemet og indetemperatur.

For indstrålingen var der visse instationaritetsproblemer, hvorfor det først undersøgtes hvilke resultater differensning af både input- og outputserier gav. Da differensning er en lineær operator vil krydskorrelationen principielt være upåvirket af differensning af begge rækker. Der blev derefter fittet en ARMA-model til indstrålingen, og den

brugtes til at "prewhite" indetemperaturen med. Til sidst udregnedes en krydskorrelationsfunktion, mellem indstråling og indetemperatur, hvilket ses i fig. 7. Det bemærkes først at der ikke lader til at være nogen forsinkelse. Det indikerer altså at indetemperaturen i væksthuset responderer hurtigere når indstrålingen stiger, end når opvarmningen slås til.

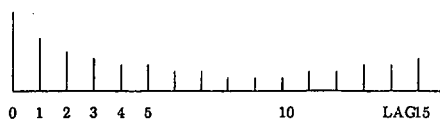


Fig. 7. Principiel form af krydskorrelationsfunktionen mellem solindstråling og indetemperatur.

Da solindstråling "rammer" hele væksthuset mens opvarmning vha. varmesystemet i første omgang er lokal, må det siges at være et rimeligt resultat. For det andet bemærkes det, at der er to "bløde toppe" i krydskorrelationsfunktionen, hvilket må modelleres med mindst et 2. grads polynomium i nævneren. På baggrund af ovennævnte overvejelser blev følgende model udvalgt

$$(20) \quad T_i = \mu + \frac{\omega_0 + \omega_1 B}{1 + \delta_1 B + \delta_2 B^2 + \delta_3 B^3} B E_i + \frac{\tilde{\omega}_0 + \tilde{\omega}_1 B}{1 + \tilde{\delta}_1 B + \tilde{\delta}_2 B^2 + \tilde{\delta}_3 B^3} I_i + \frac{1 - \theta_1 B}{1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2} \epsilon_i$$

Parameter estimater er angivet i tabel 1. Det ses heraf at den totale spredning på indetemperaturen er 5.13 grader. Residualspredningen når modellen er estimeret er 0.092 grad. Dette er pga. den kraftige sammenhæng mellem tidsobservationerne en lidt urimelig sammenligning. Det er mere rimeligt at sammenligne med den prediktionsfejl der fremkommer ved blot at benytte den sidst foregående observation som estimat. Det giver en spredning på 0.156 grad. Så reduktionen bliver altså fra 0.156 til 0.092 grad, eller 65%. For nævnerpolynomiet i støjleddet opnåedes rødderne 0.9963 og 0.9384. De tilsvarende tidskonstanter fandtes til hhv. 9 timer og til 30 minutter. Overførselsfunktionen for energitilførslen havde i nævneren en reel rod på 0.855 og to komplekst konjugerede rødder. Den reelle rod svarede til en tidskonstant på 13 minutter, og de to komplekse rødder svarede til en dæmpet svingning med tidskonstant og periode på omkring 10 minutter. Den dæmpede svingning skal der nok ikke lægges alt for stor vægt på, da den muligvis hænger sammen med det påtrykte PRBS signal. For inputvariablen indstråling, var denne model ikke stabil, i den forstand at der ikke blev opnået nogenlunde ens estimater for de tre perioder der er undersøgt. I fig. 8 ses autokorrelationsfunktionen af residualerne efter at model (20) er anvendt. Der er stadigvæk en vis struktur tilbage som ikke er blevet fjernet af modellen. Men da den partielle autokorrelationsfunktion næsten var identisk med selve autokorrelationsfunktionen, tyder det på at der ikke kan opnås de store forbedringer indenfor klassen af lineære modeller (Madsen, 1989).

Da overførselsfunktionen for solindstrålingen

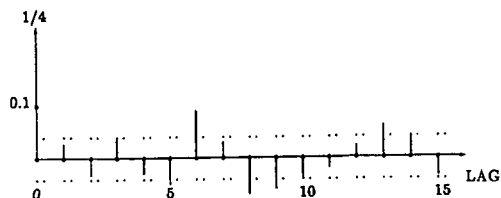


Fig. 8. Autokorrelationsfunktion af residualer efter model (20) er benyttet.

ikke var stabil ved estimation i (20) blev det forsøgt at foretage forskellige ændringer. Ved kun at medtage et 2. ordens led i nævneren for solindstrålingen blev den mere stabil. Ved denne estimation og andre med små ændringer, opnåedes generelt en kort tidskonstant på omkring ti minutter, og en lang på mellem en halv og en hel time.

Kontinuert tilstandsmodel

Den kontinuerte tilstandsmodel i (16), (17) kan estimeres ved Maximum Likelihood metoden. Estimationen blev foretaget ved brug af programmet udviklet på Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse på DTH (Lynnerup, 1989). De opnåede estimater findes i tabel 2. Indsættes estimaterne i modelligningen fås

$$(21) \quad \begin{bmatrix} dT_m \\ dT_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -3.1624 & 3.1624 \\ 3.1592 & -5.1966 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} T_m \\ T_i \end{bmatrix} \times dt + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 2.0374 & 64.303 & 0.95501 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} T_a \\ W_s \\ W_h \end{bmatrix} \times dt + \begin{bmatrix} de_m \\ de_i \end{bmatrix}$$

Egenværdierne til transitionsmatricen i (21) er -0.8591 og -7.4999, hvilket giver tidskonstanter på hhv. 70 minutter og 8 minutter, idet den benyttede tidsenhed er en time. De tilhørende egenvektorer er

$$(22) \quad v_1 = \begin{bmatrix} 1.00 \\ 0.73 \end{bmatrix} \quad v_2 = \begin{bmatrix} -0.73 \\ 1.00 \end{bmatrix}$$

Det ses, at variationer, der følger den lange tidskonstant vil opføre sig nogenlunde ens for de to varmekapaciteter, mens variationer der følger den korte tidskonstant vil opføre sig forskelligt for de to varmekapaciteter. Det svarer godt med det forventede, at hurtige variationer T_i ikke afspejles i T_m , mens langsomme svingninger giver ens udvikling i T_i og T_m .

De fundne tidskonstanter ligger for begge modeltyper omkring hhv. 10 minutter og 30-60 minutter, hvor den lange tidskonstant er dårligst bestemt. Sammenlignet med andre bygninger er tidskonstanterne korte, som det også må forventes for væksthuse. Hansen et al., 1986, fandt eksempelvis for en lavenergibolig to tidskonstanter på henholdsvis 25 minutter og 150 timer. Det skal dog understreges, at tilstandsmodellen er en approksimation. Det virkelige væksthushus består ikke kun af to ideelle varmekapaciteter, men af kontinuerte legemer, der langsomt varmes op fra den ene ende til den anden. Derfor vil de konstanter der estimeres til en vis grad afspejle hvilke signaler der påtrykkes systemet, og i denne undersøgelse har der været fokuseret på de hurtige variationer. Det ses endvidere i tabel 2, at det effektive areal er estimeret til 67 m². Ved at foretage statistiske overslagsberegninger (Wachman et al., 1990), findes visse grænser for det effektive areal. Afhængigt af forudsætninger om solhøjde mv. er grænserne fra 46m² til 210m². Det fundne estimatet kan altså ikke umiddelbart forkastes. Varmeovergangsmodstanden mellem inde og ude estimeredes til 0.469 c/kW. Erfaringsmæssigt ligger varmetabet for et væksthushus i størrelsesordenen 7w pr. m² overflade og pr. grad. Det giver for det aktuelle væksthushus 0.43 c/kW, altså præcis det samme. Varmekapaciteten c_p , svarende til den hurtige tidskonstant, er ca. 4 gange større end varmekapaciteten for et tilsvarende volumen tør luft. Da c_p både beskriver fugtindhold og ydre dele af planter må det siges at være ganske rimeligt. c_m er meget vanskelig at vurdere. Det estimerede tal svarer ca. til varmekapaciteten af et lag vand på 0.5 cm. Men som nævnt ovenfor er denne størrelse temmelig usikker da et andet forsøgsdesign kunne have givet en anden varmekapacitet.

Sammenfatning

Sammenfattende kan det siges at de to modeltyper gav sammenlignelige resultater. Den korte tidskonstant var i begge tilfælde omkring 10 minutter og den lange omkring 1 time. Den kontinuerte tilstandsmodel har den fordel at den beskriver systemet direkte ved fysisk fortolkbare størrelser som varmeovergangsmodstande og varmekapaciteter. Til gengæld er overføringsmodellerne nemmere at estimere, og der eksisterer standard software som

kan benyttes. Begge modeltyper kunne give en rimelig beskrivelse af variationen af indetemperaturen på det foreliggende datamateriale. Men det vil være ønskeligt med en længere tidsrække fra en vinterperiode til at validere modellen med.

Litteratur

- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., 1976; Time Series Analysis. Holden-Day, California, 575 pp.
- Chatfield, C., 1984; The Analysis of Time Series. Chapman and Hall, London, 286 pp.
- DS418, 5. udgave, 1986; Beregning af bygningers varmetab.
- Ehler, N., Rystedt, J., 1988; Klimastyring i væksthuse ved hjælp af informationsteknologi. Slutrapport til teknologistyrelsen.
- Hansen, F. M., Madsen, H., Holst, J., 1986; Estimation of continuous time models for the heat dynamics of a building. Interim Paper, Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse, DTH, Lyngby.
- Godfrey, K. R., 1980; Correlation methods. Automatica, 16, pp. 527-534.
- Lynnerup, M., 1989; CTLSM - et program til parameterestimation i lineære stokastiske modeller i kontinuert tid formuleret på tilstandsform. Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse, DTH, Lyngby.
- Madsen, H., 1985; Statistically determined dynamical models for climate processes. Licentiat-afhandling, Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse, DTH, Lyngby, 428 pp.
- Madsen, H., 1989; Tidsrækkeanalyse, Institut for Matematisk Statistik og Operationsanalyse, DTH, Lyngby.
- SAS Institute Inc., 1988; SAS/ETS User Guide version 6. Cary, NC, 560 pp.
- Udink ten Cate, A., 1983; Modeling and adaptive control of greenhouse climates. Ph. D. Dissertation, University of Agriculture, Wageningen, Holland.
- Wachmann, C. H., Olsen, K. J., Kristiansen, K., Ersbøll, A., Madsen, H., Lynnerup, M., Nielsen, O. F., Amsen, M., Traberg-Borup, S., 1990; Flerfaktor styring af væksthuses energitilførsel, Dansk Tidsskrift for Planteavl, Under udarbejdelse.

Two-factor experiments carried out in a modified split-block design

Iwona Mejza and Stanislaw Mejza, Academy of Agriculture, Poznan

Summary

The paper deals with two problems, namely, it gives a unified approach to model building for observations obtained in designs with a structure

close to the structure of an incomplete split-block design and it provides an analysis of variance for such data. Some statistical properties of the considered design are also examined.

I. Introduction

Let us consider a two-factor experiment in which factors occur on v and S levels respectively. The real experiment is such that the levels of the first factor, say A, compose varieties and the levels of the second factor, say B, compose nitrogen fertility levels.

Let us consider a set of experimental units with the following structure. The experimental material is divided into R superblocks such that each superblock contains b blocks and each block contains k plots. Let the v varieties (levels of factor A) be arranged on plots of the considered experimental material in some incomplete block design. Usually, it is convenient to arrange the varieties in an incomplete block design, called α -design or α -resolvable design (cf Patterson & Williams, 1975). In such a design every treatment is replicated α -times in every superblock. Hence, the structure of the experimental material should be such that $\alpha v = bk$. In the paper both (general and for α -designs) situations will be considered.

Let us assume that the blocks in the superblock are laid out in one strip. Furthermore, each superblock is divided (crossly to the plots) into S strips in such a way that every plot is divided into S small units (subplots). One of the S levels of nitrogen fertilizer (levels of second factor) is arranged on each strip of all the plots of the superblocks.

In the first part of the paper we describe the way of obtaining the linear model based on the scheme of randomization appropriate to the above structure

of the experimental material. For the obtained linear model the analysis of variance is given.

In the model building and in the analysis of variance the Nelder's, 1954, 1965 (Houtman & Speed's, 1983, also Bailey's, 1981) approach is adopted.

In the second part of the paper we re-examine some statistical properties of the considered designs.

II. Model building

Let us assume that a population of experimental units has the structure described above.

In the paper the strategy introduced by Nelder, 1965, to the model building and to the analysis of variance is adopted. It means that the starting point of our derivation of the model is a "null" experiment.

Let us consider the experiment in which all of the $RSbk$ units receive the same treatment, no matter which, so called "null" treatment. Let m_{hdps} denote the yield (conceptual zero yield, true response) of the unit at the intersection of the s th plot and the d th strip within the p th block of the h th superblock, $h=1,2,\dots,R$, $d=1,2,\dots,S$, $p=1,2,\dots,b$, $s=1,2,\dots,k$.

It is assumed that the treatments under consideration are homogenous (or additive) in the sense that the variation of the responses among the available experimental units does not depend on the treatment received (cf Nelder, 1965, p. 168; White, 1975, p. 560). It means that the treatment applied to

the experimental unit does not change the dispersion structure of the model. The treatment has an effect only on the constant term of the model.

In the paper we consider the four-step randomization, i.e. the randomization of the superblocks, the randomization of the blocks (within the superblocks), the randomization of the plots (within the blocks) as in the incomplete block design and additionally the randomization of the strips.

Suppose that the randomization is performed as described by Nelder, 1954, i.e., by random permutation of the superblocks (within the total area of them), then blocks (within the superblocks), plots (within the blocks) and in the end by random permutation of the strips.

The four-step randomization can be characterised by the following variables (similar to those used by Kempthorne, 1952)

$$c_h^i = \begin{cases} 1, & \text{if the superblock originally labelled } h \\ & \text{receives label } i \text{ due to the randomiza-} \\ & \text{tion of the superblocks,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$w_{hp}^t = \begin{cases} 1, & \text{if the block originally labelled } p \text{ of the} \\ & \text{hth superblock receives label } t \text{ due to} \\ & \text{the randomization in that superblock,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$g_{hps}^{tf} = \begin{cases} 1, & \text{if the plot of the hth superblock of the} \\ & \text{pth block originally labelled } s \text{ receives} \\ & \text{label } f \text{ due to randomization in the tth} \\ & \text{block of that superblock.} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$q_d^j = \begin{cases} 1, & \text{if the stripe originally labelled } d \text{ recei-} \\ & \text{ves label } j \text{ due to the randomization of} \\ & \text{strips in that superblock,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

The independence of randomising the superblocks, the blocks within the superblocks, the plots within the blocks and randomising the strips implies the independence of random variables

$$\{c_h^i\} \{w_{hp}^t\} \{g_{hps}^{tf}\} \{q_d^j\}$$

Because of the structure of experimental units, the

zero yield m_{hdps} can be expressed in the form

(2.1)

$$m_{hdps} = m_{\dots} + (m_{h\dots} - m_{\dots}) + (m_{hd\dots} - m_{h\dots}) + (m_{hdp\dots} - m_{h\dots}) + (m_{h,ps} - m_{h,p\dots}) + (m_{hdps\dots} - m_{hd\dots}) + (m_{hdps} - m_{hd\dots}),$$

$$h = 1, 2, \dots, R, d = 1, 2, \dots, S, p = 1, 2, \dots, b, s = 1, 2, \dots, k,$$

where the usual dot convention is used to denote means.

The zero yield of the (h,d,p,s)-th unit with regard to the labels imposed by the randomization, can be written as

$$Y_{ijtf} = \sum_h \sum_d \sum_p \sum_s c_h^i q_d^j w_{hp}^t g_{hps}^{tf} m_{hdps}.$$

After some operations, the zero-yield can be expressed as

$$(2.2) \quad Y_{ijtf} = \mu + \rho_i + \eta_{ij} + \theta_{it} + \phi_{itf} + \varepsilon_{ijtf},$$

where $\mu = m_{\dots}$ denotes the mean,

$$\rho_i = \sum_h c_h^i (m_{h\dots} - m_{\dots})$$

denotes the effect of the i th superblock,

$$\eta_{ij} = \sum_h \sum_d c_h^i q_d^j (m_{hd\dots} - m_{h\dots}).$$

stands for the effect of the j th strip in the i th superblock,

$$\theta_{it} = \sum_h \sum_p c_h^i w_{hp}^t (m_{h,ps} - m_{h\dots})$$

stands for the effect of the t th block within the i th superblock, the effect of the f th plot within the t th block of the i th superblock is equal to

$$\phi_{itf} = \sum_h \sum_p \sum_s c_h^i w_{hp}^t g_{hps}^{tf} (m_{h,ps} - m_{h,p\dots})$$

and the subplot effect (error) is equal to

$$\varepsilon_{ijtf} = \sum_h \sum_d \sum_p \sum_s c_h^i q_d^j w_{hp}^t g_{hps}^{tf} (m_{hdps} - m_{h,ps} - m_{hd\dots} - m_{h\dots})$$

Some of the statistical properties of the random variables of the model (2.2) resulting immediately from the scheme of randomization are as follows:

$$E(p_i)=0, E(\eta_{ij})=0, E(\theta_{it})=0, E(\phi_{itf})=0, E(\varepsilon_{ijtf})=0.$$

$$(2.3) \quad Cov(\rho_i, \rho_{i'}) = \begin{cases} (R-1)R^{-1}\sigma_p^2 & \text{if } i=i', \\ -R^{-1}\sigma_p^2 & \text{if } i \neq i', \end{cases}$$

$$\text{where } \sigma_p^2 = (R-1)^{-1} \sum_h (m_{h...} - m_{...})^2,$$

$$(2.4) \quad Cov(\eta_{ij}, \eta_{i'j'}) = \begin{cases} (S-1)S^{-1}\sigma_\eta^2 & \text{if } i=i', j=j', \\ -S^{-1}\sigma_\eta^2 & \text{if } i=i', j \neq j', \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{where } \sigma_\eta^2 = [R(S-1)]^{-1} \sum_h \sum_d c_h^i g_d^j (m_{hd..} - m_{h...})^2,$$

$$(2.7) \quad Cov(\varepsilon_{ijtf}, \varepsilon_{i'j't'f'}) = \begin{cases} (S-1)(bk-1)(Sbk)^{-1}\sigma_\varepsilon^2 & \text{if } i=i', j=j', t=t', f=f', \\ -(S-1)(Sbk)^{-1}\sigma_\varepsilon^2 & \text{if } i=i', j=j', t \neq t', \text{ or } i=i', j=j', f \neq f', \\ -(bk-1)(Sbk)^{-1}\sigma_\varepsilon^2 & \text{if } i=i', j \neq j', t \neq t', \text{ or } i=i', j \neq j', f \neq f', \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{where } \sigma_\varepsilon^2 = [R(S-1)(bk-1)]^{-1} \sum_h \sum_d \sum_p \sum_s c_h^i g_d^j w_{hp}^i g_{hps}^{tf} (m_{hdps} - m_{h.ps} - m_{hd..} + m_{h...})^2,$$

$$\text{Finally, let } \gamma(u) = \sum_h \sum_d \sum_p \sum_s m_{hdps}(u)$$

denote the pure effect of the u th treatment (combination) of the plot (h,d,p,s) where $m_{hdps}(u)$ denotes the pure yield obtained on the plot (h,d,p,s) by applying the u th treatment instead of the "null" treatment.

Moreover, let us note that when observing in reality the response of the unit, any observation may be affected by a "technical error", an error due to some technical inaccuracy in performing the experiment and due to some error connected with measurements of the yield (this error is also called the measurement error).

We assume that the technical errors are independent variables, normally distributed, all with the same expected values equal to 0 and with the same variance σ^2 . We also assume that the technical errors are independent of the superblock, strip, block and plot (unit) effects.

In the paper it is assumed that $\gamma(u)$ is constant for all units, and also that the joint distribution of the random variables $p_i, \eta_{ij}, \theta_{it}, \phi_{itf}$ and ε_{ijtf} as well as of the technical error does not depend on the treatment applied. This means that the complete additivity of the treatment effects, the experimental unit effects and the technical errors is assumed.

$$(2.5) \quad Cov(\theta_{it}, \theta_{i't'}) = \begin{cases} (b-1)b^{-1}\sigma_\theta^2 & \text{if } i=i', t=t', \\ -b^{-1}\sigma_\theta^2 & \text{if } i=i', t \neq t', \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{where } \sigma_\theta^2 = [R(b-1)]^{-1} \sum_c \sum_h c_h^i w_{hp}^i (m_{h.c.} - m_{h...})^2,$$

$$(2.6) \quad Cov(\phi_{itf}, \phi_{i't'f'}) = \begin{cases} (k-1)k^{-1}\sigma_\phi^2 & \text{if } i=i', t=t', f=f', \\ -k^{-1}\sigma_\phi^2 & \text{if } i=i', t=t', f \neq f', \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{where } \sigma_\phi^2 = \sum_h \sum_p \sum_s c_h^i w_{hp}^i g_{hps}^{tf} (m_{h.ps} - m_{h..s})^2,$$

Under this assumption, the observed yield can be written as

$$(2.8) \quad Y_{ijtf}(u) = \gamma(u) + p_i + \eta_{ij} + \theta_{it} + \phi_{itf} + \varepsilon_{ijtf} + e_{ijtf},$$

$$i=1,2,\dots, R, j=1,2,\dots, S, t=1,2,\dots, b, f=1,2,\dots, k, u=1,2,\dots, vS,$$

where e_{ijtf} denotes the technical error affecting the (i,j,t,f)-th unit, with $E(e_{ijtf})=0$ and

$$(2.9) \quad Cov(e_{ijtf}, e_{i'j't'f'}) = \begin{cases} \sigma^2, & \text{if } i=i', j=j', t=t', f=f', \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

Let us note that the effect of the treatment (combination) $\gamma(u)$ can be expressed as $\gamma(u) = \mu + \alpha_a + \beta_r + (\alpha\beta)_{ar}$, where α_a denotes the effect of the a th level of the factor A (varieties), β_r - the effect of the r th level of the factor B (nitrogen fertilisation), $(\alpha\beta)_{ar}$ - the interaction effects, $u=(a-1)S+r$, $a=1,2,\dots,v, r=1,2,\dots,S$.

The model (2.8) and its variance-covariance structure can be written in matrix notation, namely

$$(2.10) \quad y = \Delta' \gamma + D' \rho + G' \eta + H' \theta + M' \phi + \varepsilon + e$$

where y is an $nx1$ vector of observations, ($n=RSbk$), 1_n denotes the $nx1$ -vector of ones, Δ' is the $nxvS$

design matrix for the treatments, γ denotes the $v \times 1$ vector of the treatment effects, $\mathbf{D}'$ is the nxR design matrix for the superblocs, ρ is the $R \times 1$ vector of the superbloc effects, $\mathbf{G}'$ denotes the $nxRS$ design matrix for the strips (within the superblocs), η is the $RS \times 1$ vector of the strip effects, $\mathbf{H}'$ stands for the

$nxRb$ design matrix for the blocks, θ stands for the $Rb \times 1$ vector of the block effects, $\mathbf{M}'$ is the $nxRbk$ design matrix for the plots, ϕ is the $Rbk \times 1$ vector of the plot effects, ε and $\mathbf{e}$ are $nx1$ vectors of the unit errors and the technical errors, respectively.

The dispersion matrices of the random terms of model (2.10) are as follows:

$$\begin{aligned} \mathbf{V}_\rho &= \sigma_\rho^2(\mathbf{I}_R - \mathbf{R}^{-1}\mathbf{J}_R), & \mathbf{V}_\eta &= \sigma_\eta^2\mathbf{I}_R \oplus (\mathbf{I}_S - \mathbf{S}^{-1}\mathbf{J}_S), & \mathbf{V}_\theta &= \sigma_\theta^2\mathbf{I}_R \oplus (\mathbf{I}_b - \mathbf{b}^{-1}\mathbf{J}_b), \\ \mathbf{V}_\phi &= \sigma_\phi^2\mathbf{I}_R \oplus \mathbf{I}_b \oplus (\mathbf{I}_k - \mathbf{k}^{-1}\mathbf{J}_k), & \mathbf{V}_\varepsilon &= \sigma_\varepsilon^2\mathbf{I}_R \oplus \{\mathbf{I}_S \oplus (\mathbf{I}_{bk} - (\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{J}_{bk}) + \\ &+ (\mathbf{I}_S - \mathbf{S}^{-1}\mathbf{J}_S) \oplus \mathbf{J}_{bk} - (\mathbf{I}_{Sbk} - (\mathbf{S}\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{J}_{Sbk})\}, & \mathbf{V}_\mathbf{e} &= \sigma^2\mathbf{I}_n, & \mathbf{J}_\mathbf{e} &= \mathbf{1}_n\mathbf{1}_\mathbf{e}' \end{aligned}$$

The variance-covariance structure of the linear model (2.10) has the form:

$$(2.11) \quad \text{Cov}(\mathbf{y}) = \mathbf{V} = \mathbf{D}'\mathbf{V}_\rho\mathbf{D} + \mathbf{G}'\mathbf{V}_\eta\mathbf{G} + \mathbf{H}'\mathbf{V}_\theta\mathbf{H} + \mathbf{M}'\mathbf{V}_\phi\mathbf{M} + \mathbf{V}_\varepsilon + \sigma^2\mathbf{I}.$$

III. Analysis of variance

The statistical analysis of the model (2.10) can be based on the Nelder's (1965) (cf Houtman & Speed, 1983) approach applied to the multistrata experiments with an orthogonal block structure (we will

see later that our design has such a structure). In this approach the set of pairwise orthogonal projectors $\mathbf{P}_f$, $f=0,1,2,3,4,5$, summing to the identity matrix, plays an important role.

In our case we have

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_0 &= n^{-1}\mathbf{J}_n, & r(\mathbf{P}_0) &= 1, & \mathbf{P}_1 &= (\mathbf{S}\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{D} - n^{-1}\mathbf{J}_n, & r(\mathbf{P}_1) &= R-1, \\ \mathbf{P}_2 &= (\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{G}'\mathbf{G} - (\mathbf{S}\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{D}, & r(\mathbf{P}_2) &= R(\mathbf{S}-1), & \mathbf{P}_3 &= (\mathbf{S}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{H}'\mathbf{H} - (\mathbf{S}\mathbf{b}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{D}, \\ r(\mathbf{P}_3) &= R(\mathbf{b}-1), & \mathbf{P}_4 &= \mathbf{S}^{-1}\mathbf{M}'\mathbf{M} - (\mathbf{S}\mathbf{k})^{-1}\mathbf{H}'\mathbf{H}, & r(\mathbf{P}_4) &= R\mathbf{b}(\mathbf{k}-1), \\ \mathbf{P}_5 &= \mathbf{I}_n - \mathbf{P}_0 - \mathbf{P}_1 - \mathbf{P}_2 - \mathbf{P}_3 - \mathbf{P}_4, & r(\mathbf{P}_5) &= R(\mathbf{S}-1)(\mathbf{b}\mathbf{k}-1). \end{aligned}$$

Then, the variance - covariance matrix $\mathbf{V}$ can be written as

$$(3.1) \quad \mathbf{V} = \lambda_0\mathbf{P}_0 + \lambda_1\mathbf{P}_1 + \lambda_2\mathbf{P}_2 + \lambda_3\mathbf{P}_3 + \lambda_4\mathbf{P}_4 + \lambda_5\mathbf{P}_5,$$

$$\text{where } \lambda_0 = \sigma^2, \quad \lambda_1 = \mathbf{S}\mathbf{b}\mathbf{k}\sigma_\rho^2 + \sigma^2, \quad \lambda_2 = \mathbf{b}\mathbf{k}\sigma_\eta^2 + \sigma^2, \quad \lambda_3 = \mathbf{S}\mathbf{k}\sigma_\theta^2 + \sigma^2, \quad \lambda_4 = \mathbf{S}\sigma_\phi^2 + \sigma^2, \quad \lambda_5 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma^2,$$

From (3.1) and from the properties of the projectors $\mathbf{P}_f$, $f=0,1,2,3,4,5$, it follows that the considered designs have an orthogonal block structure (cf Nelder, 1965).

From the properties of matrices $\mathbf{P}_f$ it follows that

$$\mathbf{V}\mathbf{P}_f = \lambda_f\mathbf{P}_f, \quad f = 0, 1, 2, 3, 4, 5, \quad \mathbf{V}^{-1} = \lambda_0^{-1}\mathbf{P}_0 + \lambda_1^{-1}\mathbf{P}_1 + \lambda_2^{-1}\mathbf{P}_2 + \lambda_3^{-1}\mathbf{P}_3 + \lambda_4^{-1}\mathbf{P}_4 + \lambda_5^{-1}\mathbf{P}_5.$$

Assuming that strata variances λ_f are known - the overall analysis can be based on the normal equation for γ

$$(3.2) \quad \mathbf{A}\gamma = \mathbf{Q}$$

where

$$\mathbf{A} = \lambda_1^{-1}\mathbf{A}_1 + \lambda_2^{-1}\mathbf{A}_2 + \lambda_3^{-1}\mathbf{A}_3 + \lambda_4^{-1}\mathbf{A}_4 + \lambda_5^{-1}\mathbf{A}_5, \quad \mathbf{A}_f = \Delta\mathbf{P}_f\Delta', \quad f = 1, 2, 3, 4, 5,$$

$$\mathbf{Q} = \lambda_1^{-1}\mathbf{Q}_1 + \lambda_2^{-1}\mathbf{Q}_2 + \lambda_3^{-1}\mathbf{Q}_3 + \lambda_4^{-1}\mathbf{Q}_4 + \lambda_5^{-1}\mathbf{Q}_5, \quad \mathbf{Q}_f = \Delta\mathbf{P}_f\mathbf{y}, \quad f = 1, 2, 3, 4, 5.$$

However, the variance components $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \lambda_5$ are usually unknown. In the situation considered in the paper, the so called within stratum analysis can be helpful. The within stratum analysis is based on the model (3.3)

$$y_f = P_f y, E(y_f) = P_f \Delta' \gamma, \text{Cov}(y_f) = \lambda_f P_f, f=1,2,3,4,5.$$

The linear models (3.3) have singular covariance matrices. It can be proved (see for example, Bailey, 1981, Houtman & Speed, 1983) that the BLUE's of the estimable linear functions in models (3.3) are equal to the BLUE's obtainable by the simple least squares method i.e. by the method which is based on the linear model

$$(3.4) \quad y_f^* = P_f y, \text{Cov}(y_f^*) = \lambda_f I, \quad f = 1, 2, 3, 4.$$

(This result follows also immediately from the Theorem 8.2.1 (i) in Rao & Mitra, 1971).

Note that in this case the normal equations have the form

$$(3.5) \quad \Delta P_f \Delta' \gamma_f^0 = \Delta P_f y,$$

$$\text{i.e., } A_f \gamma_f^0 = Q_f, \quad f = 1, 2, 3, 4, 5.$$

The estimability of a contrast $c' \gamma$ within the f th stratum can be verified by the criterion $c' A_f' A_f = c'$ (cf Rao & Mitra, 1971, Theorem 7.2.1).

From the fact that $A_f 1 = 0$ we have that if a linear function $c' \gamma$ is estimable in any stratum then it must be a contrast, i.e. $c' 1 = 0$.

If the contrast $c' \gamma$ is estimable within the f th stratum then its BLUE within that stratum has the form $(c \hat{\gamma}) = c' \gamma_f$, where $\gamma_f = A_f' Q_f$ is a solution of the normal equation in stratum f . The within stratum variance of $(c \hat{\gamma})$ is equal to $\lambda_f c' A_f' c$, i.e. $\text{var}((c \hat{\gamma})) = \lambda_f c' A_f' c$, for $f=1,2,3,4,5$.

The analysis of data obtained in the considered design usually contains the test of general and particular hypotheses. The tests can be obtained from the within stratum analysis of variance as given in the Table 1.

Table 1. Analysis of variance for the stratum f

Source of variation	d.f.	S.S.	E(S.S.)
Treatments (in f)	v_{Tf}	SST_f	$v_{Tf} \lambda_f + \gamma' A_f \gamma$
Error (in f)	v_{Ef}	SSE_f	$v_{Ef} \lambda_f$
Total (in f)	v_f	SSY_f	$v_f \lambda_f + \gamma' A_f \gamma$

The symbols occurring in the Table 1 denote $SSY_f = y' P_f y$ - the total sum of squares, $SST_f = y' P_f \Delta' A_f' \Delta P_f y$ - the treatment sum of squares, $SSE_f = SSY_f - SST_f$ - the error sum of squares, $v_{Tf} = r(A_f)$, $v_{Ef} = r(P_f)$, $v_{Ef} = v_f - v_{Tf}$, for the f th stratum, $f=1,2,3,4,5$.

If the normal distribution of the random terms of the linear model (2.10) is assumed then it is easy to obtain the exact tests (F-tests) of the hypotheses $H_{of} : \gamma' A_f \gamma = 0$, $f=1,2,3,4,5$, or the test of some sub-hypotheses defined by the contrast $c' \gamma$ estimable in that stratum, i.e., $H_{of}^* : c' \gamma = 0$, where $c' 1 = 0$ and $c' A_f' A_f = c'$.

The hypothesis H_{of}^* can be tested in every stratum in which the contrast is estimable. The combined test can also be used to improve the statistical properties of the stratum tests.

Let us note that the hypothesis H_{of} depends on the structure of the matrices A_f . In some cases the experimenter is interested in other hypothesis, not in this one. Then he defines the hypothesis as $H_o : T \gamma = 0$. It means that in the structure of the matrix T the experimenter can include the interesting hypothesis concerning the effects of the levels of the factor A, the factor B and the interaction effects.

The procedure of testing the hypothesis $H_o : T \gamma = 0$ can be as follows:

- 1) It is necessary to check the testability of the hypothesis in the f th stratum (for example by the criterion $T A_f' A_f = T$);
- 2) If the hypothesis is testable in the f th stratum then its test is based on the F statistic of the form

$F_i = [Q_i' A_i^{-1} T(TA_i^{-1} T)TA_i^{-1} Q_i / r(T)] / (SSE_i / v_{E_i})$, which under H_0 has the central F distribution with $r(T)$ and v_{E_i} degrees of freedom;

- 3) If the hypothesis H_0 is not testable in any stratum then it should be divided into partial sub-hypothesis, testable in particular strata. The general test can be based for example on the partial tests utilising the information from many strata (cf Miller, 1981, § 2.3).
- 4) If the hypothesis H_0 is testable in some stratum then the stratum test can be used. To improve the statistical properties of the stratum tests the combination of the tests can be helpful (cf Prasad & Subramanyam, 1986).

Finally let us note that precision of comparisons is highest in the last (fifth) stratum. Hence, the experimenter should plan the experiment in a way to contain nearly whole information about contrasts in the last stratum (if possible).

Let us note that the matrices A_f , $f=1,2,3,4,5$, play the main role in the analysis of the considered design. Usually, they are expressed by some incidence matrices connected with the structure of the design. Let $N_1 = \Delta D'$, $N_2 = \Delta G'$, $N_3 = \Delta H'$, $N_4 = \Delta M'$, denote the incidence matrices representing treatments vs. superblocks, treatments vs. strips, treatments vs. blocks, treatments vs. plots. Then partial tests utilising the information from many strata (cf Miller, 1981, § 2.3).

$$\begin{aligned} A_1 &= (Sbk)^{-1} N_1 N_1' - n^{-1} r r', \quad r = \Delta 1_{vS}, \text{ (vector of treatment replications),} \\ A_2 &= (bk)^{-1} N_2 N_2' - (Sbk)^{-1} N_1 N_1', \\ A_3 &= (Sk)^{-1} N_3 N_3' - (Sbk)^{-1} N_1 N_1', \quad A_4 = S^{-1} N_4 N_4' - (Sk)^{-1} N_3 N_3', \\ A_5 &= R^* - (bk)^{-1} N_2 N_2' - S^{-1} N_4 N_4' + (Sbk)^{-1} N_1 N_1', \quad R^* = \text{diag}(r_1, r_2, \dots, r_{vS}). \end{aligned}$$

For the α -resolvable incomplete block design we have:

$$\begin{aligned} A_1 &= 0, \quad A_2 = R\alpha^2(bk)^{-1} [J_\nu \oplus (I_S - S^{-1} J_S)], \quad A_3 = (Sk)^{-1} (NN' - \alpha^2 Rb^{-1} J_\nu) \oplus J_S, \\ A_4 &= S^{-1} (R\alpha I_\nu - k^{-1} NN') \oplus J_S, \\ A_5 &= R\alpha [I_\nu - (bk)^{-1} J_\nu] \oplus I_S - R\alpha S^{-1} (I_\nu - \nu^{-1} J_\nu) \oplus J_S, \end{aligned}$$

where N denotes the incidence matrix of α -resolvable design used for the factor A (varieties).

From the structure of these matrices it follows (for α -designs) that:

- 1) all of the contrasts concerning the levels of the factor B are estimable with full efficiency in the second stratum (cf Houtman and Speed, 1983);
- 2) in the third and fourth strata the contrasts concerning the levels of the factor A (varieties) are estimable with efficiency $\epsilon_{3i} = \omega_i / (kR\alpha)$ and $\epsilon_{4i} = 1 - \omega_i / (kR\alpha)$, where ω_i are eigen values of the matrix NN' different from $kR\alpha$;
- 3) all of the interaction contrasts are estimable with full efficiency in the fifth stratum.

Because of desirable statistical properties we prefer the α -designs for applications. It is worth to note

that the most of them are very effective, i.e., have a large efficiency factor (cf Patterson & Williams, 1975). It means that in such a case we can use the fourth stratum as the final one for the whole analysis concerning varieties.

IV. Example

Let us consider an example characterising the structure of the considered design. As the starting incomplete block design for varieties we use the BIB design with parameters $v=5$, $k=2$, $r=4$, $b^*=10$ (Plan 11.2, Cochran & Cox, 1957) with the incidence matrix N of the form

$$N = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Let $S=3$. Then the (unrandomized) plan of considered design can be as follows:

Superblock 1										
strips	block 1		block 2		block 3		block 4		block 5	
	1	2	3	4	2	5	1	3	4	5
B_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
B_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
B_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Superblock 2										
strips	block 1		block 2		block 3		block 4		block 5	
	1	4	2	3	3	5	1	5	2	4
B_1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
B_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
B_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

The B_1, B_2, B_3 , denotes the levels of the factor B.

The BIB design used for treatments (and the whole design also) is the 2-resolvable incomplete block design. The efficiency factors are equal $\epsilon_{31}=3/8$ and $\epsilon_{41}=5/8$ for all contrasts among the varieties.

Literature

Bailey R.A. 1981. A unified approach to design of experiments. J. R. Statist. Soc. A. 144, 214-223.
 Cochran W.G. & Cox G.M. 1957. Experimental designs. Wiley, New York.
 Houtman A.M. & Speed T.P. 1983. Balance in designed experiments with orthogonal block structure. Ann. Statist. 11, 1069-1085.
 Kempthorne O. 1952. The design and analysis of experiments. Wiley, New York.
 Miller R.C. 1981. Simultaneous statistical inference. Springer Verlag, New York.
 Nelder J.N. 1954. The interpretation of negative

components of variance. Biometrika 41, 544-548.
 Nelder J.A. 1965. The analysis of experiments with orthogonal block structure. Proc. R. Soc. Lond. A 283, 147-178.
 Patterson H.D. & Williams E.R. 1976. A new class of resolvable incomplete block designs. Biometrika 63, 83-92.
 Prasad M.S. & Subramanyam A. 1986. Asymptotic efficiency of sequential and nonsequential procedures based on Fisher's method of combining tests. Commun. Statist. A. Theory and Methods 15, 1665-1680.
 Rao C.R. & Mitra S.K. 1971. Generalized inverse of matrices and its application. Wiley, New York.
 White R.F. 1975. Randomization and the analysis of variance. Biometrics, 31, 552-571.

Planer for værdiafprøvning af sorter

Designs for variety trials

Kristian Kristensen

Resumé

På baggrund af sortsforsøg udført i vinterhvede og vårbyg ved Statens Planteavlsforsøg samt i vinterhvede under Landskontoret for Planteavl blev der beregnet varianskomponenter for de variationskilder, der har betydning for den sikkerhed, hvormed sorterne sammenlignes. For forskellige planer blev beregnet et estimat for den forventede spredning på differensen mellem to sorter samt sandsynligheden

for at kunne påvise en udbytteforskel på 5 hkg/ha i vinterhvede henholdsvis 3 hkg/ha i vårbyg.

Sammenligning af planerne viste, at man kan opnå den samme sikkerhed som i dag med færre ressourcer, hvis man er villig til at strække afprøvningen over flere år. En afkorting af afprøvnings-tiden med 1 år vil betyde en dårligere sikkerhed, hvis ressourcerne ikke samtidig øges stærkt.

Summary

Variance components were calculated for winter wheat and spring barley in Denmark. Variance components for year by variety were in both crops greater than location by variety. For a number of possible designs estimates of the standard error of variety differences were calculated together with the probability of proving a real difference of 5 hkg/ha in winter wheat respectively 3 hkg/ha in spring barley.

Comparison of the designs showed that the same confidence could be established with less resources, if the duration of the testing was extended to more years. A reduction of the duration of the testing from three years to two years would cause the confidence to decrease if the resources allocated were not increased.

Indledning

Sortsafprøvning foregår i dag flere steder i Danmark. Således foretager både Landskontoret for Planteavl og Statens Planteavlsforsøg hvert år afprøvninger i en række afgrøder. Statens Planteavlsforsøg foretager den officielle afprøvning. Et tilfredsstillende resultat her er en betingelse for, at sorten kan certificeres og dermed forhandles her i landet. Det er derfor væsentligt at vide, hvor gode eller dårlige afprøvningerne er. De stramme økonomiske betingelser for især den officielle afprøvning har desuden aktualiseret behovet for at kunne sammenligne alternative planer, bl.a. med henblik

på at vurdere konsekvenserne af eventuelle nedskæringer i afprøvningen.

Ved afprøvningen og den efterfølgende afgørelse af, hvilke sorter, der skal godkendes, kan de fejl, der måtte begås, inddeles i to typer: I) godkendelse af sorter, som ikke er bedre end sammenligningssorten (den sort der sammenlignes med) og II) diskvalificering af sorter, som er bedre end sammenligningssorten. Sandsynligheden for at godkende en sort, som ikke er bedre end sammenligningssorten, kontrolleres af det testniveau, man benytter, og er normalt højst 5%. Derimod er sand-

synligheden for fejlagtigt at diskvalificere en god sort afhængig af både den plan, der benyttes, og forskellen mellem de to sorter, der sammenlignes.

Som mål for om de benyttede planer er gode eller dårlige, findes flere udtryk. Det simpleste udtryk er variansen på differencen mellem to sorter, som bl.a. er benyttet af Elandt (1963) og Sandvad (1974). På baggrund af variansen kan beregnes en række andre mål for en given plans effektivitet. Talbot (1984) benytter en kritisk værdi, som sikrer en tilpas lille sandsynlighed for, at en ny sort tilfældigt bliver betragtet som bedre end standard-sorten - en LSD-værdi. Sandsynligheden for fejlagtigt at diskvalificere en ny sort kan beregnes ud fra testens styrke, og er ligeledes benyttet af Talbot (1984). Den forventede gevinst ved at benytte de godkendte sorter i stedet for en "blanding" af alle sorter er benyttet af bl.a. Robinson (1984) og Talbot & Robinson (1987).

De her nævnte mål er som nævnt baseret på bl.a. variansen på differensen mellem to sorter, og den plan, der har den mindste varians på differensen, vil derfor også oftest være den, der er bedst, når en eller flere af de andre mål bruges. Forskellen mellem disse mål består således væsentligst i deres evne til at anskuelliggøre den praktiske betydning af, at gå fra en plan til en anden.

Datamateriale

Statens Planteavlsforsøg udfører hvert år sortsforsøg i mange arter. Til denne opgave valgte det at benytte alle tilgængelige data fra sortsforsøg med vinterhvede og vårbyg, som er startet i afprøvnin-gen i 1986 og 1987. Ved en afprøvnings start har der været mange sorter i afprøvnin-gen. For at undgå for store blokke blev grupper på ca. 12-14 nye sorter udlagt i hver sit forsøg (afdeling). Sorterne blev grupperet efter anmeldelsestidspunkt. I hver afde-ling har der desuden været udlagt 2 målesorter. I vårbyg har en af disse været en sortsblanding. Efter 1. år reduceres antallet af sorter, hvorfor der i en afprøvnings 2. og 3. år er færre afdelinger - oftest kun 1 afdeling. I det første år har de nye sorter kun været afprøvet på 4-6 steder, mens de i 2. og 3. år har været afprøvet på 10-12 steder. Antal sorter, steder og afdelinger fremgår af tabel 1. På grund af et ufuldstændigt datamateriale, specielt i 1986, er der kun 1 afdeling i dette år.

Tabel 1. Oversigt over det benyttede datamateriale fra Statens Planteavlsforsøgs afprøvninger.

Afgrøde	År	Antal		
		sorter	steder	afd.
Vinterhvede	1986	11	6	1
Vinterhvede	1987	19	12	2
Vinterhvede	1988	29	11	3
Vinterhvede	1989	18	11	1
Vinterhvede i alt		29	13	7
Vårbyg	1986	9	4	1
Vårbyg	1987	32	5	4
Vårbyg	1988	40	10	3
Vårbyg	1989	19	10	1
Vårbyg i alt		40	10	9

I alle afprøvninger var der på hvert sted, i hvert år og i hver afdeling to forsøg. I vinterhvede var der i 1986 og 1987 forsøg, uden vækstregulering, men med svampebekæmpelse. I 1988 og 1989 var der forsøg, uden svampebekæmpelse, men med vækstregulering. I alle 4 år har der i vinterhvede desuden været forsøg, hvor alle parceller var med både svampebehandling og vækstregulering. I vårbyg var der alle år et forsøg med svampebekæmpelse og vækstregulering og et forsøg uden svampebekæmpelse men med vækstregulering i hver afdeling på hvert sted. Forsøgene var udlagt som randomisere-de split-plot forsøg med 3-4 blokke pr. forsøg og behandlinger som helplot-faktoren. Udbytte af kerne omregnet til hkg/ha er benyttet. Dataindsamling og -validering er foretaget af Afdeling for Sortsaf-prøvning, Tystofte (Jensen, A., 1990, personlig meddelelse).

Ved landboforeningerne udføres hvert år en række sortsforsøg. Disse udføres næsten alle af konsulenter hos landmænd. Antallet af forsøg det enkelte år er meget stort, hvilket muliggør en opgørelse for hver landsdel. Fordelingen af disse forsøg på regioner i de benyttede 4 års data fremgår af tabel 2.

Forsøgene fra Landskontoret for Planteavl er ikke placeret hos de samme landmænd år efter år. Derfor er der ikke her gjort forsøg på at stedbestemme forsøgene nærmere end til de ovennævnte regi-oner. Forsøgene var udlagt som blokforsøg med 4-

Tabel 2. Oversigt over antal benyttede forsøg fra Landsforskontoret for Planteavl.

Afgrøde	Regioner	1986	1987	1988	1989	I alt
Vinterhvede	Bornholm	3	3	4	4	14
	Sjælland	10	11	13	17	51
	Lolland-Falster	3	4	2	3	12
	Fyn	3	11	7	7	28
	Østjylland	8	19	15	17	59
	Nordjylland	5	9	12	15	41
	Vestjylland	3	8	8	11	30
	I alt	35	65	61	74	235

Tabel 3. Oversigt over antal sorter i hvert af årene i de forsøg, der blev benyttet.

Afgrøde	1986	1987	1988	1989	I alt
Vinterhvede	15	18	22	19	33

5 blokke pr. forsøg. Udbytte af kerne omregnet til hkg/ha blev benyttet.

I de 235 forsøg var der i alt 1373 sortsgennemsnit. Disse gennemsnitstal er indtastet fra Tabelbilag til Landsforsøgene (Ullerup 1989 og 1990 samt Skrifer 1987 og 1988) af Planteværnscentret (Jørgensen, Lise Nistrup, 1990, Personlig meddelelse).

Statistiske metoder

Beregning af varianskomponenter

Forsøg opgjort ved Statens Planteavlsforsøg

Det er antaget at den totale varians for udbyttet i en enkelt parcel kan beregnes således:

$$\sigma_X^2 = \sigma_L^2 + \sigma_Y^2 + \sigma_{LY}^2 + \sigma_S^2 + \sigma_{SL}^2 + \sigma_{SY}^2 + \sigma_{SYL}^2 + \sigma_A^2 + \sigma_p^2$$

hvor σ_X^2 = variansen på udbyttet i en parcel

σ_L^2 = varianskomponenten for lokaliteter

σ_Y^2 = varianskomponenten for år

σ_{LY}^2 = varianskomponenten for lokalitet x år

σ_S^2 = varianskomponenten for sorter

σ_{SL}^2 = varianskomponenten for sort x lokalitet

σ_{SY}^2 = varianskomponenten for sort x år

σ_{SYL}^2 = varianskomponenten for sort x år x lokalitet

σ_A^2 = varianskomponenten for afdeling inden for lokalitet og år

σ_p^2 = forsøgsfejlen i det enkelte forsøg.

Forsøg udført af Landskontoret for Planteavl

Det er her antaget, at den totale varians for udbyttet i en enkelt parcel kan beregnes således:

$$\sigma_X^2 = \sigma_R^2 + \sigma_Y^2 + \sigma_{RY}^2 + \sigma_S^2 + \sigma_{SR}^2 + \sigma_{SY}^2 + \sigma_{SYR}^2 + \sigma_F^2 + \sigma_{FS}^2 + \sigma_p^2$$

hvor σ_R^2 = varianskomponent for region

σ_{RY}^2 = varianskomponent for region x år

σ_{SR}^2 = varianskomponent for sort x region

σ_{SYR}^2 = varianskomponent for sort x år x region

σ_F^2 = varianskomponent for forsøg inden for år og region

σ_{FS}^2 = varianskomponent for forsøg x sort inden for år og region,

mens øvrige symboler har samme betydning som ovenfor.

Alle forsøg

Varianskomponenterne blev beregnet i to trin. Forsøgsfejlen blev beregnet på baggrund af data fra hver parcel som residualvariansen i en variansana-

lyse med blok og sort som faktorer. Alle data fra forsøg opgjort ved Statens Planteavlsforsøg blev benyttet til beregning af estimatet for σ_p^2 for disse forsøg. σ_p^2 for forsøgene ved Landskontoret for Planteavl er estimeret på baggrund af de forsøg, der er udstationeret af Statens Planteavlsforsøg. I det andet trin benyttedes sorternes gennemsnitsudbytte pr. forsøg (og afdeling) og varianskomponenterne blev beregnet ved at opskrive forventningsværdierne for variansanalysens "mean-squares" og løse det derved fremkomne ligningssystem. Beregningerne i det andet trin blev udført ved hjælp af proceduren VARCOMP i SAS (SAS Institute Inc, 1985). Varianskomponenten for σ_{FS}^2 blev dog beregnet som differensen mellem error-variansen i proceduren VARCOMP og variansen på sortsgennemsnittet pr. forsøg.

Variansen på differensen mellem to sorters gennemsnitsudbytte

Under forudsætning af at varianskomponenter estimeret på baggrund af et sæt år, kan antages også at gælde i de nærmest følgende år, kan variansen på differensen mellem to sorter beregnes for en given plan. For planer, hvor begge sorter har været placeret i samme afdeling og været med i de samme forsøg, bliver estimatet for sortsdifferensen mellem sort i og j i år j :

$$D_j^{ii'} = \frac{1}{m_j} \sum_k (\bar{X}_{ijk} - \bar{X}_{i'jk})$$

hvor $\bar{X}_{ijk}$ = det gennemsnitlige udbytte for sort i på lokalitet k i år j .

m_j = antal lokaliteter i år j

Variansen på dette estimat bliver:

$$\sigma_{D_j}^2 = 2[\sigma_{SY}^2 + (\sigma_{SL}^2 + \sigma_{SYL}^2)/m_j + \sigma_p^2/(m_j \bar{b})]$$

hvor $\bar{b} = 1/\sum(1/b_k)$ = det harmoniske gennemsnit af antal blokke pr. forsøg.

Estimatet for differensen efter y års afprøvnin-
ger kan beregnes som et vægtet gennemsnit af de enkelte års estimater:

$$D^{ii'} = \sum v_j D_j^{ii'}$$

hvor $\sum v_j = 1$

v_j = vægten for år j

De benyttede vægte er oftest proportionale med antal forsøg i de enkelte år, således at vi har

$$v_j = m_j/M$$

hvor $M = \sum m_k$ = totale antal forsøg.

Variansen på estimatet for differensen efter y år bliver:

$$\sigma_D^2 = \frac{1}{M^2} [\sum m_j^2 \sigma_{D_j}^2 + 4\sigma_{SL}^2 \sum_j \sum_{j' > j} m_{jj'}]$$

hvor $m_{jj'}$ = det antal forsøg, som er placeret på samme lokalitet i både år j og j' .

Sorter i forskellige afdelinger

I ovenstående beregninger er det forudsat at de to sorter, der sammenlignes, i alle forsøg har ligget i samme afdeling. Hvis dette ikke er tilfældet, indføres der en ekstra usikkerhed, når sammenligningen skal ske via en eller flere fælles målesorter i de to afdelinger. Den ekstra usikkerhed kan indføres i de ovennævnte formler ved at multiplicere de led, som indeholder σ_p^2 , med en konstant c , hvor c er givet i tabel 4.

Tabel 4. Multiplikationsfaktor for leddene med σ_p^2 , når der sammenlignes sorter, som har været placeret i forskellige afdelinger.

Antal målesorter benyttet i den indirekte sammen- ligning	Faktor c
1	2.00
2	1.50
3	1.33
4	1.25
5	1.20

Inddeling af forsøg i regioner

Forsøgene udført af landboforeningerne kan inddeles i regioner. I dette materiale er benyttet 7 regioner (figur 1). Variansen på estimatet for en sortsdifferens i en enkelt region kan beregnes som skitseret ovenfor. I planer, hvor forsøgene har været grupperet i regioner, får vi analogt til ovenstående følgende estimater og varianser på disse:

$$D_j^{ii'} = \frac{1}{r} \sum_k (\bar{X}_{ijk} - \bar{X}_{i'jk})$$

hvor $\bar{X}_{ijk}$ = det gennemsnitlige udbytte af sort i for alle forsøg i region k i år j

r = antal regioner.

$$\sigma_D^2 = 2[\sigma_{SY}^2 + ((1 - \frac{r}{\gamma})\sigma_{SR}^2 + \sigma_{SYL}^2)/r + \sigma_{FS}^2/(r\bar{f}) + \sigma_p^2/(r\bar{f}\bar{b})]$$

hvor $\bar{f} = 1/\Sigma(1/f_k)$

= harmoniske gennemsnit af antal forsøg pr. region

$\bar{b}$ antages at være konstant i alle regioner (eller så nær konstant, at variation fra region til region kan negligeres).

$$d^{ii'} = \frac{1}{y} \sum_j D_j^{ii'}$$

$$\sigma_D^2 = 2[\sigma_{SY}^2/y + (1 - \frac{r}{\gamma})\sigma_{SR}^2/r + \sigma_{SYR}^2/(ry) + \sigma_{FS}^2/(ry\bar{f}) + 2\sigma_{FS}^2 \sum_{j' > j} \sum_j n_{jj'} + \sigma_p^2/(ry\bar{f}\bar{b})]$$

hvor $\bar{f}$ og $\bar{b}$ antages at være konstante i alle år (eller så nær konstante, at variation fra år til år kan negligeres).

$n_{jj'}$ = det antal forsøg, som er placeret på samme lokalitet i både år j og j'

Teststyrke

Når der udføres en sammenligning af to sorter - f.eks. ved hjælp af en LSD-værdi - kontrollerer man kun direkte sandsynligheden for fejlagtigt at betragte to sorter som forskellige, selv om de i virkeligheden er ens. Ved brug af LSD på 5%-niveauet, er denne sandsynlighed 5% for den enkelte sammenligning.

Sandsynligheden for at påvise en sand forskel mellem to sorter er derimod ikke konstant, idet den afhænger af den sande forskel mellem de to sorter. Er den sande forskel således lille (sammenlignet med spredningen på forskellen) er sidstnævnte sandsynlighed kun lidt større end test-niveauet. Er den sande forskel mellem to sorter meget stor, vil sandsynligheden for at påvise denne være tæt på 100%. Når den sande forskel er af samme størrelse som LSD-værdien, vil sandsynligheden for at påvise denne være ca. 50%, idet den beregnede differens i ca. halvdelen af tilfældene vil være mindre

end LSD-værdien, og i den øvrige halvdel være større end LSD-værdien.

Et mere præcist billede af sandsynligheden for at påvise sortsforskelle af en bestemt størrelse kan fås ved at beregne teststyrken for forskellige sande forskelle. Teststyrken kan beregnes ud fra den ikke-centrale t-fordeling. Denne har to parametre: antal frihedsgrader, v , for variansen på differensen og ikke-centralitetsparameteren, δ , som er kvotienten mellem den reelle forskel og spredningen på differensen, dvs. $\delta = d/\sigma_D$. I tabel 5 er teststyrken vist for nogle kombinationer af v og δ .

Tabel 5. Teststyrke ved brug af LSD-værdien på 5%-niveauet beregnet for nogle kombinationer af frihedsgrader, v og ikke-centralitetsparametre, $\delta = d/\sigma_D$. Her er d den sande forskel mellem de to sorter, der sammenlignes, og σ_D er spredningen på estimatet på differensen mellem de to sorter.

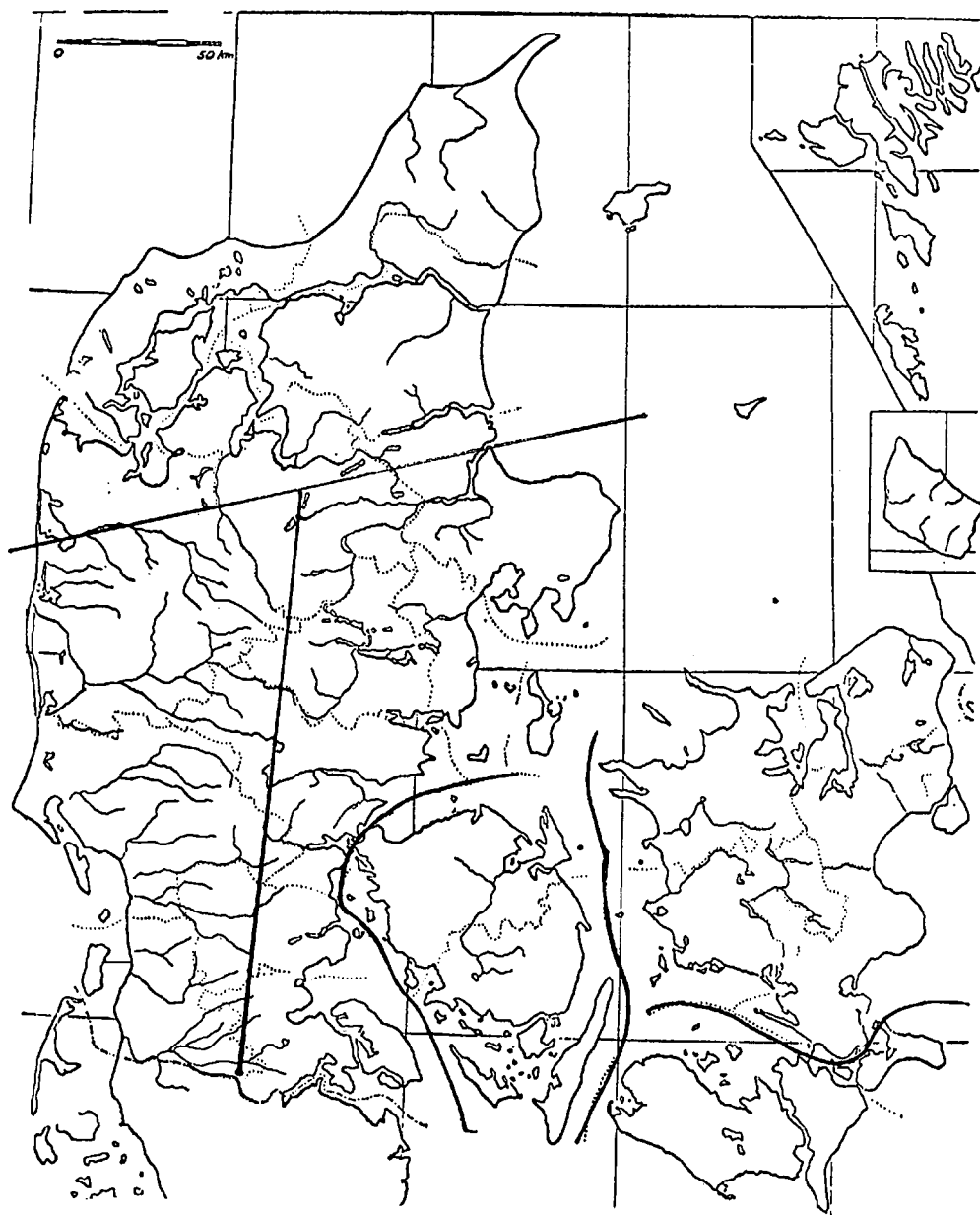
	v					
δ	1	2	4	10	20	∞
0.00	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
0.50	0.09	0.10	0.11	0.12	0.12	0.13
1.00	0.13	0.17	0.21	0.24	0.25	0.26
1.50	0.19	0.27	0.35	0.40	0.42	0.44
2.00	0.25	0.38	0.50	0.59	0.61	0.64
2.50	0.30	0.50	0.66	0.75	0.78	0.80
3.00	0.36	0.62	0.79	0.87	0.89	0.91
3.50	0.42	0.72	0.89	0.95	0.96	0.97
4.00	0.47	0.80	0.94	0.97	0.98	0.99
4.50	0.52	0.87	0.98	0.99	1.00	1.00
5.00	0.57	0.92	0.99	1.00	1.00	1.00

Resultater

Varianskomponenter

Forsøg opgjort ved Statens Planteavlsvorsøg

I tabel 6 er de estimerede varianskomponenter vist for vinterhvede og vårbyg. Når sorter, der skulle sammenlignes, har været med i de samme forsøg, har kun varianskomponenter i tabellens fire nedreste linier betydning for den sikkerhed, hvormed sorterne kunne sammenlignes. Det ses, at varianskomponenterne for vinterhvede var væsentlig større end for vårbyg. Det gjaldt både de varianskomponenter, som har betydning for sikkerheden på sortssammenligningen og variationen mellem sorter, år og lokaliteter. Målt i hkg/ha var der ikke så



Figur 1. Skematisk oversigt over inddelingen af forsøg i regioner.

stor forskel mellem sorter af vårbyg som mellem sorter af vinterhvede. For begge arter fandtes, at varianskomponenterne for år x sort var væsentlig større end varianskomponenterne for lokalitet x sort, hvilket betyder, at sortsdifferenserne varierede mere fra år til år end fra lokalitet til lokalitet.

Tabel 6. Beregnede varianskomponenter for forsøg udlagt uden svampebekæmpelse eller vækstregulering (kolonne 1 og 4), med svampebekæmpelse og vækstregulering (kolonne 2 og 5) samt gennemsnit heraf (kolonne 3 og 6).

Variations- årsag	Vinterhvede			Vårbyg		
	1	2	3	4	5	6
År	14.8	38.7	29.7	5.7	8.8	6.7
Lokalitet	73.6	56.0	82.2	9.4	1.4	4.7
År x lokalitet	45.7	57.4	47.8	12.6	13.5	12.7
Afdeling	7.9	7.8	8.1	6.3	5.4	5.7
Sort	7.8	6.1	5.1	1.7	2.8	1.2
År x sort	8.1	6.5	7.2	2.5	2.3	3.0
Lokalitet x sort	2.4	0.0	0.5	0.5	0.6	0.6
År x lokalitet x Sort	17.0	9.9	16.7	4.6	4.0	4.0
Forsøgsfejl	14.8	12.0	13.4	8.4	9.6	9.0

For vinterhvede var de varianskomponenter, som har betydning for sikkerheden på sortsdifferenser, mindre når der både udførtes svampebekæmpelse og vækstregulering (kolonne 2), end når en af disse ikke udførtes (kolonne 1). En tilsvarende forskel fandtes ikke i vårbyg (kolonne 5 og 4).

Forsøg opgjort af Landskontoret for Planteavl

I tabel 7 er vist varianskomponenter for sortsforsøg i vinterhvede opgjort af Landskontoret for Planteavl. Varianskomponenten for år x sorter var væsentlig større end varianskomponenterne for region x sort og år x region x sort, hvorfor sortsdifferenserne varierede væsentlig mere fra år til år end fra region til region. Da varianskomponenten for lokalitet x sort var relativ stor, har sortsdifferenserne også varieret meget fra lokalitet til lokalitet inden for region og år.

Tabel 7. Beregnede varianskomponenter for forsøg med vinterhvede uden svampebekæmpelse og uden vækstregulering opgjort af Landskontoret for Planteavl.

Variationsårsag	Varianskomponent
År	105.0
Region	25.5
År x region	7.7
Lokalitet	102.4
Sort	5.8
År x sort	23.4
Region x sort	2.7
År x region x sort	3.5
Lokalitet x sort	19.4
Forsøgsfejl	14.4

Sikkerhed i forskellige planer

For at vurdere effekten af at benytte forskellige planer, er der beregnet to størrelser: spredningen på differensen mellem to sortsgennemsnit samt sandsynligheden for at påvise en sand forskel på 5 hkg/ha i vinterhvede og 3 hkg/ha i vårbyg. Disse forskellige svarer til ca. 30% af variationsbredden mellem den højstydende og lavestydende sort.

Forsøg opgjort ved Statens Planteavlsforsøg

I de seneste år er alle nyanmeldte sorter blevet afprøvet ved to behandlinger i alle forsøg. I det første afprøvningsår blev alle sorter afprøvet på ca. 5 steder. Ca. 50% af sorterne fortsatte til afprøvning i andet og tredje år. I andet og tredje år blev sorterne hvert år afprøvet på ca. 10 faste forsøgssteder (hvoraf ca. 5 også blev benyttet i det første år). De opnåede sikkerheder ved denne plan er vist i de 6 øverste linier i tabel 8 og 9. Herefter følger beregninger for 3 reducerede planer, 3 alternative planer med approksimativt samme sikkerhed, som i de nuværende planer samt 3 udvidede planer med en bedre sikkerhed.

I de nuværende planer var sandsynligheden for at kunne påvise en sand forskel på 5 hkg/ha i vinterhvede henholdsvis 3 hkg/ha i vårbyg efter 3 års afprøvning ca. 50-60%. Nogenlunde den sam-

me sikkerhed kunne opnås med et andet ressourceforbrug. Hvis afprøvningen skal udføres med samme sikkerhed på kun to år, er det nødvendigt at udføre ca. 100 forsøg mod de nuværende ca. 25

forsøg over 3 år. Alternativt ville man kunne nøjes med ca. 15 forsøg, hvis afprøvningen kunne strækkes over 5 år.

Tabel 8. Spredning på differensen mellem to sortsgennemsnit samt sandsynligheden (i %) for at påvise en sand forskel på 5 hkg/ha i vinterhvede ved forskellige planer for forsøg udlagt uden svampebekæmpelse eller vækstregulering (1), med svampebekæmpelse og vækstregulering (2) og gennemsnit heraf (3). En * ved antal steder markerer, at beregningen gælder for sorter, som i det første år var placeret i forskellige afdelinger. Resultater i linier uden angivelse af antal år og steder gælder sammenligninger i det enkelte forsøg, dvs. uden at tage hensyn til års- og stedvariation.

Antal år	Antal steder		Antal bløkke	Spredning på differens			Sandsynlighed for at påvise 5 hkg/ha		
	1. år	følgende		1	2	3	1	2	3
-	-		3	3.1	2.8	2.1	47	54	76
-	.*		3	4.8	4.8	3.8	26	27	37
1	5		3	5.1	4.3	4.7	25	31	28
1	5*		3	5.4	4.6	4.9	24	28	26
3	5	10	3	2.8	2.4	2.6	53	65	59
3	5*	10	3	2.9	2.5	2.7	51	62	57
3	3	3	2	3.4	2.7	3.0	43	56	50
2	5	5	2	3.7	3.1	3.4	36	46	41
2	5	10	2	3.6	3.1	3.3	38	47	43
2	50	50	2	2.9	2.6	2.8	50	58	54
3	6	8	2	2.9	2.4	2.6	52	65	59
5	3	3	2	2.8	2.2	2.4	54	74	65
5	5	5	2	2.5	2.0	2.2	64	81	74
5	10	10	2	2.2	1.8	1.9	74	87	82
10	5	5	2	1.9	1.4	1.6	84	97	94

I vinterhvede var afprøvningen i forsøg med både svampebekæmpelse og vækstregulering sikrere end i forsøg uden begge disse behandlinger. I vårbyg var der ikke nogen væsentlig forskel på sikkerheden i de to behandlinger. En sammenligning af sorterne baseret på gennemsnit af de to serier var i øvrigt ikke sikrere end serien med behandlede parceller undtagen ved opgørelse af en enkelt lokalitet i et enkelt år uden hensyntagen til sted- og årsvariation. En sammenligning baseret på et sådant gennemsnit af de to serier forudsætter i øvrigt, at der ikke findes nogen væsentlig vekselvirkning mellem behandling og sort.

Forsøg opgjort af Landskontoret for Planteavl
Landboforeningernes forsøg var inddelt i regioner. Dette muliggør en sammenligning af sorter både regionvis og på landsplan. I tabel 10 er sikkerheden på sortssammenligning i forsøgene opgjort af Landskontoret for Planteavl vist for forskelligt antal forsøg og regioner. I de viste beregninger er der set bort fra, at enkelte forsøg kan være placeret på samme lokalitet i flere år. De seks øverste linier gælder for opgørelse af en enkelt region i en et enkelt år og for en regionsopgørelse efter 3 års afprøvning. De sidste 3 linier gælder for en opgørelse på landsplan efter henholdsvis 3 og 5 år.

Tabel 9. Spredning på differensen mellem to sortsgennemsnit samt sandsynligheden (i %) for at påvise en sand forskel på 3 hkg/ha i vårbyg ved forskellige planer for forsøg udlagt uden svampebekæmpelse (4), med svampebekæmpelse og vækstregulering (5) og gennemsnit heraf (6). En * ved antal steder markerer at beregningen gælder for sorter, som i det første år var placeret i forskellige afdelinger. Resultater i linier uden angivelse af antal år og steder gælder for sammenligninger i det enkelte forsøg, d.v.s. uden at tage hensyn til års- og stedvariation.

Antal år	Antal steder		Antal blokke	Spredning på differens			Sandsynlighed for at påvise 5 hkg/ha		
	1. år	følgende		4	5	6	4	5	6
-	-		3	2.4	2.5	1.7	34	32	53
-	.*		3	3.3	3.6	2.4	22	21	33
1	5		3	2.9	2.8	2.9	27	28	27
1	5*		3	3.0	3.0	3.0	25	26	26
3	5	10	3	1.6	1.5	1.7	59	61	56
3	5*	10	3	1.6	1.6	1.7	56	57	54
3	3	3	2	1.9	1.9	1.9	46	47	47
2	5	5	2	2.1	2.1	2.1	39	40	39
2	5	10	2	2.0	2.0	2.1	42	43	40
2	50	50	2	1.6	1.6	1.8	55	57	49
3	6	8	2	1.6	1.6	1.7	57	58	55
5	3	3	2	1.6	1.6	1.6	59	59	60
5	5	5	2	1.4	1.4	1.4	69	70	69
5	10	10	2	1.2	1.2	1.3	79	81	77
10	5	5	2	1.0	1.0	1.0	90	90	89

Tabel 10. Spredning på differensen mellem to sortsgennemsnit samt sandsynligheden (i %) for at påvise en sand forskel på 5 hkg/ha i vinterhvede ved forskellige planer. Resultater i linier uden angivelse af antal år og/eller regioner er beregnet uden at inddrage års- og/eller regionsvariation.

Antal år	regioner	forsøg i alt	Genta- gelser	Spredning på differens	Sandsynlighed for at påvise 5 hkg/ha
-	-	3	4	3.9	34
-	-	30	4	1.2	99
-	7	10	4	2.1	75
-	7	60	4	0.9	100
3	-	10	4	4.7	27
3	-	60	4	4.3	30
3	7	30	4	4.2	31
3	7	60	4	4.1	32
5	7	60	2	3.2	45

Diskussion og konklusion

Beregning af varianskomponenter, som her, forudsætter egentlig at de benyttede data stammer fra en stikprøve baseret på tilfældigt valgte år og lokaliteter. Tilsvarende forudsætter beregning af sikkerheden i kommende forsøg, at disse udføres i tilfældigt valgte år på tilfældigt valgte lokaliteter. Varianskomponenterne for sort x år var væsentlig større end varianskomponenterne for sort x lokalitet henholdsvis sort x region. I danske forsøg er det tidligere fundet, at varianskomponenten for sort x år var større end varianskomponenten for sort x lokalitet (Dorph-Petersen refereret i Sandvad, 1974). I engelske sortsforsøg er tilsvarende forhold fundet (Talbot, 1984).

I de benyttede planer var sorterne placeret i flere afdelinger. Det betyder som nævnt at sorter placeret i forskellige afdelinger i et eller flere af årene sammenlignes med en mindre sikkerhed end sorter placeret i samme afdeling i alle år. Dette kunne undgås, hvis der blev benyttet planer, hvor alle sorter var placeret i én afdeling. Da antal sorter i et enkelt år er stort (30-60 sorter), vil dette kræve anvendelse af ufuldstændige blokforsøg. Ved at nedsætte blokstørrelsen fra ca. 14-18 parceller til ca. 6-7, kunne man i britiske forsøg nedsætte spredningen mellem parceller i en enkelt blok med ca. 11% (Patterson & Hunter, 1983). En reduktion på ca. 10% er tilstrækkelig til, at alle sortssammenligninger i en afprøvning med ca. 40 sorter vil være lige så sikker som sammenligning af de sorter, der i dag er placeret i samme afdeling. En anvendelse af ufuldstændige blokforsøg, så alle sorter afprøves i én afdeling, har herudover to fordele. Dels vil det muliggøre en direkte sammenligning mellem sorter anmeldt i forskellige år, og dels vil det medføre, at det totale antal parceller vil kunne reduceres med ca. 8-10%, fordi de to målesorter så ikke skal gentages i flere afdelinger.

For både forsøg opgjort af Statens Planteavlsvforsøg og Landskontoret for Planteavl gælder, at spredningen på differensen efter en flerårig afprøvning kun reduceres meget lidt ved at øge antal gentagelser ud over 2 pr. forsøg. Ved analyse af en enkelt lokalitet i et enkelt år var sikkerheden dog væsentlig bedre, hvis der benyttedes tre eller flere

gentagelser. Forsøgets følsomhed overfor manglende eller fejlbehæftede data er også mindre ved anvendelse af flere gentagelser. Disse forhold kan derfor begrunde anvendelse af 3 i stedet for 2 gentagelser, selv om resultaterne viste, at sikkerheden kun forbedredes lidt herved.

Årsvariationen i vinterhvede var væsentlig større i forsøg opgjort af Landskontoret for Planteavl end i forsøg opgjort af Statens Planteavlsvforsøg. Et sådant forhold vil forekomme, hvis der er gjort flere anstrengelser for at opretholde optimale dyrkningsbetingelser - uanset klimaforhold - i de forsøg, der opgøres af Statens Planteavlsvforsøg end de forsøg, der opgøres af Landskontoret for Planteavl. Det synes rimeligt at tro, at de faste forsøgslokaliteter ved Statens Planteavlsvforsøg kan have gjort sig sådanne ekstra anstrengelser og derved opnået en mindre årsvariation og dermed sikrere sammenligning af sorter. Omvendt må den større årsvariation i forsøgene opgjort af Landskontoret for Planteavl forventes at give et bedre udtryk for den variation, der vil forekomme fra år til år mellem sorterne, når disse benyttes af landmændene.

I de viste beregninger er der ikke gjort forsøg på at vurdere, om den andel af sorterne, som får lov at fortsætte efter 1. år, er optimal. I engelske forsøg fandt Robinson (1984), at udeladelse af 20%, 40% og 35% efter henholdsvis 1, 2 og 3 år var nær optimal, når kriteriet var at optimere udbyttefremgangen ved nye sortsvalg i en 3-årig forsøgsserie med begrænsede ressourcer.

En del sorter har været afprøvet både ved Statens Planteavlsvforsøg og i landsforsøgene. Ved at kombinere resultaterne fra de to afprøvninger, kan der opnås en sikkerhed på sortssammenligningen som vil være bedre end i en af de to afprøvninger. Hvis estimatet for differensen mellem to sorter i de to afprøvninger er uafhængige, vil et godt estimat for differensen kunne fås som et vægtet gennemsnit af de to differenser, hvor vægtene er omvendt proportionale med variansen på disse. Variansen på det vægtede gennemsnit vil være 0.5 gange det harmoniske gennemsnit af variansen på differensen i hver af de to afprøvninger. Kaldes differenserne i hver af de to afprøvninger og variansen på disse for D_1 , D_2 , V_1 og V_2 , får vi:

$$V_D = \frac{1}{\frac{1}{V_1} + \frac{1}{V_2}}$$

$$D = V_D(\frac{D_1}{V_1} + \frac{D_2}{V_2})$$

$$\sqrt{V_1} = 2.8 \text{ og } \sqrt{V_2} = 4.2 \text{ får vi}$$

$$\sqrt{V_D} = 2.3$$

$$D = 2.3^2(\frac{D_1}{2.8^2} + \frac{D_2}{4.2^2})$$

I eksemplet har vi altså nedsat spredningen på differensen med 18% (fra 2.8 til 2.3) ved at kombinere de to estimater.

Litteratur

- Elandt, R.C. 1963: Optimum and Sufficient allocation of multiple varietal experiments. *Biometrics* 19, 615-628.
- Patterson, H.D. & Hunter, E.A. 1983: The efficiency of incomplete block designs in national list and recommended list cereal variety trials. *J. agric. Sci., Camb.* 101, 427-433.
- Robinson, D.L. 1984: A study of sequential variety selection systems. *J. agric. Sci. Camb.* 102, 119-126.
- Sandvad, K. 1974: Balance of partial errors in series of variety trials. *Dataanalytisk Laboratorium*. 4 pp.
- SAS Institute Inc. 1985. *SAS User's Guide: Statistics*. Version 5 Edition. SAS Institute Inc. Cary, North Carolina, 956 pp.
- Skriver, K. 1987: Tabelbilag til Landsforsøgene. Forsøg og undersøgelser i de landøkonomiske foreninger 1986. Landsudvalget for Planteavl.
- Skriver, K. 1988: Tabelbilag til Landsforsøgene. Forsøg og undersøgelser i de landøkonomiske foreninger 1987. Landsudvalget for Planteavl.
- Talbot, M. 1984: Yield variability of crop varieties in the U.K. *J. agric. Sci. Camb.* 102, 315-321.
- Talbot, M. & Robinson, D.L. 1987: Planning a series of variety trials. *Bioletyn Oceny Odmian.* 12, 93-101.
- Ullerup, B. 1989: Kornsorter og korndyrkning i Skriver, K. 1989: Tabelbilag til Landsforsøgene. Forsøg og undersøgelser i de landøkonomiske foreninger 1988. Landsudvalget for Planteavl.
- Ullerup, B. 1990: Kornsorter og korndyrkning i Skriver, K. 1990: Tabelbilag til Landsforsøgene. Forsøg og undersøgelser i de landøkonomiske foreninger 1989. Landsudvalget for Planteavl.

Response surface optimering af holdbarheden af *Campanula carpatica*

Response surface optimizing of the postharvest quality of Campanula carpatica

Annette Ersbøll og Bente M. Holm

Resumé

Holdbarheden af *Campanula carpatica* 'Blue Clips' er optimeret med hensyn til fem variable. Disse er antal blomster ved forsøgets start (udviklingstrin), temperatur og varighed af forkøling, og temperatur og varighed af transport. Holdbarheden er vurderet udfra registreringer af antal blomster og prydverdien (karakter fra 5 til 1, med 5 som den bedste). Holdbarheden er belyst efter 14 dage under stueforhold.

Responsfunktionerne for begge registreringer

er sadelformede, hvilket betyder, at der i det undersøgte område ikke er et egentligt optimum. Derimod er der områder i responsfunktionen, hvor planterne har flere blomster og en bedre prydværdi. Kvaliteten er bedst, målt ved såvel antal blomster som prydværdi, når planterne ved forsøgets start havde mange udsprungne blomster (højt udviklingstrin), kort forkøling ved lav temperatur, og endelig når transporttiden er kort. Transporttemperaturen har kun en ringe indflydelse på holdbarheden i dette forsøg.

Summary

The Postharvest quality is optimized with respect to five variables. These were numbers of flowers at the beginning of the experiment, temperature and duration of precooling and temperature and duration of transport. The postharvest quality was evaluated with the number of flowers and as quality grade, measured on a rank scale from 5 to 1, with 5 as the very best.

The response function was a saddlepoint, which means, that there is not a real optimum, but an area, in which the quality is best. The postharvest quality is best if the number of flowers is high, the precooling is short at a low temperature and the transport is short. The transport temperature was in this experiment of less importance.

Indledning

Holdbarheden af *Campanula carpatica* var meget dårlig i sæsonen 1987/88. Det gav anledning til at undersøge og optimere holdbarheden. Det var målet at finde den optimale transport (temperatur og varighed), at finde det bedste udviklingstrin at sælge planterne på, samt at vurdere effekten af en kølebehandling inden transporten.

Holdbarheden er bl.a. vurderet ved antallet af blomster og prydverdien. Prydverdien er en karakter for planternes udseende, der vurderes udfra antal blomster, antal lyse og små blomster, samt af

graden af bladsvidning. Prydverdien er bestemt udfra 3 værdier: 5, 3 og 1, hvor 5 er den bedste karakter.

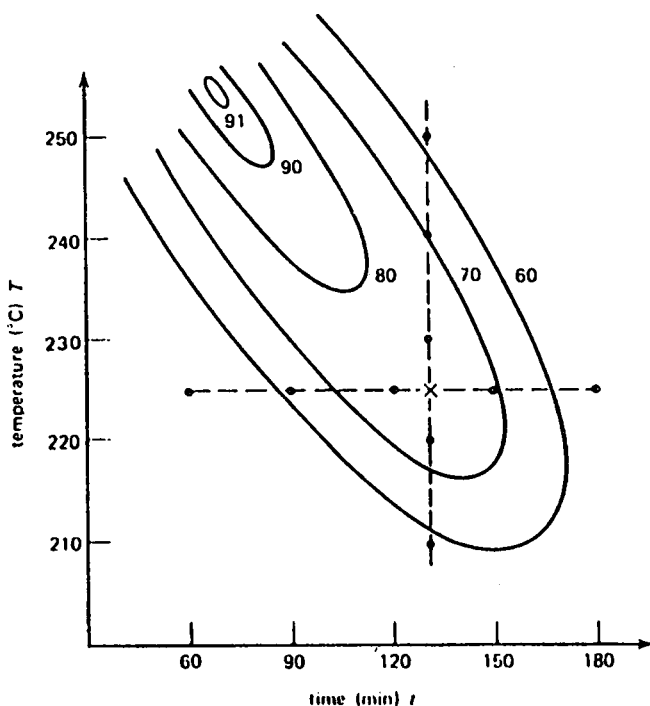
Optimeringen af forsøget er foretaget ved response surface metoder. Dette er effektive empiriske metoder til statistisk fastlæggelse af sammenhængen mellem et eller flere respons (f.eks. udbytte og kvalitet), og et antal inputvariable (f.eks. tid, temperatur og tryk).

Response surface design kan således benyttes til beskrivelse og bestemmelse af optimum for en proces. Ideen bag denne metode er, at alle variable

varieres samtidig. Således er det muligt ikke blot at undersøge hovedeffekten af de enkelte variable, men hvad der er mindst lige så vigtigt - interaktionerne mellem disse variable. Den mere traditionelle metode til optimering af processer er ved variation og undersøgelse af hver enkelt variabel for sig.

En ulempe ved denne "en-variabel-af-gangen" strategi er, at den ofte er mere kostbar, idet der oftest kræves mange flere forsøg for at finde det samme optimum, som ved response surface optimering. Det helt uacceptable ved denne konservative metode er imidlertid, at det ikke altid selv med mange forsøg vil være muligt at finde optimum. Optimeringen kan risikere at ende i et lokalt optimum, som fejlagtigt tolkes som et globalt optimum, med det heraf følgende tab af procesforbedring.

I figur 1 er et typisk optimeringsforløb skitseret for "en-variabel-af-gangen" strategien sammen med response surface designet. Ved "en-variabel-af-gangen" metoden er temperaturen først undersøgt på fem niveauer for fastholdt tid. Optimum ligger i intervallet 70-80. Herefter er tiden tilsvarende undersøgt, nu med temperaturen fastholdt på den tilsyneladende optimale værdi på 225°C. Igen er det optimale udbytte fundet til at ligge i intervallet 70-80. Sammenlignes dette optimum med udbyttet på 91 ved response surface optimeringen ses en betydelig forskel. Processen kan således give et merudbytte på 10-20 ved at have en temperatur på 255°C og en tid på 70, som fundet ved anvendelse af response surface designet.



Figur 1. Konturdiagram af udbyttet for en optimeringsproces. (Efter Box & Draper, 1987).

Response surface optimering

I et forsøg med k input-variable, ξ_i , beskrives responset, η , som en funktion af disse ved

$$(1) \quad \eta = f(\xi_1, \dots, \xi_k)$$

ξ_i er naturlige eller transformerede variable (f.eks.

logaritmisk), som forudsættes kontrollerbare med en negligibel fejl. Ofte anvendes kodede variable, x_i , i stedet for de naturlige variable, ξ_i , således at de kodede variable er centreret og har bekvemme værdier.

Sammenhængen mellem de naturlige, ξ_i , og kodede, x_i , variable er

$$(2) \quad x_i = \frac{\xi_i - \xi_{i0}}{\Delta \xi_i}$$

hvor ξ_{i0} er centerværdien (det midterste punkt), og $\Delta \xi_i$ er differensen mellem det største og mindste niveau af variabelen delt med 2.

Den approksimative responsfunktion af anden orden (hvor ordenen er det maximale antal faktorer i produktledene) kan herefter skrives

$$(3) \quad \eta = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i + \sum_i \sum_{j>i} \beta_{ij} x_i x_j + \sum_i \beta_{ii} x_i^2,$$

Der er en lang række kriterier for valg af design, afhængig af den givne situation (Box & Draper, 1987). Her kan bl.a. nævnes:

- Forsøget skal kunne opdeles i blokke
- Antal forsøg skal være minimalt
- Planen skal sekventielt kunne udbygges til design af højere orden.
- Mulighed for test af lack-of-fit.

Beskrivelse af responsfunktionen og fastlæggelse af de optimale forsøgsbetingelser kan således foretages på mange forskellige måder, afhængig af den givne situation og forhåndskendskabet til processen.

Første ordens design

Optimering af en proces vil ofte være en fortsættelse af screeningsforsøg. I disse kan der være foretaget en screening af en række mere eller mindre kendte variable, hvoraf kun enkelte viser en signifikant effekt. Optimeringen kan benyttes i forlængelse heraf, idet responset søges beskrevet og optimeret med de enkelte variable, der ved screeningen viste signifikans.

Hvor optimum er placeret, er ofte ukendt før optimeringen påbegyndes. (Man kan forestille sig situationer, hvor optimums placering er kendt, men hvor responsfunktionen er ukendt. I dette tilfælde kan response surface optimering også benyttes til fastlæggelse af responsfunktionen). Det kan derfor være nødvendigt at starte forsøget omkring det

område, hvor optimum ved screeningen var placeret, og herefter sekventielt søge mod optimum gennem en serie af forsøg. Det kan her være nyttigt at anvende mindre forsøg, der giver en lidt forenklet beskrivelse af responsfunktionen, men som til gengæld ikke benytter et unødigt stort antal datapunkter i et område uden for optimum.

Simple faktorforsøg er her et enkelt design, der kan give den fornødne information - nemlig i hvilken retning optimum er placeret, hvis ikke optimum er placeret inden for det undersøgte område. Et første ordens design er således anvendeligt, når forsøgsområdet er langt fra optimum. Responsfunktionen, beskrevet ved et første ordens design med to variable er et plan i rummet.

Den approksimative responsfunktion af første orden er

$$(4) \quad Y = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

Anden ordens design

Når forsøgsområdet, eventuelt gennem et par forsøg, er placeret således at det omslutter optimum, kan responsfunktionen og hermed optimum oftest ikke beskrives ved en simpel første ordens model. En anden ordens model må nu anvendes. Den approksimative anden ordens model er

$$(5) \quad Y = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i + \sum_i \sum_{j>i} \beta_{ij} x_i x_j + \sum_i \beta_{ii} x_i^2$$

Responsfunktionen beskriver ikke længere et simpelt plan i det to-dimensionale tilfælde, men en flade i rummet.

Bestemmelse af optimum og de optimale forsøgsbetingelser

Ved en kanonisk analyse kan responsfunktionens form og stationaritetpunktets placering beskrives på en gennemskuelig måde.

Kanonisk analyse er en reduktion af den estimaterede anden ordens responsfunktion til en form, der, foruden en konstant, udelukkende består af kvadratiske led, X^2_i . Ved koordinattransformation flyttes nulpunktet i koordinatsystemet til stationaritetpunktet, S , og koordinataksene roteres, således at disse svarer til hovedakserne i konturfladen.

Den estimerede responsfunktion af anden orden:

$$\begin{aligned} \hat{Y} &= b_0 + \sum_i b_i x_i + \sum_i \sum_{j>i} b_{ij} x_i x_j + \sum_i b_{ii} x_i^2 \\ \hat{Y} &= b_0 + x'b + x'Bx \end{aligned}$$

(6) hvor $x = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_k \end{bmatrix}, b = \begin{bmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & \frac{1}{2}b_{12} & \cdots & \frac{1}{2}b_{k-1,k} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \frac{1}{2}b_{1k} & \frac{1}{2}b_{2k} & \cdots & b_{kk} \end{bmatrix}$

bringes ved kanonisk analyse på formen:

$$\begin{aligned} \hat{Y} &= \hat{Y}_s + \tilde{X}'\Lambda\tilde{X} \\ \Lambda &= \begin{bmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \lambda_k \end{bmatrix} \end{aligned}$$

(7)

hvor

$\hat{Y}_s$ er det estimerede respons i stationaritetpunktet, og matricen, Λ , er en diagonalmatrix, med egen-

værdierne, λ_i , til B som diagonalelementer.

Responsfunktionens form afhænger af fortegn og størrelse af egenværdierne, λ_i . Stationaritetpunktet kan således være et:

Maximum : Egenværdierne alle negative

Minimum : Egenværdierne alle positive

Sadelpunkt : Både positive og negative egenværdier

Ridge flade : En eller flere egenværdier lig eller meget nær nul.

Tabel 1. Variansanalysekema for et andens ordens design.

N : totale antal forsøg (parceller)

b : antal blokke

k : antal variable

n_o : totalt antal centerpunkter

Kilde	Frhedsgrader
Regression :	
β_0	1
β_i	k
β_{ii}	k
β_{ij}	$1/2 \cdot k \cdot (k-1)$
Blokeffekt :	$b - 1$
Residual :	
error	$n_o - b$
lack of fit	$N - 1/2 \cdot (k+1) \cdot (k+2) - (n_o - 1)$
Total	N

Analyse af modellen

Den totale variation kan opspaltes i en række led, svarende til de enkelte bidrag fra hver koefficient i modellen, blokforskelle, lack-of-fit og forsøgsusikkerhed (Draper & Smith, 1981). I tabel I er en sådan opspaltning vist for et andens ordens design i N forsøg (parceller) med k variable, b blokke og n_0 centerpunkter.

Den totale residualerror kan opspaltes i lack-of-fit og forsøgsusikkerhed. Lack-of-fit er et udtryk for den varians, som kan forklares af højere ordens effekter end de i modellen medtagne. Lack-of-fit kan benyttes til at teste, om modellen afviger signifikant fra den underliggende struktur, dvs. om modellen kan beskrives ved den aktuelle model eller det eventuelt er nødvendigt med en model med højere ordens led.

Data

Kvaliteten af *Campanula carpatica*, udtrykt ved antal blomster og prydværdi, er optimeret for fem variable:

- (1) Antal blomster ved forsøgets start (udviklings-trin)
- (2) Temperatur under forkøling
- (3) Varighed af forkøling
- (4) Temperatur under transport
- (5) Varighed af transport.

Hver af disse fem variable har været undersøgt på fem niveauer. Forsøget blev udført som et ikke fuldt faktorielt forsøg. Kvaliteten er undersøgt efter 14 dage under stueforhold. Yderværdierne af de fem niveauer for hver af de fem variable er ikke medtaget i analysen. De anvendte niveauer for de fem variable er vist i tabel 2, svarende til de kodede værdier for disse (-1, 0, 1).

Tabel 2. De tre anvendte niveauer for hver af de fem variable i optimeringen af *Campanula*.

Variable	Niveauer		
	-1	0	1
Antal blomster	5	10	15
Temperatur forkøl	2	4	8
Varighed forkøl	1.7	3	5.2
Temperatur transport	2	4	8
Varighed transport	1.7	3	5.2

Sammenhængen mellem de naturlige, ξ_i , og kodede, x_i , variable er vist nedenfor. Med undtagelse af den første variabel er der foretaget en logaritmisk transformation af de naturlige variable inden kodningen.

$$\begin{aligned}
 x_1 &= \frac{\xi_1 - 10}{5} \\
 x_2 &= \frac{\xi_2 - \log 3}{\frac{1}{2} \log 3} \\
 x_3 &= \frac{\xi_3 - \log 4}{\frac{1}{2} \log 4} \\
 x_4 &= \frac{\xi_4 - \log 3}{\log 3} \\
 x_5 &= \frac{\xi_5 - \log 4}{\frac{1}{2} \log 4}
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

Det aktuelle forsøg blev foretaget af en gang, og ikke opdelt i flere blokke. Dette skyldes flere forhold. Bl.a. kan der være en stor sæsonvariation, som ikke kun giver en forskel mellem blokke. Sæsonvariationen kan muligvis også vekselvirke med de undersøgte variable, hvilket giver forskellige resultater afhængig af årstiden. Endvidere er der ingen væsentlig begrænsning på antallet af enkeltforsøg, dvs. antal planter, der kan indgå i forsøget samtidig, og dermed ingen egentlig grund til opdeling i mindre blokke.

Analyse

Variansanalysen for antal blomster og prydværdi er vist i tabel 3 og 4. (Se næste side).

De to variansanalyser viser et forholdsvis entydigt billede med hensyn til signifikans af effekterne. Det ses således, at x_4 ikke er signifikant, hverken som hovedeffekt eller i vekselvirkning med de øvrige variable. De øvrige variable er derimod alle signifikante enten som hovedeffekt og/eller i vekselvirkning med de øvrige variable. Den manglende signifikans for x_4 betyder, at temperaturen under transporten i dette forsøg er af ringe betydning for holdbarheden. x_4 er derfor udeladt af den videre analyse.

Variansanalysen for de to responsvariable uden x_4 ses i tabel 5 og 6. For antal blomster, Y_1 , ses vekselvirkningerne at være de mest signifikante. Det er $x_1 * x_2$, $x_1 * x_3$, $x_2 * x_5$ og $x_3 * x_5$. For prydværdien, Y_2 , derimod er det de tre hovedeffekter, x_2 , x_3 og x_5 der er de dominerende, og vekselvirkningerne er mindre signifikante her end for antal blomster.

Tabel 3. Variansanalyse af antal blomster i den fulde model.

Kilde	df	SS	F-test	Signifikans-niveau
X_1	1	80.47	0.68	0.4114
X_2	1	194.69	1.64	0.2023
$X_1 * X_2$	1	867.89	7.33	0.0078
X_3	1	786.23	6.64	0.0112
$X_1 * X_3$	1	302.82	2.56	0.1125
$X_2 * X_3$	1	0.03	0.00	0.9884
X_4	1	1.89	0.02	0.8996
$X_1 * X_4$	1	0.43	0.00	0.9522
$X_2 * X_4$	1	16.11	0.14	0.7130
$X_3 * X_4$	1	82.53	0.70	0.4055
X_5	1	224.02	1.89	0.1716
$X_1 * X_5$	1	8.32	0.07	0.7914
$X_2 * X_5$	1	342.44	2.89	0.0917
$X_3 * X_5$	1	464.33	3.92	0.0500
$X_4 * X_5$	1	5.18	0.04	0.8347
Error	115	13614.66		

Tabel 4. Variansanalyse af prydværdien i den fulde model.

Kilde	df	SS	F-test	Signifikans-niveau
X_1	1	2.53	1.56	0.2143
X_2	1	16.21	9.98	0.0020
$X_1 * X_2$	1	0.71	0.44	0.5098
X_3	1	13.56	8.35	0.0046
$X_1 * X_3$	1	3.99	2.46	0.1198
$X_2 * X_3$	1	3.99	2.46	0.1198
X_4	1	1.41	0.87	0.3541
$X_1 * X_4$	1	1.41	0.87	0.3541
$X_2 * X_4$	1	1.56	0.96	0.3294
$X_3 * X_4$	1	0.61	0.37	0.5417
X_5	1	16.21	9.98	0.0020
$X_1 * X_5$	1	2.74	1.68	0.1970
$X_2 * X_5$	1	2.74	1.68	0.1970
$X_3 * X_5$	1	1.56	0.96	0.3294
$X_4 * X_5$	1	1.41	0.87	0.3541
Error	115	186.83		

Tabel 5. Variansanalyse af antal blomster i den reducerede model - uden x_4 .

Kilde	df	SS	F-test	Signifikans-niveau
X_1	1	82.98	0.73	0.3960
X_2	1	191.07	1.67	0.1986
$X_1 * X_2$	1	876.51	7.67	0.0065
X_3	1	794.42	6.95	0.0095
$X_1 * X_3$	1	298.34	2.61	0.1089
$X_2 * X_3$	1	0.0005	0.00	0.9983
X_5	1	220.15	1.93	0.1678
$X_1 * X_5$	1	9.13	0.08	0.7780
$X_2 * X_5$	1	347.72	3.04	0.0837
$X_3 * X_5$	1	470.52	4.12	0.0447
Error	120	13720.53		

Tabel 6. Variansanalyse af prydværdien i den reducerede model - uden x_4 .

Kilde	df	SS	F-test	Signifikans-niveau
X_1	1	2.42	1.50	0.2225
X_2	1	15.93	9.90	0.0021
$X_1 * X_2$	1	0.77	0.48	0.4897
X_3	1	13.84	8.60	0.0040
$X_1 * X_3$	1	3.85	2.39	0.1247
$X_2 * X_3$	1	3.85	2.39	0.1247
X_5	1	15.93	9.90	0.0021
$X_1 * X_5$	1	2.86	1.78	0.1851
$X_2 * X_5$	1	2.86	1.78	0.1851
$X_3 * X_5$	1	1.65	1.03	0.3132

På basis af variansanalysen blev en ny reduceret model estimeret, hvor x_4 blev udeladt.

Den estimerede responsfunktion for antal blomster, Y_1 og prydværdien, Y_2 er:

$$\begin{aligned}
 Y_1 &= 38.83 + 0.94x_1 - 1.42x_2 - 3.04x_1x_2 - 2.89x_3 \\
 &\quad - 1.77x_1x_3 - 0.002x_2x_3 - 1.52x_5 - 0.31x_1x_5 \\
 (9) \quad &\quad - 0.91x_2x_5 + 2.23x_3x_5 \\
 Y_2 &= 3.90 - 0.16x_1 - 0.41x_2 - 0.09x_1x_2 - 0.38x_3 \\
 &\quad - 0.20x_1x_3 - 0.20x_2x_3 - 0.41x_5 - 0.17x_1x_5 - \\
 &\quad 0.17x_2x_5 + 0.13x_3x_5
 \end{aligned}$$

Ved kanonisk analyse kan de to responsfunktioner omskrives til:

$$(10) \quad \begin{aligned} Y_1 &= 37.24 + 1.48X_1^2 + 1.07X_2^2 - 1.43X_3^2 - 2.86X_5^2 \\ Y_2 &= 5.51 + 0.18X_1^2 - 0.05X_2^2 - 0.07X_3^2 - 0.35X_5^2 \end{aligned}$$

Sammenhængen mellem de kanoniske variable, og de kodede variable, er givet ved: (11)

$$\begin{aligned} Y_1 &= \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \bar{x}_3 \\ \bar{x}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.099 & -0.549 & 0.461 & 0.691 \\ -0.519 & 0.598 & 0.551 & 0.156 \\ -0.138 & 0.321 & -0.629 & 0.694 \\ 0.838 & 0.488 & 0.208 & 0.129 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_5 \end{bmatrix} \\ Y_2 &= \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \bar{x}_3 \\ \bar{x}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.178 & -0.547 & 0.597 & 0.559 \\ -0.391 & 0.778 & 0.160 & 0.465 \\ -0.115 & 0.177 & 0.733 & -0.646 \\ 0.886 & 0.253 & 0.283 & 0.231 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_5 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

For begge responsfunktioner var der både positive og negative egenværdier. Dette betyder, at responsfunktionerne er sadelformede. Herved er der ikke et egentligt maximum, men derimod nogle områder, hvori kvaliteten stiger.

I tabel 7 og 8 er kvaliteten estimeret inden for det undersøgte område. Disse tabeller kan benyttes til bestemmelse af de optimale områder. Endvidere kan de benyttes til vurdering af kvaliteten under givne betingelser.

De to tabeller viser de samme tendenser af retninger mod stigende/faldende kvalitet. Det ses, at kvalitet vurderet ved såvel antal blomster som ved prydværdien, er bedst ved høj værdi af x_1 , dvs. når der er mange blomster (højt udviklingsstrin), og de øvrige variable er på et lavt niveau. Det betyder

Tabel 7. Det estimerede antal blomster for den reducerede model.

		X3								
		-1			0			1		
		X5			X5			X5		
		-1	0	1	-1	0	1	-1	0	1
		Y1	Y1	Y1	Y1	Y1	Y1	Y1	Y1	Y1
		MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN
X1	X2									
-1	-1	40.15	38.64	37.13	36.79	37.51	38.23	32.43	36.38	39.33
	0	43.70	40.27	36.84	40.34	39.14	37.94	36.98	38.01	39.04
	1	47.25	41.90	36.55	43.89	40.77	37.65	40.53	39.64	38.75
0	-1	46.22	44.39	42.56	41.09	41.49	41.89	35.96	38.59	41.22
	0	46.73	42.98	39.23	41.60	40.08	38.56	36.47	37.18	37.89
	1	47.34	41.57	35.90	42.11	38.67	35.23	36.98	35.77	34.56
1	-1	52.29	50.14	47.99	45.39	45.47	45.55	38.49	40.80	43.11
	0	49.76	45.69	41.62	42.86	41.02	39.18	35.96	36.35	36.74
	1	47.23	41.24	35.25	40.33	36.57	32.81	32.43	31.90	30.37

Tabel 8. Den estimerede prydværdi for den reducerede model.

		X3								
		-1			0			1		
		X5			X5			X5		
		-1	0	1	-1	0	1	-1	0	1
		Y2	Y2	Y2	Y2	Y2	Y2	Y2	Y2	Y2
		MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN	MEAN
X1	X2									
-1	-1	4.77	4.57	4.37	4.66	4.59	4.52	4.55	4.61	4.67
	0	4.82	4.45	4.08	4.51	4.27	4.03	4.20	4.09	3.98
	1	4.87	4.33	3.79	4.36	3.95	3.54	3.85	3.57	3.29
0	-1	5.07	4.70	4.33	4.76	4.52	4.38	4.45	4.34	4.23
	0	5.03	4.49	3.95	4.52	4.11	3.70	4.01	3.73	3.45
	1	4.99	4.28	3.57	4.28	3.70	3.12	3.57	3.12	2.67
1	-1	5.37	4.83	4.29	4.86	4.45	4.04	4.35	4.07	3.79
	0	5.24	4.33	3.82	4.53	3.95	3.37	3.82	3.37	2.92
	1	5.11	4.23	3.35	4.20	3.45	2.70	3.29	2.67	2.05

lav temperatur under forkøling samt kort tid under forkøling og transport.

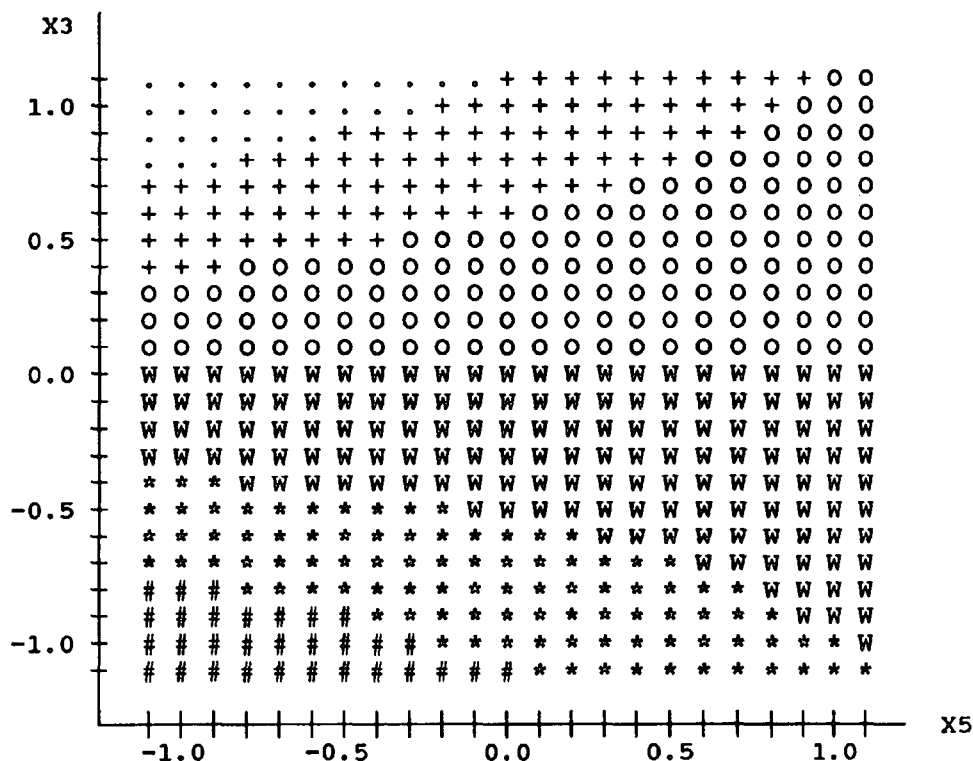
Tabellerne kan som ovenfor omtalt endvidere benyttes til at vurdere kvaliteten under givne omstændigheder.

- Er der således få blomster ($x_1 = -1$), da er det mest optimalt at benytte forkøling med høj temperatur, men i kort tid. Transporten skal endvidere være kortvarig.
- Hvis det på forhånd vides, at transporttiden bliver lang, har planter med få blomster den

bedste kvalitet, når forkølingen er ved lav temperatur.

- For planter med mange blomster, der ligeledes skal have lang transporttid, kan lang forkøling derimod ikke svare sig. Lav temperatur og kort tid under forkøling er det mest optimale.

I figur 2 er vekselvirkningen mellem tid for forkøling, x_3 , og transport, x_5 , skitseret for fastholdt antal blomster ($x_1 = 1$) og lav forkølingstemperatur ($x_2 = -1$).



Symbol	Y1	Symbol	Y1
.....	35.8 - 38.4	WWWWW	43.7 - 46.3
+++++	38.4 - 41.0	*****	46.3 - 48.9
OOOOO	41.0 - 43.7	#####	48.9 - 51.5

Figur 2. Konturplot af vekselvirkningen mellem tid for forkøling (x_3) og transport (x_5), for fastholdt antal blomster på høj værdi ($x_1 = 1$) og lav forkølingstemperatur ($x_2 = -1$).

- Det ses, som ovenfor omtalt, at kort forkøl- og transporttid er det mest optimale i denne situation.
- Er transporttiden lang ($x_3=1$) giver forkøling en minimal forbedring af kvaliteten.

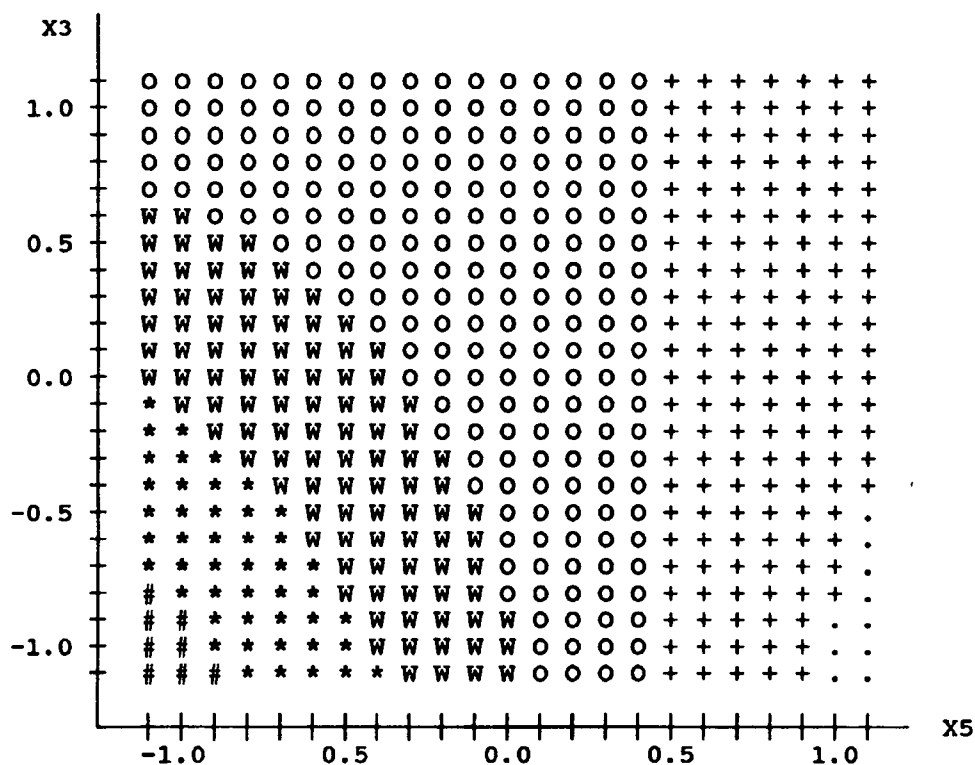
I figur 3 ses den tilsvarende sammenhæng mellem tid for forkøl og tid for transport, men nu for få blomster, og igen med lav forkølingstemperatur.

- Kort transporttid og kort forkøling er det optimale.

- Er transporttiden lang, kan forkøling forbedre kvaliteten.

Konklusion

Holdbarheden af *Campanula carpatica* er optimeret for fem variable. Disse er antal blomster, tid og varighed af forkøl og tid og varighed af transport. Holdbarheden er vurderet ved antal blomster og prydverdi (karakter fra 5 til 1) efter 14 dage under stueforhold.



Symbol	Y1
.....	32.5 - 35.0
+++++	35.0 - 37.5
OOOOO	37.5 - 40.0

Symbol	Y1
WWWWW	40.0 - 42.5
*****	42.5 - 45.0
#####	45.0 - 47.5

Figur 3. Konturplot af vekselvirkningen mellem tid for forkøl (x_3) og transport (x_5), for fastholdt antal blomster på lav værdi ($x_1=-1$) og høj forkølingstemperatur ($x_2=1$).

Optimeringen er foretaget ved anvendelse af response surface design. Responsfunktionerne for antal blomster og prydværdi er sadelformede, hvilket betyder, at der ikke er et egentligt optimum, men derimod et eller flere områder, hvori optimum findes.

Kvaliteten målt som antal blomster og prydværdi giver samme billed. Kvaliteten er således bedst, når der er mange blomster og tiden for forkøl og transport er kort. Temperaturen under forkøl

skal være lav. Temperaturen under transport har derimod kun en mindre betydning i dette forsøg.

Referencer

- Box, G.E.P., Draper, N. 1987. Emperical Model-Building and Response Surface design. Wiley & Sons, Inc.: New York.
- Draper, N., Smith, H. 1981. Applied Regression Analysis, sec. ed. Wiley & Sons, Inc.: New York.

Forsøgsserier

Series of experiments

Annette Ersbøll

Resumé

Forsøgsserier er forsøg, der gentages et antal gange, f.eks. flere år og steder. Herved opnås en gentagelse af forsøget med den heraf følgende forbedring af test. Endvidere kan års- og stedvariationen bestemmes.

Forsøgsserier er mere komplicerede at analysere end enkeltforsøg, idet det kan være svært at afgøre, hvorvidt sted og år er henholdsvis systema-

tiske eller tilfældige faktorer. Analysen af forsøg, hvor der er flere tilfældige faktorer er endvidere kompliceret, idet der ikke direkte er mulighed for test af de forskellige effekter i modellen. Der må derimod benyttes et approksimativt pseudo-test.

Analyse af forsøg med år og sted som henholdsvis tilfældige og systematiske faktorer diskuteres sammen med de forskellige konklusioner disse analyser resulterer i.

Summary

Series of experiments are experiments, which are repeated a number of times, e.g. several years and/or locations. We then obtain a repetition of the experiment and the tests are more reliable. Furthermore we can estimate year- and location-variations.

Series of experiments are more complicated to analyse than single experiments, because it can be complicated to determine weather location and

year are deterministic or random factors. The analysis of experiments with several random factors are difficult, since direct tests of the involved effects are often impossible. We then use an approximate pseudo-test.

The analysis of experiments with year and location as random and/or deterministic factors is discussed together with the different conclusions these analysis result in.

Indledning

Ved forsøgsserier forstås forsøg, som gennemføres flere gange - typisk flere år, eventuelt også flere steder. De enkelte års forsøg er identiske bortset fra randomisering af parcellfordelingen.

I disse forsøg kan, som ved alle andre forsøg undersøges en række forskellige faktorer, så som høsttid, gødning, sprøjtning mm.

Når forsøgsserier anvendes frem for enkeltforsøg, skyldes dette bl.a. at der fås flere gentagelser af forsøget, mulighed for vurdering af f.eks. års- og stedvariationer samt et højere generaliseringsniveau.

Anvendelse af forsøgsserier vanskeliggør imidlertid den statistiske analyse, idet der skal tages hensyn til, om forsøgsårene og stederne er systema-

tiske eller tilfældige faktorer, både ved udførelse af F-test, parvise sammenligninger og ved fortolkningen.

I det følgende omtales kun forsøg, som ikke er fastliggende. Med fastliggende forsøg følger yderligere problematikken omkring manglende uafhængighed mellem data. Korrelationen mellem forsøgsresultaterne vanskeliggør den statistiske analyse, idet disse sædvanligvis forudsætter uafhængighed mellem målingerne.

Ligeledes vil kun forsøg med klassevariable blive behandlet her. Forsøgsserier med kovariater må søges andetsteds.

Tilfældige / systematiske faktorer

Ved opgørelse og analyse af forsøg må det vurderes, hvorvidt de enkelte faktorer er af tilfældig eller systematisk natur.

En faktor er systematisk, når denne undersøges og indgår i forsøget med nogle fastlagte niveauer, der er mulige og ønskelige at repetere. En faktor som kvælstof-mængde er systematisk, hvis det er nogle på forhånd bestemte mængder, der ønskes undersøgt. Tilsvarende gælder det for en behandling som sprøjtning, når niveauerne er fastlagt inden forsøgets start, når det er muligt at gentage handlingerne, og endelig når det er netop de valgte niveauer, der ønskes estimater for.

En faktor er derimod tilfældig, når niveauforskellene ikke er udtryk for nogen speciel interessant effekt. Et godt eksempel på en tilfældig faktor er blokkene i et blokforsøg.

For faktorer som de tre ovenfor nævnte, er det ikke vanskeligt at afgøre, om de er tilfældige eller systematiske. For faktorer som år og steder, kan det derimod være overordentlig vanskeligt at afgøre, idet begge faktorer vil kunne opfattes som værende tilfældige og systematiske. Generelt gælder det, at mange faktorer kan være tilfældige eller systematiske afhængig af forsøgets eller analysens formål.

Det kan umiddelbart synes ligegyldigt, at foretage denne opdeling i tilfældige eller systematiske variable, idet beregning af SAK, df og MS-værdier er afhængige heraf. Det er imidlertid ikke uvæsentligt, idet det kan være altafgørende for den resulterende konklusion.

I det følgende belyses dette ved faktorerne år og sted, og det undersøges, hvilke konklusioner det giver, at de opfattes som henholdsvis systematiske eller tilfældige.

Generelt gælder, at når en faktor er systematisk, kan man kun udtale sig om de niveauer, denne har været undersøgt på. Det er således fejlagtigt på basis af en systematisk faktor, at generalisere ud over de undersøgte niveauer. Med en systematisk faktor kan foretages en sammenligning af de aktuelle niveauer, der har været undersøgt, og det kan vurderes om disse er signifikant forskellige, og eventuelt, hvorledes disse er grupperet.

Med en tilfældig faktor kan man derimod drage nogle bredere konklusioner, der generaliserer ud over de undersøgte niveauer. De undersøgte ni-

veauer kan opfattes som en "tilfældig" stikprøve fra en population blandt mange mulige. Der kan således for den tilfældige faktor drages en konklusion, som er udtryk for hele populationen, og ikke kun de enkelte undersøgte niveauer. Der opnås herved et højere generaliseringsniveau, sammenlignet med analysen, hvor faktoren er systematisk.

År som systematisk faktor

Forsøgsårene kan betragtes som en systematisk faktor, hvis årene er valgt på grund af nogle specifikke forhold som f.eks. klimaet. En forskel mellem år bliver herved et udtryk for en forskel i klimaet, nedbør, mm.

År som tilfældig faktor

Oftest betragtes forsøgsårene som en gentagelse af forsøget. Dette svarer til, at der "tilfældigt" er udtaget en stikprøve på et antal år blandt mange mulige, og at disse er repræsentative for alle år. Herved er der ingen specifikke forhold i de undersøgte år, der er af interesse at få belyst, og årene er derfor en tilfældig faktor. Forsøget gentages i et antal år, for herved at forbedre test, samt give mulighed for estimation af årsvariationerne, og generalisering til andre år (kommende år).

Med en signifikant forskel mellem årene kan det konkluderes, at der må forventes at være forskel i forsøgsresultaterne fra år til år.

Sted som systematisk faktor

De undersøgte steder betragtes som en systematisk faktor, når de enkelte steder er udtryk for noget specifikt, der er af interesse at undersøge. Dette kan typisk være forskel mellem jordtype. Findes stederne at være signifikant forskellige betyder dette, at der er forskel mellem de undersøgte steder pga. f.eks. forskellige jordtyper. De forskellige jordtyper kan eventuelt inddeles i signifikant forskellige grupper, og det/de bedste steder kan udvælges.

En signifikant vekselvirkning mellem sted og behandling betyder, at der ikke blot er en niveauforskel mellem stederne (svarende til en forskel mellem blokke), men at handlingerne er forskellige fra sted til sted.

På basis af en signifikant vekselvirkning mellem sted og behandling er det fejlagtigt at konkludere, at der generelt er forskel i forsøgsresultaterne

forskellige steder i landet. Derimod kan forsøget vise, hvor det optimale blandt de undersøgte forsøgssteder er og hvordan behandlingseffekterne har været på disse.

Sted som tilfældig faktor

De benyttede steder kan betragtes som en "tilfældig" stikprøve af enkelte steder blandt mange mulige. Stederne kan være medtaget for at få flere gentagelser og eventuelt for at kunne vurdere stedvariationen, og generalisere til andre steder.

Signifikant forskel mellem stederne betyder, at der er en stor stedvariation, og resultatet af forsøget kan forventes at være forskelligt, afhængigt af, hvor i landet forsøget anlægges.

EMS-skema

Hvorledes de forskellige effekter, tilfældige og systematiske skal testes i variansanalysen bestemmes ved hjælp af et EMS-skema. EMS er en forkortelse af Expected Mean Square. I EMS-skemaet opskrives de forskellige effekter, der indgår i forsøget, både hovedeffekter og vekselvirkninger. Herefter kan formelen for de enkelte effekters variansestimater opskrives, afhængigt af, om den respektive effekt er tilfældig eller systematisk.

Opskrivning af EMS-skemaet kan ses i bl.a. Hicks (1982).

Testvejen for den enkelte effekt findes, ved at sammenligne de forskellige formler for variansestimater, og finde det variansestimater, der er identisk med effektens variansestimater, på nær den størrelse, der skal testes.

I tabel 1 ovenfor er dette søgt illustreret. Der er i dette eksempel 2 behandlingsfaktorer, kvælstof, N, og høsttider, H. Forsøget er endvidere opdelt i blokke, B. Kvælstof og høsttid er antaget at være systematiske faktorer og blokke tilfældige. Forsøget har været fuldstændigt randomiseret inden for blokke. Af tabellen ses, at kvælstof, N, skal testes mod residual-variationen. Forskellen mellem disse to variansestimater er nemlig, $alt \cdot f_{0N}$, som er den

størrelse, der ønskes testet. Tilsvarende kan bestemmes, hvorledes de øvrige effekter kan testes.

Tabel 1. EMS-skema for et randomiseret forsøg med blokke, B, kvælstof, N og høsttid, H.

	σ_B^2	ϕ_N	ϕ_H	ϕ_{NH}	σ_{error}^2
B	x				x
N		x			x
H			x		x
N·H				x	x
Error					x

Test af tilfældige og systematiske faktorer i variansanalysen

Som tidligere omtalt er konklusionen afhængig af faktorens tilfældige eller systematiske natur. Testene i variansanalysen er afhængige af om en faktor er tilfældig eller systematisk.

Ofte vil test af en faktor blive svagere, når en eller flere af de øvrige er tilfældige end hvis disse blev betragtet som systematiske faktorer.

Forskellen i disse test illustreres nedenfor, hvor år kan være henholdsvis tilfældig eller systematisk. (I dataeksemplet i næste afsnit behandles problematikken omkring sted som tilfældig eller systematisk faktor).

Til illustration betragtes et split-plot forsøg med sorter som helplokt faktor, dvs. placeret i storparceller og N-niveauer som del-plot faktor, dvs. N er randomiseret inden for de forskellige sorter, og placeret i småparcellerne inden for sorterne. Forsøget er opdelt i blokke, og gennemført i flere år. Variablene er:

Å	:	år	tilfældig/systematisk
B	:	blok	tilfældig
S	:	sort	systematisk
N	:	N-niveau	systematisk

I tabel 2 er testene vist for år som henholdsvis en systematisk eller tilfældig faktor. Blokke er antaget at være tilfældige, sorter og N-niveauer er antaget systematiske.

Tabel 2. Testveje, når år er henholdsvis systematisk og tilfældig. Eksempel med år, Å (tilfældig/systematisk), blokke, B (tilfældig), sorter, S (systematisk) og N-niveau, N (systematisk).

	År systematisk	År tilfældig
Å		
B(Å)	←┐	
S		←┐
Å·S	←┐	
B(Å)·S	←┐	
N		
N·S	┐┐┐┐┐	
Å·N	┐┐┐┐┐	←┐┐
Å·N·S	┐┐┐┐┐	←┐┐
Error	←┐┐	

Det ses af denne tabel, at testene bliver vidt forskellige afhængig af deres tilfældige eller systematiske natur.

Der er effekter, hvor der ikke er angivet, hvorledes testet af denne skal udføres. Dette skyldes, at der ikke er et variansskøn, at teste imod. Dette kan ses af EMS-skemaerne i appendix A. I sådanne tilfælde, kan disse effekter ikke testes på sædvanlig vis. Derimod må benyttes et approksimativt pseudo-test (Hicks, 1982). Her dannes et variansskøn til at teste mod ved en linearkombination af flere af de øvrige effekter.

Er år en systematisk faktor, skal effekten, sort testes mod sorts interaktion med blok. Er år derimod tilfældig, er det interaktionen mellem sort og år, som sort skal testes mod. På tilsvarende vis skal N-niveau og interaktionen mellem sort og N-niveau testes mod interaktionen med år eller delplotfejlen, afhængig af, om år er tilfældig eller systematisk.

Det er således forskellige variansskøn, der benyttes til de enkelte test afhængig af, om år er tilfældig eller systematisk. Tilsvarende bliver antallet af frihedsgrader forskelligt for den fejlstørrelse, effekten testes mod. Med år som systematisk faktor, testes sort i en $F(f_A, f_B(\hat{A})S)$ -fordeling. Med år som tilfældig faktor testes sort derimod i en $F(f_A, f_{AS})$ -fordeling. For de øvrige effekter sker der tilsvarende ændringer i antal frihedsgrader i testene.

Med år som en systematisk faktor, betyder en signifikans for sorter, at der vil være en forskel mellem sorterne, hvis det er de samme sorter, der anvendes i de samme år under de samme forhold.

Med år som en tilfældig faktor, betyder en signifikans for sorter, at hvis forsøget gentages med de samme sorter under lignende forhold, men nogle andre tilfældigt valgte år, vil man forvente signifikant forskel for disse sorter. Der er herved et højere generaliseringsniveau, når år er en tilfældig faktor.

Data

Som et større eksempel på en forsøgsserie betragtes et forsøg til analyse af høsttider i ærter (Skovborg, 1990). Forsøget har været anlagt på 2 steder og gentaget i 3 år. Analysen skal belyse effekten af forskellige høsttider for 7 forskellige sorter. Forsøgsplanen har været et split-plot forsøg, med høsttid som hel-plot faktor og sorter som split-plot faktor. Responsvariablen er antal foderenheder, FE. FE er bestemt for hvert forsøgsled, og ikke for hver enkel parcel. Der er derved ingen gentagelser i forsøget inden for det enkelte år og sted.

Dataanalyse

Variablene i forsøget var:

Å	:	år	tilfældig
H	:	høsttid	systematisk (hel-plot)
S	:	sort	systematisk (split-plot)
St	:	sted	tilfældig/systematisk

Høsttid og sorter var begge systematiske faktorer. År blev antaget tilfældig, idet de blev medtaget for at få en gentagelse af forsøget, snarere end at belyse en eventuel klimaeffekts interaktion med høsttid, og betydning for responset. Sted kunne derimod både betragtes som tilfældig og systematisk, afhængig af hvilket formål analysen har.

For at illustrere forskellene er forsøget analyseret med sted som henholdsvis en tilfældig og systematisk faktor.

Sted en systematisk faktor

Test af de forskellige effekter var meget enkle, når sted blev antaget at være systematisk. I tabel 3 er angivet, hvorledes de forskellige effekter skulle testes. I appendix B er EMS-skemaet vist. Alle de systematiske effekter blev testet mod deres vekselvirkning med år. År og års vekselvirkninger med de øvrige effekter kunne ikke testes umiddelbart. Der måtte her benyttes en pseudo-test, hvis disse ønskes testet.

Tabel 3. Testveje i forsøget: høsttid i ærter, når år er en tilfældig faktor. I eksemplet er der endvidere blokke, B (tilfældig), sorter, S (systematisk) og høsttid, H (systematisk) og steder, St (systematisk).

	Sted systematisk
A	
H	
A·H	←
S	
A·S	←
H·S	
A·H·S	←
St	
A·St	←
H·St	
A·H·St	←
S·St	
A·S·St	←
A·S·St	←
H·S·St	←
S·St	←
A·H·S·St	←

I tabel 4 ses variansanalysen af forsøget. Høsttid og sort var begge signifikante på henholdsvis 2,4% og 5,4% niveauet. Vekselvirkningen mellem høsttid og sort var derimod ikke signifikant. Stederne viste heller ingen signifikante forskelligheder. Ligeledes for vekselvirkningerne mellem sted og henholdsvis sort og høsttid.

Sted en tilfældig faktor

Testene blev væsentligt mere kompliceret, når der var flere tilfældige faktorer i forsøget, som sted og år i dette tilfælde. Alle test skulle nu udføres ved pseudo-test. EMS-skemaet er vist i appendix B. Variansanalyseskemaet er vist i tabel 5.

Høsttiderne var nu ikke signifikante. Sorterne var derimod fortsat signifikant, men nu på et 5,9% niveau. Vekselvirkningen mellem sort og høsttid var fortsat ikke signifikant.

Tabel 4. Variansanalyseskema i data-eksemplet med høsttider i ærter, når steder betragtes som en systematisk faktor.

Kilde	SS	df	F-test	Signifikans-niveau
År, A	1278.83	2		
Høsttid, H	1188.14	2	10.96	0.023
A·H	216.80	4		
Sort, S	2006.91	6	2.91	0.054
A·S	1377.89	12		
H·S	283.93	12	1.61	0.156
A·S·H	353.14	24		
Sted, St	1169.13	1	3.09	0.221
A·St	757.28	2		
H·St	207.30	2	1.32	0.364
A·H·St	315.16	4		
S·St	98.06	6	0.48	0.811
A·S·St	408.42	12		
H·S·St	177.89	12		
Error	209.71	24		
Totalt	10048.60	125		

Tabel 5. Variansanalyseeskema i data-eksemplet med høsttider i ærter, når steder betragtes som en tilfældig faktor.

Kilde	SS	df	F-test	Signifikans-niveau
År, A	1278.83	2		
Høsttid, H	1188.14	2	7.51	0.298
A·H	216.80	4		
Sort, S	2006.91	6	3.44	0.059
A·S	1377.89	12		
H·S	283.93	12	1.14	0.403
A·S·H	353.14	24		
Sted, St	1169.13	1	3.08	0.233
A·St	757.28	2		
H·St	207.30	2	1.22	0.376
A·H·St	315.16	4		
S·St	98.06	6	0.41	0.862
A·S·St	408.42	12		
H·S·St	177.89	12		
Error	209.71	24		
Totalt	10048.60	125		

Analyse af hvert sted for sig

Endelig kan opgørelsen af forsøget suppleres med en analyse af hvert sted for sig. Herved var der to systematiske faktorer, høsttid og sort, og år blev den eneste tilfældige faktor. I tabel 6 er variansanalysen vist for de to steder. For sted 27 ses signifikant forskel mellem sorterne. Høsttiderne viste derimod kun svag signifikans. Vekselvirkningen mellem sort og høsttid viste ingen signifikans. For sted 38 var der kun svag signifikans mellem sorterne. Derimod var der signifikant forskel mellem høsttiderne. Vekselvirkningen mellem sorter og høsttider viste endvidere signifikans.

Diskussion

Resultat og konklusion på forsøg er meget afhængig af, om de enkelte faktorer betragtes som tilfældige eller systematiske.

I dataeksemplet med høsttider havde det stor betydning, om sted blev betragtet som en tilfældig eller systematisk faktor. Hvis sted var en systematisk faktor, viste såvel sort som høsttid signifikans. Dette betyder, at hvis forsøget gentages nøjagtig de samme steder under identiske betingelser, men nogle andre år, vil der være forskel mellem de samme undersøgte sorter og høsttider. Hvis sted derimod var tilfældig, ses kun signifikans for sort, og ikke for høsttid. Det betyder, at hvis forsøget gentages nogle nye tilfældig valgte steder (og andre år), da vil der være forskel mellem de samme undersøgte sorter, men der kan ikke forventes at være forskel mellem høsttiderne.

Konklusion

Forsøgsserier er forsøg, der gentages et antal gange, f.eks. flere steder og år. Forsøgsserier har nogle

Tabel 6. Variansanalysekema i data-eksemplet med høsttider i ærter, når de to steder analyseres hver for sig.

Sted=27

Kilde	SS	df	F-test	Signifikans-niveau
År, A	1841.02	2	3.85	0.117
Høsttid, H	201.81	2		
A·H	104.78	4		
Sort, S	918.24	6	4.52	0.013
A·S	405.93	12		
H·S	54.85	12	0.54	0.864
Error	201.86	24		
Totalt	3728.48	62		

Sted=38

Kilde	SS	df	F-test	Signifikans-niveau
År, A	195.09	2	5.59	0.070
Høsttid, H	1193.64	2		
A·H	427.19	4		
Sort, S	1186.73	6	1.72	0.200
A·S	1380.38	12		
H·S	406.97	12	2.25	0.0435
Error	361.00	24		
Totalt	3728.48	62		

fordele frem for enkeltforsøg, idet der med forsøgsserier fås flere gentagelse af forsøget. Herved forbedres testene. Endvidere er det muligt at vurdere års- og stedvariationer, og der fås et højere generaliseringsniveau.

Analyse og opgørelse af forsøgsserier er ofte vanskelige, idet det skal afklares, i hvilket omfang år og sted er henholdsvis systematiske eller tilfældige faktorer. Variansanalysen af et forsøg med flere tilfældige faktorer er endvidere mere kompliceret end den tilsvarende analyse blot med en enkel

tilfældig faktor, idet det oftest er nødvendigt at anvende approksimative pseudo-test.

Referencer

- Hicks, C.R. 1982. Fundamental Concepts in the Design of Experiments. CBS College Publishing.
- Skovborg, E. B. 1990. Høsttider for ærter til helse. Statens Planteavlsvforsøg. Beretning nr. S 0000 (Under udarbejdelse).

Appendix A

EMS-skema til forsøg med år, Å, blokke, B, sorter, S, og N-niveau, N.

År systematisk

	$n_{\text{Å}}$ Å s	n_{B} B t	n_{S} S s	n_{N} N s	n_{ϵ} ϵ t	$\phi_{\text{Å}}$	$\sigma^2_{\text{B}(\text{Å})}$	ϕ_{S}	$\phi_{\text{ÅS}}$	$\sigma^2_{\text{B}(\text{Å})\text{S}}$	ϕ_{N}	ϕ_{NS}	$\phi_{\text{ÅN}}$	$\phi_{\text{ÅNS}}$	σ^2_{ϵ}
Å	0	n_{B}	n_{S}	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}n_{\text{Å}}$	$n_{\text{S}}n_{\text{N}}$	-	-	n_{N}	-	-	-	-	1
B(Å)	1	1	n_{S}	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{S}}n_{\text{N}}$	-	-	n_{N}	-	-	-	-	-	1
S	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	0	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}n_{\text{N}}$	-	n_{N}	-	-	-	-	-	-	1
Å·S	0	n_{B}	0	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{N}}$	n_{N}	-	-	-	-	-	-	-	1
B(Å)·S	1	1	1	n_{N}	n_{ϵ}	n_{N}	-	-	-	-	-	-	-	-	1
N	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	n_{S}	0	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	-	-	-	-	-	-	-	-	1
N·S	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	0	0	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}$	n_{S}	-	-	-	-	-	-	-	1
Å·N	0	n_{B}	n_{S}	0	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	-	-	-	-	-	-	-	-	1
Å·N·S	0	n_{B}	0	0	n_{ϵ}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1
ϵ	1	1	1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1

År tilfældig

	$n_{\text{Å}}$ Å s	n_{B} B t	n_{S} S s	n_{N} N s	n_{ϵ} ϵ t	$\phi_{\text{Å}}$	$\sigma^2_{\text{B}(\text{Å})}$	ϕ_{S}	$\phi_{\text{ÅS}}$	$\sigma^2_{\text{B}(\text{Å})\text{S}}$	ϕ_{N}	ϕ_{NS}	$\phi_{\text{ÅN}}$	$\phi_{\text{ÅNS}}$	σ^2_{ϵ}
Å	1	n_{B}	n_{S}	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}n_{\text{Å}}$	$n_{\text{S}}n_{\text{N}}$	-	-	n_{N}	-	-	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	n_{B}	1
B(Å)	1	1	n_{S}	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{S}}n_{\text{N}}$	-	-	n_{N}	-	-	-	n_{B}	-	1
S	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	0	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}n_{\text{N}}$	$n_{\text{B}}n_{\text{N}}$	n_{N}	-	-	-	-	n_{B}	-	1
Å·S	1	n_{B}	1	n_{N}	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{N}}$	n_{N}	-	-	-	-	-	n_{B}	-	1
B(Å)·S	1	1	1	n_{N}	n_{ϵ}	n_{N}	-	-	-	-	-	-	-	-	1
N	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	n_{S}	0	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	-	-	-	-	-	-	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	n_{B}	1
N·S	$n_{\text{Å}}$	n_{B}	0	0	n_{ϵ}	$n_{\text{Å}}n_{\text{B}}$	n_{S}	-	-	-	-	-	n_{B}	-	1
Å·N	1	n_{B}	n_{S}	1	n_{ϵ}	$n_{\text{B}}n_{\text{S}}$	-	-	-	-	-	-	n_{B}	-	1
Å·N·S	1	n_{B}	1	1	n_{ϵ}	-	-	-	-	-	-	-	n_{B}	-	1
ϵ	1	1	1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	n_{B}	-	1

Appendix B

EMS-skema til forsøget: høsttider i ærter.

Sted systematisk

	σ_A^2	σ_H^2	σ_{AH}^2	σ_S^2	σ_{AS}^2	ϕ_{HS}	σ_{AHS}^2	ϕ_{St}	σ_{ASt}^2	ϕ_{HSt}	σ_{AHSt}^2	ϕ_{SSt}	σ_{ASSt}^2	ϕ_{HSSt}	σ_{AHSSt}^2	σ_ϵ^2
A	x		x		x		x		x		x		x		x	x
H		x	x				x			x					x	x
A·H			x				x			x					x	x
S				x	x		x						x		x	x
A·S					x		x						x		x	x
H·S						x	x								x	x
A·H·S							x								x	x
St								x	x		x		x		x	x
A·St									x		x		x		x	x
H·St										x	x				x	x
A·H·St										x	x				x	x
S·St												x	x		x	x
A·S·St													x		x	x
H·S·St														x	x	x
A·H·S·St															x	x
ϵ																x

Sted tilfældig

	σ_A^2	σ_H^2	σ_{AH}^2	σ_S^2	σ_{AS}^2	ϕ_{HS}	σ_{AHS}^2	ϕ_{St}	σ_{ASt}^2	ϕ_{HSt}	σ_{AHSt}^2	ϕ_{SSt}	σ_{ASSt}^2	ϕ_{HSSt}	σ_{AHSSt}^2	σ_ϵ^2
A	x		x		x		x		x		x		x		x	x
H		x	x				x			x					x	x
A·H			x				x			x					x	x
S				x	x		x						x		x	x
A·S					x		x						x		x	x
H·S						x	x								x	x
A·H·S							x								x	x
St								x	x		x		x		x	x
A·St									x		x		x		x	x
H·St										x	x				x	x
A·H·St										x	x				x	x
S·St												x	x		x	x
A·S·St													x		x	x
H·S·St														x	x	x
A·H·S·St															x	x
ϵ																x

Ekspertsystemer og deres brug i jordbrugssektoren

Expert systems and their use in the agricultural section

Ulla Dindorp

Resumé

I de senere år er man begyndt at forske i brug af ekspertsystemteknologien indenfor jordbrug. Dette indlæg giver en kort oversigt over emnet.

Ekspertsystemer defineres og sammenlignes med traditionelle programmer, og der bliver givet

en klassifikation af ekspertsystemer. I den sidste del gives en kort oversigt over kendte ekspertsystemer inden for jordbrugsområdet, og fremtidig brug af ekspertsystemteknologien indenfor jordbrug diskuteres.

Summary

In recent years expert systems have emerged as a field of research within agriculture. This paper provides a brief overview of the subject.

The concept of expert systems applications is

defined and compared to that of conventional programs. A classification of expert systems is given.

Publicized expert systems with focus on agriculture are listed. Potential future use of expert system technology in agriculture is discussed.

Indledning

Begrebet ekspertsystem opstod i løbet af 1970'erne. Det udsprang af forskningsfeltet kunstig intelligens. Det er således en ret ny teknologi som først inden for de senere år er blevet så udviklet, at man er begyndt at forske i dens anvendelighed indenfor jordbrug.

Grundene til interessen for ekspertsystemteknologien indenfor jordbrugsforskningen er flere. Først og fremmest er der allerede udviklet en række spændende systemer, og der er introduceret specialiserede udviklingsværktøjer, som kan gøre ekspertsystemkonstruktionen lettere.

Den første del af dette indlæg vil give en introduktion til ekspertsystemer og forsøge at definere og klassificere disse.

Den sidste del vil fokusere på jordbrug og vil give en oversigt over kendte systemer samt pege på

mulige områder, der kunne være velegnede til nye ekspertsystemapplikationer.

Ekspertsystemer. Definition og egenskaber

Et ekspertsystem er et edb-program, som er i stand til at løse problemer i et snævert defineret emneområde, problemer som ellers ville kræve inddragelse af en ekspert på det pågældende område. Ofte bruger man nu betegnelsen vidensbaserede systemer eller videnssystemer i stedet.

Betegnelserne rådgivningssystemer eller beslutningsstøttesystemer bruges ofte til at karakterisere ekspertsystemer, hvis viden ikke er på ekspertniveau, men sigter på at støtte fagfolk på et mindre ambitiøst niveau.

Et ekspertsystem består generelt af 3 dele: En vidensbase, en inferensmaskine og en brugergrænseflade (Fig. 1). (Bastlund et al 1987).

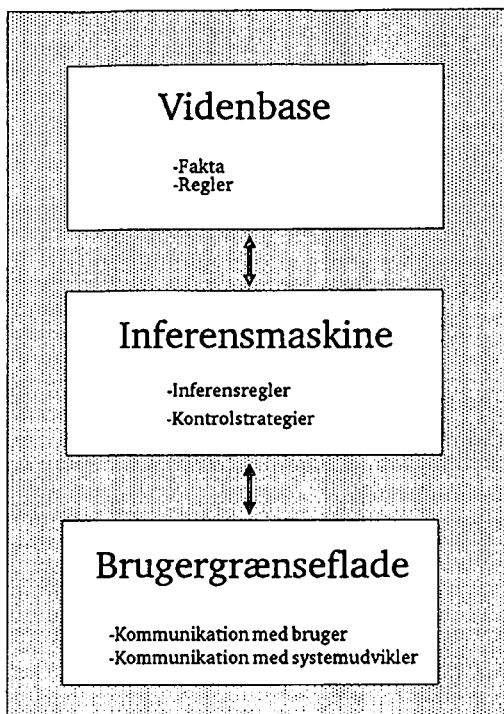


fig 1. De tre dele i et ekspertsystem.

Videnbasen

Videnbasen indeholder viden på symbolsk form inden for det aktuelle problemområde.

Den viden en ekspert har inden for sit felt inkluderer flere slags viden, dels en almindelig faglig viden inden for området, dels en viden om undtagelser, passende problemløsningsstrategier inden for området og historisk information om tidligere problemer; denne sidste type viden kaldes heuristisk viden.

Videnbasen kan tilsvarende indeholde viden af begge typer, dels den faglige viden inden for området, dels den heuristiske viden i det omfang, det er muligt at gøre denne tilgængelig på programform.

Denne viden kan lagres efter forskellige principper. Ofte anvendes det regelbaserede princip. Regler er typisk på formen hvis (præmis) så (konklusion).

Eksempel:

HVIS løvet har været vådt i mere end 30 timer
SÅ er æbleskurv infektion sandsynlig

Under en konsultation af systemet udledes eventuelt ny viden, som gemmes midlertidigt i arbejdslageret. Ved en senere konsultation startes på grundlag af den oprindelige videnbase.

Man udskiller altså i ekspertsystemer viden om problemområdet i en selvstændig del. Kontrollen over udnyttelsen af ekspertsystemets viden ligger i en anden del: inferensmaskinen.

Inferensmaskinen

Inferensmaskinen er kontrolmekanismen, der i dialog med brugeren under en konsultation slutter sig til nye fakta på grundlag af den eksisterende viden i systemet, og brugerens svar/input. Dette sker ved hjælp af nogle indbyggede logiske slutningsregler kaldet inferensregler.

Brugergrænseflade

Brugergrænsefladen er den del af ekspertsystemet, der styrer kommunikationen mellem systemet og dets brugere ved at skrive på og læse fra dataskærmen.

Ekspertsystemer løser problemer ved at søge. De bruger reglerne i videnbasen efter en strategi, der er bestemt i forvejen. Inferensmaskinen søger under udførelsen efter regler, der kan bruges i den tilstand systemet er i. Hvis en brugbar regel findes, bringes den til udførsel og systemet ender i en ny tilstand. Hvis den tilstand systemet nu befinder sig i svarer til en forud defineret måltilstand, er løsningen på problemet fundet.

Egenskaber

Ekspertsystemer har en række betydningsfulde egenskaber:

- Man kan indbygge heuristiske løsningsmetoder.

For problemer, hvor en analytisk/algoritmisk metode ikke er kendt, kan man benytte en intelligent strategi, som f.eks. kan være fundet ved tidligere erfaringer, til at begrænse antallet af løsningsmuligheder.

- De er transparente.

Ekspertsystemer kan forklare og begrunde resultater og slutninger, der fremkommer under en konsultation.

- De er fleksible.

Det er nemt, netop fordi den emnespecifikke viden og inferensmaskinen er adskilte,

skridtvis at opbygge viden i systemerne, og senere at supplere med ny viden. Almindelige programmer er en sammenblanding af udtrykt viden og kontrol af udførselsrækkefølge, en sammenblanding som kan gøre det svært at gennemskue og videreudvikle med ny eller forbedret viden.

Ekspertsystemer er ikke konkurrenter til almindelige edb-programmer, men snarere et supplement til disse. Den grundlæggende forskel er at almindelige programmer manipulerer data, mens ekspertsystemer manipulerer viden. Ekspertsystemer er ikke velegnede til omfattende matematiske udregninger, her er et almindeligt algoritmisk program meget mere velegnet, og løser opgaven hurtigere.

Derimod er ekspertsystemer velegnede til opgaver, der kræver symbolmanipulationer.

Opgaver

Der er to hovedtyper af problemløsningsopgaver, som går igen i de eksisterende anvendelser inden for ekspertsystemteknologien - diagnosticering og planlægning.

Inden for disse findes flere varianter -

Inden for diagnosticering:

Overvågning: for eksempel af klima i et væksthuse, med det formål at opdage, når en uønsket tilstand opstår.

Fortolkning af målinger: Vurdering af målinger og signaler.

Diagnose eller fejlsøgning: Inden for plantedyrkning for eksempel, ved ud fra givne symptomer, at drage slutninger om hvilken sygdom eller skadedyr, der er årsagen.

Inden for planlægning:

Konstruktion: F.eks. udformning af en maskine, som opfylder en række opstillede krav.

Planlægning: F.eks. produktionsplanlægning i landbrug.

Styring: regulering af f.eks. en kemisk proces så den foregår efter givne kriterier.

Ekspertsystemer og jordbrug

Når man ser på de hovedtyper af opgaver som er løst med ekspertsystemteknologi, kan man pege på nogle områder indenfor jordbrug, som vil være velegnede til udvikling af nye applikationer (McKinion og Lemmon 1985, Doluschitz og Schmisseeur 1988).

For at indkredse egnede problemområder vil det generelt være nødvendigt at vurdere følgende spørgsmål (på basis af Frøkjær og Pedersen 1987):

1. Har opgaven en tilstrækkelig snæver afgrænsning?

Det er vigtigt at gøre sig klart, at de bedste opgaver for ekspertsystemer har en snæver faglig og opgavemæssig afgrænsning. Det er svært at udvikle ekspertsystemer, som trækker på faglig viden over et bredere felt eller er afhængig af modellering af "sund fornuft".

2. Er der en rimelig gevinst i sigte?

Det er krævende at udvikle ekspertsystemer, der kan være tale om en investering af flere personår både for systemudvikleren og eksperten inden for det aktuelle fagområde. Derfor bør man gå efter områder, hvor der er en tilstrækkelig gevinst, f.eks. fordi menneskelig ekspertise findes sparsomt eller behøves mange steder.

3. Findes der anerkendte eksperter på området, og er der en ekspert, som er tilgængelig og engageret?

Det er afgørende, at der til udviklingen af ekspertsystemer kan tilknyttes en kyndig og engageret ekspert, som har tid og tålmodighed til at arbejde med systemudvikleren om videnmodelleringen og evalueringen af systemet.

4. Bliver der undervist i fagområdet, eller er det dokumenteret?

Det er nyttigt, hvis der findes undervisningsmateriale, som systemudviklerne kan bruge i deres studier af fagområdet, og til opbygning af de første prototyper.

Hovedparten eller alle disse spørgsmål kan bekræftes for flere af jordbrugets problemområder, man kan f.eks. tænke på overvågning og styring af klima i væksthuse, styring af vandings- og gødningstilførsel, diagnosticering af sygdomme og skadedyr og bekæmpelse af disse, diagnosticering af ukrudt og planlægning af ukrudtsbekæmpelse.

Eksempler på ekspertsystemer i jordbrug

Dette afsnit vil give en kort beskrivelse af en række kendte ekspertsystemer indenfor jordbrugsområ-

det inddelt efter de tidligere nævnte opgavetyper (tabel 1). Det er ikke nogen udtømmende liste over eksisterende eksperterssystemer indenfor jordbrug, men giver alligevel et overblik over områder, som er velegnede for eksperterssystemudvikling.

Tabel 1. Kendte eksperterssystemer.

Navn	Anvendelsesområde	Citeret
POMME	I æble dyrkning	Roach et al. 1987
MISTING	Tågesprøjtning i væksthuse	Jacobson et al. 1989
REPAIR	Diagnose af fejl i traktorer	Gaultney, Harlow & Ooms 1989
-	Bestemmelse af ukrudtsplanter	Ballegaard 1988
COMAX	Afgrødehåndtering i bomuld	McKinion & Lemmon 1985 Doluschitz og Schmisser 1988
LATIS	Lucernedyrkning	Waterhouse et al. 1989
-	Vinterfodring af får	Wain, Miller & Davis 1988
CIRMAN	Forsikringsstrategi	Helms et al. 1990
FLEX	Beslutningsstøtte, bomuld	Stone & Toman 1989
FINDS	Maskinvalg	Kline et al 1988

Overvågning:

POMME er et eksperterssystem, som yder vejledning om æble dyrkning. Systemet kan råde dyrkere omkring problemer som behandling af svampeangreb, insektangreb, af vinterskader mm.

MISTING: Ved formering af planter bruger man tågesprøjtning til at vedligeholde planternes saftspænding til de har slået rødder. Frekvensen og varigheden af sprøjtningen bør afhænge af klimaet i væksthuset. MISTING er en prototype på et eksperterssystem, som v.h.a. sensor-data fra et væksthuse kontinuerligt bestemmer den optimale tågesprøjtning-frekvens og -varighed for stiklinger i relation til deres alder. En prototype vil sige en udgave af systemet, som ikke betragtes som færdig.

Diagnosticering:

REPAIR er et lille beslutningsstøttesystem til diagnosticering af fejl i det hydrauliske system i John Deere traktorer. Systemet er udelukkende opbygget ved hjælp af en reparationsvejledning. Der har ikke været eksperter involveret ved programmeringen.

I Danmark har Torben Ballegaard (1988) konstrueret et system til bestemmelse af ukrudtsplanter på tidlige udviklingsstadier. Systemet stiller under konsultationen en række botanisk-morfologiske spørgsmål, som bruges til bestemmelse af den aktuelle plante. Det er meningen, at systemet bl.a. skal anvendes som indgang til en informationsdatabase vedrørende ukrudtsbekæmpelse.

Overvågning/planlægning:

COMAX er et system, som giver information om integreret afgrødebehandling i bomuld. Systemet benytter bl.a. en simulationsmodel for bomuldsafgrøder og producerer forslag til avleren om behandlingsbeslutninger på grundlag af vejrdata, jordparametre, gødningsniveau mm.

Planlægning/diagnosticering:

LATIS er et integreret beslutningsstøttesystem, der foruden en række eksperterssystemer også indeholder andre former for programmer og systemer. Systemet giver hjælp til problemløsning indenfor forskellige områder af lucernedyrkning som frøproduktion, sygdomme, gødningstilførsel, skadedyr og ukrudt.

Planlægning:

Wain et al. (1988) rapporterer om et system til rådgivning af skotske fåreproducenter omkring vinteropfodring af lam. Systemet gennemfører en økonomisk vurdering af, hvor mange lam, der kan opfodres med en given fodermængde til rådighed, og hvor mange dyr, der skal sælges inden vinteren, bl.a. under hensyntagen til det aktuelle prisniveau.

CIRMAN er et eksperterssystem til hjælp for amerikanske landmænd ved valg af afgrødeforsikringsstrategier, og giver bl.a. råd om sandsynlighed for økonomisk succes, og den forventede nettoindkomst på en farm.

FLEX er et beslutningsstøttesystem for bomuldsdyrkere i midt-Texas. Systemet integrerer mark- og farmdatabaser med simulationsmodeller, bl.a. for bomulds vækst, og flere eksperter-systemer - bl.a. det ovenfor nævnte CIRMAN - , og giver råd om beslutninger indenfor forskellige aspekter af bomuldsproduktionen gennem året - inklusive skadedyrsbekæmpelse, forsikring mm.

Endelig skal nævnes beslutningsstøttesystemet FINDS som hjælper farmere med at vælge en maskinpark, som er optimal til deres brug. Systemet er en indgang til et andet program - en model - , som giver resultater, der normalt kun kan tolkes af eksperter, men som v.h.a. eksperter-systemet kan bruges direkte af farmeren.

Muligheder og problemer

En af de oplagte muligheder og fordele ved at anvende eksperter-systemer er, at de gør det lettere at bringe viden ud til en stor kreds af brugere. Det kan være et stort problem at få overført resultater fra forskningen til praktisk anvendelse hos landmændene. Her vil eksperter-systemteknologien være en mulighed. Eksperter-systemer vil ikke være statiske, men kræve at ny viden indbygges i videnbasen, efterhånden som den fremkommer (McKinion & Lennon 1985).

I rådgivningstjenesten kan disse eksperter-systemer bruges til hurtigt at løse et problem også på områder, hvor rådgiveren ikke er ekspert. Dette betyder, at landmanden kun behøver at have kontakt med én konsulent. Vagn Østergaard (1987) anfører, at dette kan være en fordel f.eks. i tilfælde, hvor landmanden kommunikerer bedre med én af sine mulige konsulenter end med de øvrige.

I den enkelte bedrift vil eksperter-systemer kunne bruges f.eks. til produktionsstyring. En sandsynlig udvikling er, at eksperter-systemerne vil blive integreret med traditionelle databehandlingssystemer - som man f.eks. ser det i de ovenfor nævnte systemer FLEX og LATIS - så landmanden får et sammenhængende sæt værktøjer, som kan bruges til mange forskellige opgaver. Toldvæsenet i Danmark udviklede i årene 1986 til 1989 et eksperter-system kaldet ESKORT til brug ved moms kontrol (Vittrup 1988, Frøkjær og Pedersen 1987). Ved udviklingen af dette system gjorde man den erfaring, at eksperter-systemer skal integreres med bestående traditionel-

le systemer for at blive benyttet, i hvert fald hvis de kræver brug af datamateriale, som i forvejen eksisterer i andre systemer.

I forbindelse med personaleskift sker der altid et tab af ekspertise for en virksomhed. Ved at anvende eksperter-systemteknologien til at gøre eksperternes viden mere eksplicit og tilgængelig, fastholder man samtidig de samme eksperternes viden i sådanne situationer.

Det foran anførte er eksperter-systemers forventede muligheder og fordele. Man skal dog også være opmærksom på en fare: Eksperter-systemer kender ikke begrænsningerne i deres egen viden. Hvis reglerne i et system er forkerte eller uanvendelige i en bestemt sammenhæng, advarer systemet ikke. Brugeren af systemet må derfor have en grundlæggende indsigt i faget og systemets opgaveområde, så han er i stand til at foretage en bedømmelse af resultaternes rimelighed, ellers kan der være risiko for at helt skæve anbefalinger fra eksperter-systemet bliver sat i værk. Brugeren vil i den bedømmelse få hjælp af systemernes forklaringsfaciliteter, som er i stand til at forklare de regler, der er brugt for at komme til et bestemt resultat.

Konklusion

Eksperter-systemer er inden for de sidste år blevet et felt, man er begyndt at interessere sig for indenfor jordbrugsforskningen. Der er efterhånden publiceret en del prototyper og tilsyneladende også nogle færdige systemer (det kan dog være svært at vurdere om nogle af disse er i daglig brug).

Det ser ud til at eksperter-systemer kan blive et hensigtsmæssigt værktøj til at sprede viden fra forskningen til rådgivningstjenesten og den enkelte bedrift. Hvis systemerne skal udbredes til en bredere kreds af brugere er det dog sandsynligvis nødvendigt, at eksperter-systemfaciliteterne integreres i brugerens øvrige edb-baserede værktøjer, så eksperter-systemerne arbejder sammen med traditionelle systemer, databaser m.m.

Litteratur

- Ballegaard, T. 1988: Identifikation af ukrudtsarter på unge udviklingsstadier ved hjælp af et EDB-eksperter-system. 5. Danske Planteværnskonference / Ukendt, 102-112.
- Bastlund, C. et al. 1987: Programmeringsværktøjer

- til ekspertsystemer. DIKU-rapport nr. 87/2. Datalogisk Institut, Københavns Universitet.
- Cary, L.H., J.W. Richardson, M.J. Codman & M.E. Rister. 1990: A Farm Level Expert Simulation Systems to aid Farmers in Selecting among Crop Insurance Strategies. *Comput. Electron. Agric.* 4, 169-190.
- Doluschitz, R. & W.E. Schmisser 1988: Expert systems: Applications to Agriculture and Farm Management. *Comput. Electron. Agric.* 2, 173-182.
- Frøkjær, E. & G.S. Pedersen 1987: Klar besked om ekspertsystemer. Forlaget Kommuneinformation.
- Gaultners, L.D., I.D. Harlow & W. Ooms. 1989: An Expert System for Troubleshooting Tractor Hydraulic Systems. *Comput. Electron. Agric.* 3, 177-187.
- Jacobson, B.K., P.K. Jones, J.W. Jones & J.A. Paramore. 1989: Real Time Greenhouse Monitoring and Control with an Expert System. *Comput. Electron. Agric.* 3, 273-285.
- Kline, D.E., D.A. Bender, B.A. McCast & C.E. Van Donge 1988: Machinery Selection Using Expert Systems and Linear Programming. *Comput. Electron. Agric.* 3, 45-61.
- McKinion, J.M. & H.E. Lemmon 1985: Expert systems for Agriculture. *Comput. Electron. Agric.* 1, 31-40.
- Roach, I., R. Virkar, C. Drake & M. Weaver, 1987: An Expert System For Helping Apple Growers. *Comput. Electron. Agric.* 2, 97-108.
- Stone, N.D. & T.W. Tanar 1989: A dynamically Linked Expert Database System for Decision Support in Texas Cotton Production. *Comput. Electron. Agric.* 4, 139-148.
- Vittrup, K. 1988: ESKORT - et videnbaseret system til moms kontrol. Temadag om ekspertsystemer 16.11.1988. Danmarks Forvaltningshøjskole.
- Wain, N. C.D.F. Miller & R.K. Davis, 1988: A Rule-based Inference System for Animal Production Management. *Comput. Electron. Agric.* 2, 277-300.
- Waterhouse, D.B., G.M. Lodge & A.L. Bishop. 1989: Latis. An expertsystem for Lucerne. New South Wales Department of Agriculture and Fisheries.
- Østergaard, V. 1987: Ekspertsystemer. *Ugeskr. f. Jordbrug* 132, 448-452.

Billedanalyse af ukrudtsfrø

Image analysis of weed seeds

Poul Erik H. Petersen

Resumé

Med videokamera tages billeder af små ukrudtsfrø (tokimbladede), hvorefter disse analyseres i et PC baseret system, med det formål senere at kunne foretage en artsbestemmelse af et ukendt frø. Billedanalyserne skal give informationer vedrørende frøets størrelse, form og struktur. Til analyse af formen (konturanalyserne) anvendes hovedsagelig metoder baseret på en autoregressiv model, fraktale dimensioner og Fourier transformation. Overflade-

strukturen beskrives af teksturparametrene, der blandt andet beregnes ud fra Gray Level Cooccurrence Matricer, Generalized Cooccurrence Matricer og Run Length analyser. Foreløbige undersøgelser med syv plantearter viser generelt lige gode resultater for konturanalyserne og teksturanalyserne. Ved kombination af parametre fra forskellige analyser kan opnås relativt høje genkendelsesprocenter.

Summary

Images of small dicotyledonous weed seeds are captured by videocamera and analyzed in a PC based system with the purpose of identification of an unknown seed. The image analysis provides information about magnitude, shape and structure of the seed surface. The analyses of the shape (contour) are mainly based on an autoregressiv model, fractal dimensions and Fourier transformations.

Parameters of structure (texture) describing the surface are calculated from Gray Level Cooccurrence Matrices, Generalized Cooccurrence Matrices and Run Length matrices. A preliminary investigation with seven plant species shows in general that analyses for shape and texture are about equal. A relatively high rate of recognition is obtained, when combining parameters from different analyses.

1. Indledning

Artsbestemmelse af ukrudtsfrø foretages rutinemæssigt i forbindelse med frøkontrol og ved undersøgelser af jordens frøbank. Denne frøidentifikation foregår manuelt ved brug af mikroskoper. Der er her stor interesse for at få automatiseret arbejdet, således at en væsentlig del af frøene bliver artsbestemt maskinelt. På denne baggrund skal det undersøges, hvorvidt anvendelse af billedanalyse til genkendelse af ukrudtsfrø vil være et egnet hjælpemiddel.

Ved billedanalyse forstås en proces, hvor et billede i digital form undersøges af en datamat. Som resultat af denne undersøgelse fremkommer

en beskrivelse i form af en række tal (parametre). Tolkningen af disse tal foregår i en efterfølgende klassificeringsproces, som gerne skulle give det endelige resultat, dvs. fortælle hvilken planteart ukrudtsfrøet tilhører. Eventuelt kan alternative plantearter angives kombineret med en angivelse af usikkerheden for klassifikationen. Endelig bør ukendte eller deformede frø kunne frasorteres i et færdigt system.

I tidligere forsøg har billedanalyse været anvendt til identifikation af hvedesorter (Keefe & Draper, 1986 og Symons & Fulcher 1988a, 1988b). Disse undersøgelser byggede på forskellige geo-

metriske parametre såsom areal, omkreds, største og mindste diameter samt afledte parametre heraf. Målingerne blev foretaget på forskellige billeder af kernen, herunder tværsnit af kernen indstøbt i en polyester resin m.v.

2. Udstyr

Et stereomikroskop med fototubus er tilsluttet et Philips CCD videokamera af typen LDH 0600 s/h. Mellem mikroskop og videokamera anvendes TV-adapter MTV3 og planokular 3.3x. Monokromatisk lys kommer fra lyskilde med lysleder og grønfilter. Som datamat fungerer en COMPAQ 386 med videodigitaliseringskortet PCVision Plus. Billedformatet er på 512*512 pixels (billedpunkter) hver med 256 gråtoner.

3. Ukrudtsfrøene

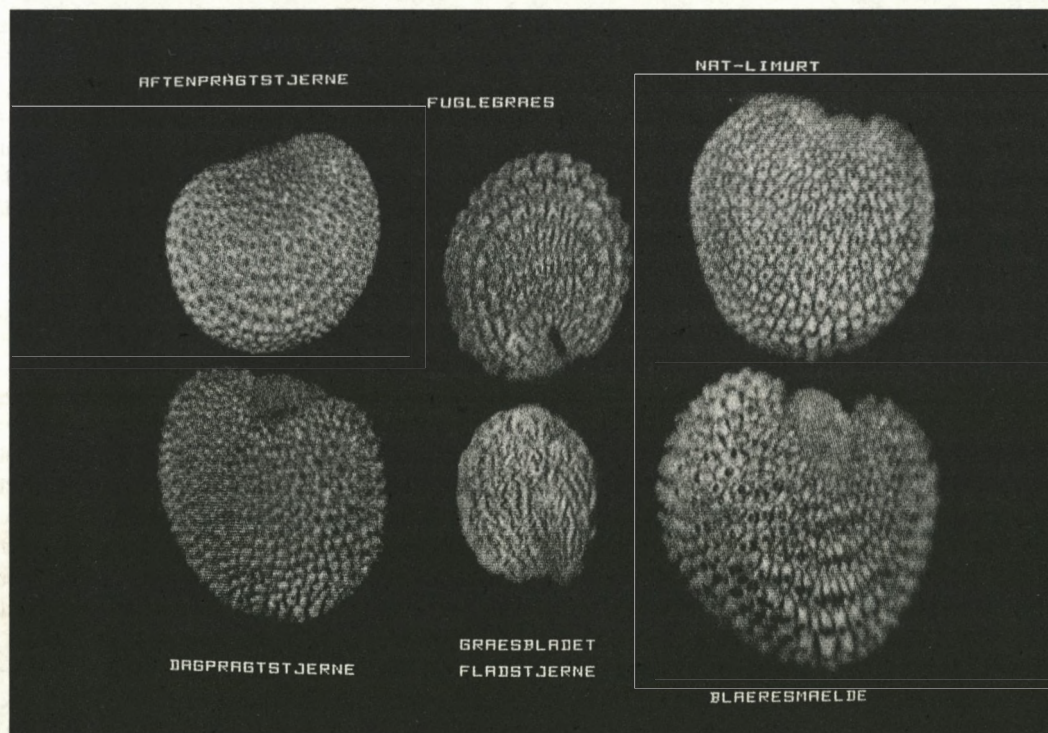
Udvalgte tokimbladede ukrudtsfrø er modtaget fra Botanisk have (Kbh.). Udvælgelsen af ukrudtsarter er hovedsagelig baseret på Haas & Laursen (1975), idet denne samling repræsenterer de økonomisk

vigtigste ukrudtsarter i Norden. Desuden vil der blive lagt vægt på, at frøsortimentet omfatter en variation indenfor frø med og uden primær skulptur (dannet af den enkelte overfladecelle) samt frø af forskellig størrelse. Det tilsigtes i den foreliggende undersøgelse at udvælge et mindre frøsortiment med en vis lighed, så det heraf kunne fremgå, hvor tæt klassifikationen kan komme til en korrekt artsidentifikation. De forskellige frø i undersøgelsen er udtaget blandt de to hovedtyper:

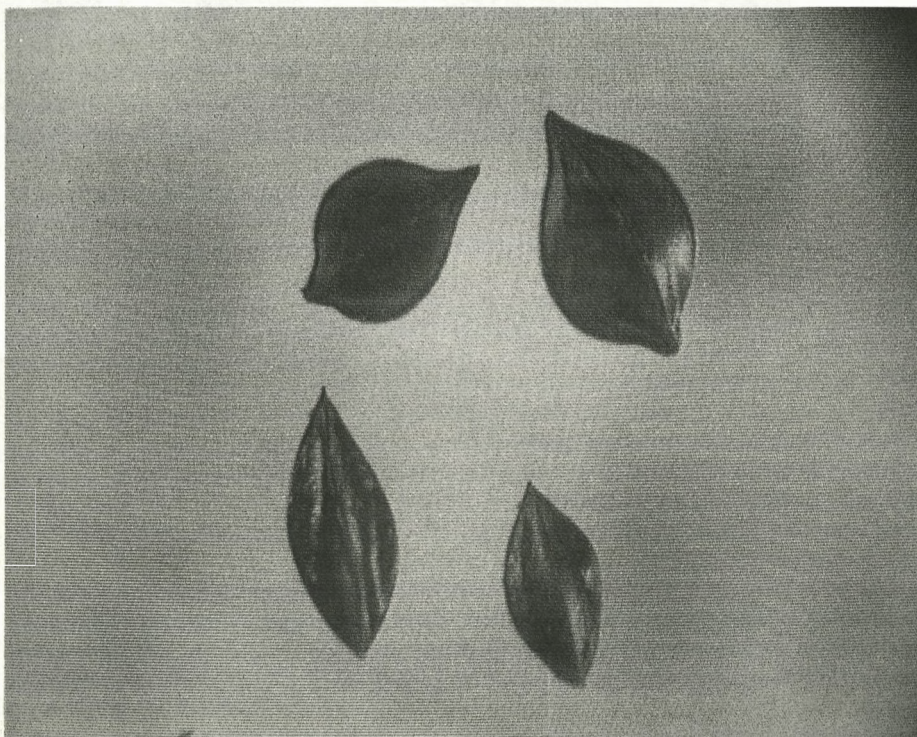
1) Teksturfrøene (figur 1), som er karakteriseret ved at indeholde primær skulptur samt anden variation i form af tydelig afsætning af pigmenter.

2) De teksturløse frø (figur 2), som i dette tilfælde er frugter (nødder) med et trekantet tværsnit. Overfladen er glat og sort. Adskillelsen af disse vil overvejende gå på den ydre form, hvor nogle arter er mere buttede end andre.

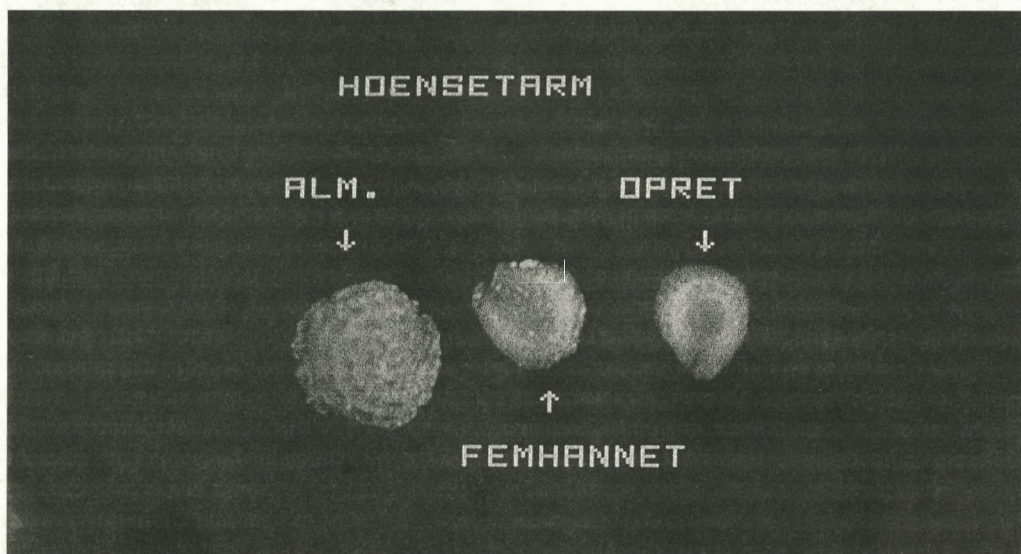
Desuden vil størrelsen af frø være en væsentlig parameter til artsbestemmelsen. Hønsetarm arterne (figur 3) repræsenterer nogle små frø, hvor skulpturen på billedet er delvis udvisket på grund af frøstørrelsen.



Figur 1. Eksempler på teksturfrø.



Figur 2. Eksempler på teksturløse frø. Øverst butbladet skræppe (tv) og kruset skræppe (th), nederst alm. syre (tv) og dusk-syre (th).



Figur 3. Eksempler på små ukrudtsfrø.

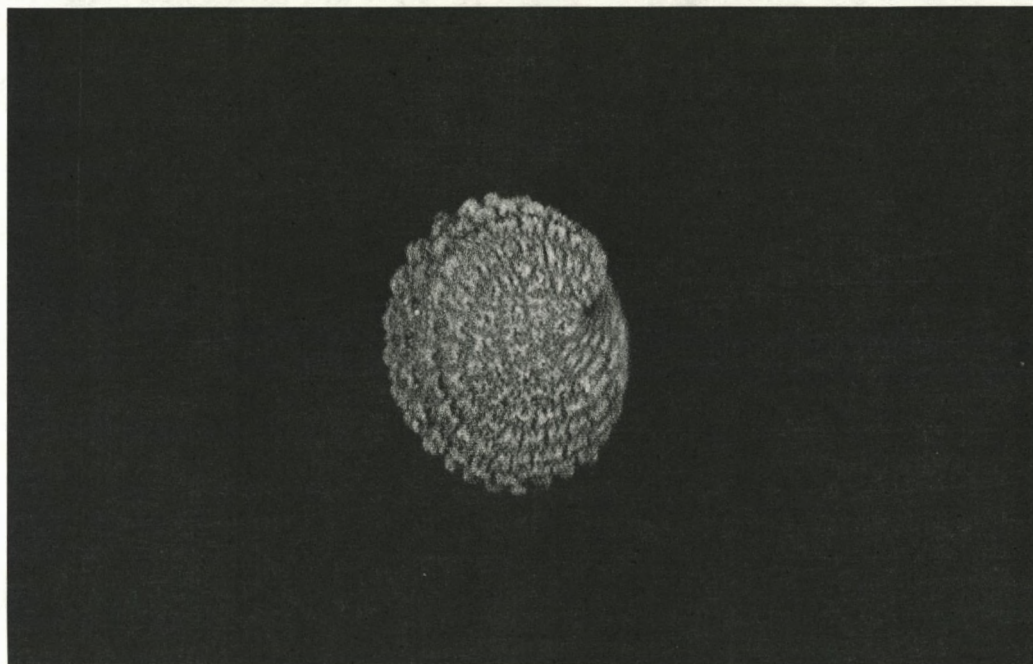
Inden for nogle af arterne er der en stor variation i frøets fysiske udseende. Der foretages derfor en lettere selektion i materialet, hvor deforme og svært genkendelige frø bliver taget ud. Der analyseres 25 frø fra hver ukrudtsart.

4. Billedanalysen

Der anvendes kun et frø pr. billede som vist i figur 4. Billedet gennemgår en forbehandling, hvor baggrunden fjernes (sættes til gråtoneværdien 0 =

sort). Dette gøres ved en tærskelværdimetode, hvor alle gråtoneværdier under tærskelværdien for pixels omkring og udenfor objektet fortolkes som baggrund. Bagefter fjernes eventuelle pixeltynde striber/punkter, som udgår fra randen, hvilket giver en delvis udglatning.

Selve randen bliver fundet ved en metode, hvor 8 nabopixels tages i betragtning for hver centerpixel. Herved undgås en hakket struktur i forhold til 4 nabometoden, der kun giver vandrette og lodrette naboer (figur 5).



Figur 4. Frø fra fuglegræs. Situation umiddelbart inden forbehandling og billedanalyse.

8	4, 8	8
4, 8	X	4, 8
8	4, 8	8

Figur 5. Placering af nabopixler i forhold til centerpixelen (markeret med X). Tallene angiver, hvilke der tages i betragtning ved hhv. 4- og 8-nabometoden for randkonstruktion.

Et antal analyser af frøets størrelse, form og struktur bliver herefter udført. Disse resulterer i et antal parametre, som alle er angivet i tabel 1. Nogle af de benyttede billedanalyser skal kort angives i det følgende. Generelt for analyserne gælder imidlertid, at de skal være uafhængige af rotation og flytning. Frøets størrelse (areal) måles separat, hvorfor antal pixels pr. mm faktisk længde skal være kendt for hvert billede. Men en jævnlig kalibrering af mikroskopsystemet, så alle billeder tages ved samme indstilling, vil være overflødig, hvis

analyseme i sig selv yderligere er uafhængige af forstørrelsen. For frøet er det et krav, at det skal ligge på siden, når billedet tages. Dette vil mindske

den relativt store variation, og der er altid mulighed for at definere nye klasser af samme frø i forskellige positioner.

Tabel 1. Betydning af anvendte parametre.

Parameter	Betydning
MM2	areal af frø i mm ²
Frøformen:	
A0	Areal/omkreds forholdet
ARB1	Første koefficient i tidsrække-analyse
...ARB5	til femte koefficient.
ARA	Konstante led i tidsrække-analysen
AMPL1	1. harmoniske amplitude i Fourier analyse
...AMPL10	til tiende harmoniske.
FASE1_2	Form-invariant udtryk fra fase 1 og 2
...FASE2_4	til 2 og 4 (Fourier analyse)
FRAKD1	Fraktal dimension 1-18 for kontur
...FRAKD18	
Frøstrukturen:	
MOMENT1	Middel gråtone-værdi
MOMENT2	Varians af gråtone-værdier
MOMENT3	Skævhed (gråtone fordelingen)
MOMENT4	Kurtosis (gråtone fordelingen)
GLCM1	Angular second moment (GLCM)
GLCM2	Contrast (GLCM)
GLCM3	Correlation (GLCM)
GLCM4	Sum of Squares (GLCM)
GLCM5	Inverse Difference Moment (GLCM)
GLCM6	Sum Average (GLCM)
GLCM7	Sum Variance (GLCM)
GLCM8	Sum Entropy (GLCM)
GLCM9	Entropy (GLCM)
GLCM10	Difference Variance (GLCM)
GLCM11	Difference Entropy (GLCM)
GLCM12	Information Measure of Correlation (GLCM)
RL1	Short Run Emphasis
RL2	Long Run Emphasis
RL3	Gray Level Distribution
RL4	Run Length Distribution
RL5	Run percentage
GCM1	Angular Second Moment (GCM)
GCM2	Contrast (GCM)
GCM3	Entropy (GCM)
MAXMIN1	Angular Second Moment (GCM - maxmin)
MAXMIN2	Contrast (GCM - maxmin)
MAXMIN3	Entropy (GCM - maxmin)
TEXFRK1	Fraktal dimension 1-18 for tekstur
...TEXFRK18	

4.1 Konturanalyser

Konturanalyserne beskriver på hver sin måde frøets form. Der anvendes her forskellige statistiske og matematiske metoder, som kort skal gennemgås.

4.1.1 Tidsrække-analyse

Vektorlængder fra frøets tyngdepunkt til randen samples med vinkelækvidistante mellemrum (ca. 200 vektorer/frø). Efter en metode af Dubois & Glanz (1986) opfattes vektorlængderne som en tidsrække, der analyseres efter en autoregressiv model

$$X_t = \alpha + \sum_{n=1}^m \beta_n X_{t-n} + \epsilon_t$$

hvor

X_t er vektorlængden for t ' vektor
 ϵ_t er residual til t ' vektor
 m er modelordenen

Her anvendes koefficienterne som de parametre, der skal beskrive frøet.

Metoden giver umiddelbart problemer hos nogle ikke-konvekse figurer, hvilket imidlertid løses ved at 'udstrække' tidsrækken, som anvist af Dubois & Glanz (1986). Men det betyder samtidig, at muligheden for rekonstruktion af figuren ud fra tidsrækken forringes, idet der ikke længere bliver helt entydighed mellem de to.

4.1.2 Fourier-analyse

Her er udgangspunktet randen betragtet enten som kompleks funktion eller som reel funktion (Wallace & Winz, 1980 og Zahn & Roskies, 1970). Ved en Fourier transformation opløses funktionen i harmoniske svingninger af stigende frekvens og forskellig amplitude. For en periodisk funktion betyder det, at den kan approksimeres ved summation af trigonometriske funktioner. Heraf beskriver de første harmoniske svingninger funktionens (dvs. konturens) makrostruktur.

Betragtes randen som en reel (periodisk) funktion, skal den omskrives fra to-dimensionale punkter (x, y) til de vinkler, der findes mellem figurrandens billedpunkter (dvs. den vinkel, der dannes når pixels ikke fortsætter efter samme linie, men afbøjes i en ny retning). Vinkelændringerne kan således udtrykkes som en funktion, f , af afstanden, x , til et givet startpunkt på randen. Denne funktion udvikles som en Fourierrække (opløses i harmoniske)

efter formen

$$f(x) = \mu + \sum_{k=1}^{\infty} A_k \cos(kx - \alpha_k)$$

hvor

A_k er k ' harmoniske amplitude
 α_k er fasevinklen for k ' harmoniske svingning

En variabel, afledt af fasevinklen beregnes, som anvist af Zahn & Roskies (1970), for at få et normaliseret udtryk for den information, som ligger heri. Ulempen ved omskrivningen af randen til en en-dimensional funktion er, at der opstår en meget takket funktion, som konvergerer relativt langsomt ved Fourier-udviklingen. Det betyder, at der så skal medtages mange parametre for at få en god beskrivelse af randen.

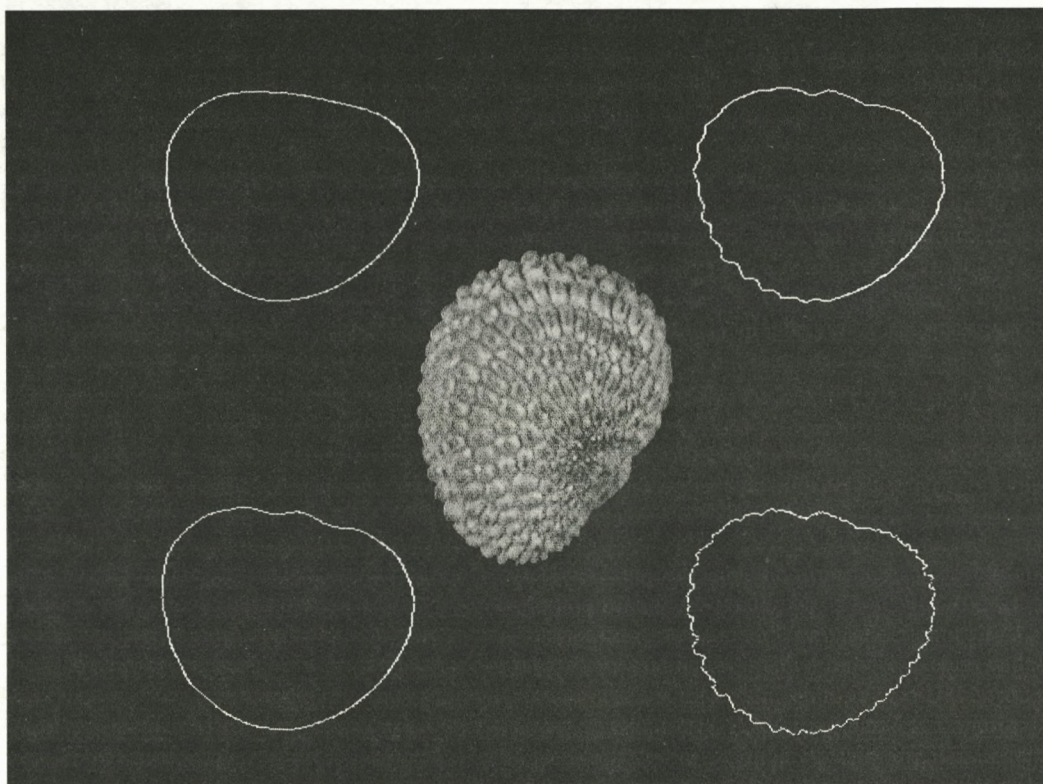
Betragtes randen istedet som beliggende i den komplekse plan foretages en diskret Fourier transformation af samplede randpunkter. I frekvensplanet udvælges et antal komponenter, som ved invers transformation giver en tilnærmelse til den oprindelige kontur. Dette er vist i figur 6 for hhv. de 16, 32 og 64 første komponenter fra transformation af 512 samplede punkter. Denne rekonstruktion viser en normaliseret rand, som er uafhængig af startpunkt, rotation, forstørrelse og placering, hvilket er forklaringen på, at de rekonstruerede konturer i hvert hjørne ikke har samme orientering som frøet i midten.

Fourieranalysen kan give komplet rekonstruktion af figurens samplingspunkter, hvis alle koefficienterne medtages. Normaliseringen derimod er ikke særlig effektiv på frø, idet frø fra samme planteart ikke alle har samme orientering efter en normalisering. Dette må tilskrives den biologiske variation, som især for teksturfrøene er meget stor.

4.1.3 Fraktal-analysen

Fraktale objekter giver en (ubegrænset) øgning af konturlængden ved formindskelse af den anvendte målestok. Beskrives f.eks. en kystlængde i stor målestok, forsvinder en masse små bugtninger, som er med ved den mindre målestok. Lader man D betegne den fraktale dimension og m betegne målestokken kan man bestemme konturlængden, $L(m)$, efter formen

$$L(m) = Fm^{1-D}$$



Figur 6. Frø af blæresmælde efter fourier-analyse. De fire konturer i hjørnerne viser rekonstruerede og normaliserede konturer efter bevarelse af henholdsvis 512 (alle) Fourierkoefficienter (nederst th.), 64 koefficienter (øverst th.), 32 koefficienter (nederst tv.) og 16 koefficienter (øverst tv.).

For ikke-fraktale (glatte) objekter er $D=1$, og stigende ujævnhed giver større værdi af D (optil $D=2$).

Den fraktale dimension udregnes både for randen og for hele frø-arealet, som anvist af Peleg et al. (1984), og bruges senere som parametre i klassifikationen.

Denne fraktal analyse lider umiddelbart af den svaghed, at der ikke er mulighed for rekonstruktion, som der er for de to foregående analyser.

4.2 Textur-analyse

Texturanalyserne giver en beskrivelse af hele frøets overflade med udgangspunkt i, hvordan gråtonerne varierer. Der kan f.eks. være meget kontrast, stor homogenitet eller andre vigtige kendetegn i billedet.

4.2.1 Gråtone-histogram

Alle gråtoner i billedet kan optælles, og deres fordeling repræsenteres i et histogram, som viser antallet i en søjle for hver gråtoneværdi. Middel-værdi, varians m.v. kan beregnes for at karakterisere denne (en-dimensionale) fordeling.

4.2.2 Gray Level Cooccurrence Matrix (GLCM)

Antallet af pixels af en givet gråtoneværdi og med en anden givet gråtoneværdi hos nabopixlen optælles i en gruppe for sig. Dette antal registreres for alle gråtonekombinationerne mellem pixel og nabopixel - (1,1), (1,2) ... (255,254), (255,255) - i en tovejstabel (matrix). Elementerne i matricen normaliseres ved at dele ethvert element med den totale sum af antallene i tabellen. Cooccurrence matricer

af denne størrelse kan imidlertid ikke direkte anvendes til beskrivelse af et billede. Man vil derfor udlede nogle størrelser, som kan karakterisere matricen og dermed billedet. Hvis matricen analogt til gråtonefordelingen opfattes som en fordeling, men nu i to dimensioner, kan denne karakteriseres ved en række udtryk svarende til middelværdi, varians m.v.. En relativ lang liste af sådanne udtryk er i appendix I gengivet efter Haralick et al. (1973).

4.2.3 Generalized Cooccurrence Matrix (GCM)

Den her anvendte variation af GCM metoden starter med at finde gradienter (dvs. forskelle i gråtoneværdier mellem nærliggende pixels) af en vis størrelse og i forskellige retninger (vandret, lodret, højre og venstre diagonal) i billedet (Davis et al., 1979). For hver pixel angives den dominerende gradient-retning (over en vis værdi). Herefter optælles antallet af kombinationer af de forskellige retningsbestemte gradienter mellem naboer i en 4*4 matrix (4 mulige retninger for centerpixelen og tilsvarende for naboer). Ligeledes markeres for hver pixel om den er et maximum eller et minimum i forhold til de omgivende 8 andre pixels. Derefter dannes en matrice med forholdet mellem antal minimum og maximumværdier målt i billedudsnit af størrelsen 5*5 pixels. Der inddeles i kategorierne lav, middel og stor (hhv. 0-2, 3-5 og over 5 min/max punkter i billedudsnittet). Antallet i en kategori optælles med 1 for hvert billedudsnit i en 3*3 matrix (3 kategorier for minimum og tilsvarende for maximum). For begge matricer beregnes Angular Second Moment, Contrast og Entropy som under GLCM (appendix 1).

4.2.4 Run Length

Denne metode bygger på en optælling af sammenhængende pixels af næsten samme værdi (Galloway, 1975). Optællingen registreres i en tovejstabel, hvor rækkerne angiver antallet af sammenhængende pixels og søjlerne angiver pixelværdien. En række parametre beregnes på basis af den konstruerede tovejstabel, som vist i appendix 1.

5. Eksperiment og resultater

Foreløbige undersøgelser omfattede frø fra de syv plantearter: Fuglegræs (*Stellaria media*), græsbla-

det fladstjerne (*Stellaria gramina*), blæresmælde (*Silene vulgaris*), dagpragtstjerne (*Melandrium rubrum*), butbladet skræppe (*Rumex obtusifolius*), almindelig syre (*Rumex acetosa*) og dusk-syre (*Rumex thrysiflorus*). Ved analyse med de beskrevne metoder opsamledes parametrene, som er opstillet i tabel 1. Disse parametre repræsenterer en beskrivelse af hvert enkelt frø, og herudfra skulle frøene artsbestemmes. Dette kan gøres ud fra alle parametre eller en delmængde heraf. Som klassifikationsmetode anvendtes diskriminantanalyse med krydsvalidering, hvor de enkelte frø, som skal klassificeres, er ukendte for systemet. Klassifikationen blev gennemført for hver analysemetode for sig, for at få et første overblik over metodernes styrke og svagheder. Desuden anvendtes stepvis diskriminantanalyse til bestemmelse af bedste parameter indenfor de enkelte analyser.

I tabel 2 er vist hvor høj pct. korrekt klassificering der blev opnået for den enkelte art. Det har været et generelt træk, at blæresmælde og dagpragtstjerne klassificeres relativt dårligt, ligesom butbladet skræppe og dusk-syre generelt ligger lavt. Blandt konturanalyserne fås de mest ensartede genkendelsesprocenter ved brug af tidsrækkeanalysen, mens Fourieranalysen er meget ringe hos teksturfrøene. Dette kan sandsynligvis forklares ved, at der kun indgår de 10 laveste frekvenser, så de små karakteristiske hvælvinger (primær skulptur) ikke repræsenteres. Et udvalg af højere frekvenser vil sandsynligvis kunne inddrages med fordel.

Texturanalyserne giver ikke generelt bedre resultater end konturanalyserne, og det kan bemærkes, at GCM er helt værdiløs for de teksturløse frø (*Rumex* arterne). Endelig er i tabel 2 vist genkendelsesprocenten for kombinationen af bedste parameter for hver analysemetode. Det skal imidlertid bemærkes, at det ikke er den mest optimale samling af parametre, idet den næstbedste i en analyse kan være bedre end den bedste i en anden etc. Men det viser alligevel, at der vindes meget ved kombination af analyseparametre.

Nærmere studier af den gennemførte klassifikation viser, at langt de fleste analysemetoder klart kan adskille teksturfrøene fra de teksturløse. Dette ses blandt andet af klassifikationen for de kombinerede parametre (tabel 3). Desuden er der en del analyser, hvor de to arter forveksles med hinanden,

Tabel 2. Pct. korrekt klassifikation for frø af planterarterne: Fuglegræs (FG), græsbladet fladstjerne (GF), blæresmælde (BS), dagpragtstjerne (DP), butbladet skræppe (BB), dusk-syre (DS) og alm. syre (AS). 25 frø pr. art anvendt.

parametre	planteart							bedste param.
	FG	GF	BS	DP	BB	DS	AS	
MM2, AO	84	96	64	64	56	80	60	MM2
AMPL1-10	44	40	52	32	92	64	76	AMPL6
ARB1-5, ARA	76	72	72	68	80	64	76	ARB1
FRAKD1-18	80	80	60	56	64	64	64	FRAKD1
MOMENT1-4	84	56	40	28	60	56	76	MOMENT3
GLCM1-12	88	64	60	56	64	60	88	GLCM5
RL1-5	76	68	24	64	56	72	60	RL1
GCM1-3	56	72	84	40	8	4	64	GCM2
MAXMIN1-3	80	60	48	16	32	8	76	MAXMIN3
TEXFRK1-18	80	36	60	68	64	76	88	TEXFRK9
bedste 1 hver metode	100	96	92	88	84	100	88	RL1

Tabel 3. Fordeling af frø ved klassifikation ud fra de kombinerede parametre. Forkortelser af plantnavne som i tabel 2.

tilhører art	% klassificeret som						
	FG	GF	BS	DP	BB	DS	AS
FG	100	0	0	0	0	0	0
GF	4	96	0	0	0	0	0
BS	4	0	92	4	0	0	0
DP	0	0	12	88	0	0	0
BB	0	0	0	0	84	4	12
DS	0	0	0	0	0	100	0
AS	0	0	0	0	0	12	88

resulterende i en lav genkendelsesprocent. Således forveksles blæresmælde og dagpragtstjerne i størrelsesanalysen (parametre: MM2, AO), tidsrækkeanalysen og den fraktale dimension (konturanalysen). Butbladet skræppe og alm. syre forveksles ligeledes i størrelsesanalysen, mens butbladet skræppe forveksles med dusk-syre i GLCM analysen, fraktal dimension (tekstur-analyse), og gråto-

nefordelingen. Endelig forveksles dusk-syre og alm. syre i Fourier-analysen. Dette tyder umiddelbart på, at man forholdsvis let kan adskille frø i grupper (f.eks. med og uden tekstur, store og små frø el.lign.), hvorefter en nærmere bestemmelse vil kræve inddragelse af en speciel kombination af yderligere analyser (hierarkisk klassifikation).

6. Samlet vurdering

Man kan foretage en simpel inddeling af en figurs kontur i makrokontur, som beskriver en glat (udjævnet) rand, og en mikrokontur, der omfatter skulpturer og ujævnheder af forskellig størrelse. Tilsvarende beskriver makrotekstur de større strukturer i overfladen, mens mikrotekstur forårsages af mindre ujævnheder.

Fourier analyse af frøets form giver en beskrivelse af makrokonturen når de højfrekvente komponenter, som beskriver skulptur på randen, frasorteres for at få en rimelig parameterreduktion. Det vil imidlertid være muligt at benytte information fra andre frekvensområder, men ineffektiv normalisering bevirker, at fase-informationer ikke umiddelbart kan anvendes. Tidsrækkeanalysen vil gennem koefficienterne give en beskrivelse af de højfrekvente svingninger, forudsat at sæsonsvingninger ikke forekommer, mens analysen for den fraktale dimension, giver et andet mål for, hvor ujævn overfladen er, men uden mulighed for rekonstruktion.

For teksturanalyserne tages for GLCM udgangspunkt i gråtone overgange mellem naboer, mens GCM i en vis udstrækning baserer sig på teksturens strukturelle organisering (makroteksturen). Det betyder, at de til en vis grad supplerer hinanden, idet GLCM forventes at være mest anvendelig for mikrotekstur (finkornet fordeling af gråtoner), mens GCM påvirkes af større delobjekter indeni figuren (f.eks. overfladecellernes afgrænsning).

I de foreløbige undersøgelser virker teksturanalyserne og konturanalyserne generelt lige godt, men en kombination af parametre fra forskellige analysemetoder øger genkendelsesprocenten betydeligt. Adskillelse mellem frø med og uden tekstur er meget sikker for næsten alle analyser, mens mere præcis artsidentifikation kræver kombination af flere analyser. Det skal fremover undersøges, hvordan en tilstrækkelig effektiv artsbestemmelse, kan opnåes ved udnyttelse af færrest/hurtigst mulige analyser i et system, hvor et større antal plantearter inddrages.

Referencer

- Dubois, S.R. & F.H. Glanz, 1986. An autoregressive approach to two-dimensional shape classification. *IEEE Trans. Pattern Anal. Machine Intell.*, vol. PAMI-8, no. 1, pp. 55-66.
- Galloway, M.M., 1975. Texture analysis using gray level run lengths. *Computer graphics and image processing*, vol 4. pp. 172-179.
- Haas, H. & F. Laursen, 1975. Ukrudts-nøglen. Rhodos, Kbh.
- Haralick, R.M., K. Shanmugam & I. Dinstein, 1973. Textural features for image classification. *IEEE Trans. Syst., Man Cybern.*, vol. SMC-3, no. 6, pp. 610-621.
- Keefe, P.D & S.R. Draper, 1986. The measurement of new characters for cultivar identification in wheat using machine vision. *Seed Sci. & Technol.*, vol. 14, pp. 715-724.
- Peleg, S., J. Naor, R. Hartley & D. Avnir, 1984. Multiple resolution texture analysis and classification. *IEEE Trans. Pattern Anal. Machine Intell.*, vol. PAMI-6, no. 6, pp. 518-523.
- Symons, S.J. & R.G. Fulcher, 1988a. Determination of wheat kernel morphological variation by digital image analysis: I. Variation in eastern canadian milling quality wheats. *Journal of Cereal Science*, vol. 8, pp. 211-218.
- Symons, S.J. & R.G. Fulcher, 1988b. Determination of wheat kernel morphological variation by digital image analysis: II. Variation in cultivars of soft white winter wheats. *Journal of Cereal Science*, vol. 8, pp. 219-229.
- Wallace, T.P. & P.A. Winz, 1980. An efficient three-dimensional aircraft recognition algorithm using normalized Fourier descriptors. *Computer graphics and image processing*, vol. 13, pp. 99-126.
- Zahn, C.T. & R.Z. Roskies, 1972. Fourier descriptors for plane closed curves. *IEEE Trans. Comput.*, vol. C-21, no. 3, pp. 269-281.

Appendix 1

Til teksturanalyserne, GLCM og GCM, beregnes nogle af de parametre, som er vist i tabel 1. De eksakte beregninger skal her vises i nedenstående

formler efter Haralick et al. (1973). Udgangspunktet for formlerne er en tovejstabel (matrice), hvis konstruktion er angivet tidligere i teksten.

$p(i, j)$: værdien af element i række i og søjle j

$p_x(i)$: sum af række i

N_g : største gråtoneværdi (GLCM) eller matricens orden ('længde')

μ : middelværdi af $p(i, j)$

Angular Second Moment:

$$f_1 = \sum_i \sum_j (p(i, j))^2$$

Contrast:

$$f_2 = \sum_{n=0}^{N_g-1} n^2 \left(\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_g} p(i, j) \right)_{|i-j|=n}$$

Correlation:

$$f_3 = \frac{\sum_i \sum_j (ij) p(i, j) - \mu_x \mu_y}{\sigma_x \sigma_y}$$

hvor μ_x , μ_y , σ_x og σ_y er gennemsnit og spredning af søjle- og række-summerne, p_x og p_y .

Sum of Squares: Varians

$$f_4 = \sum_i \sum_j (i - \mu)^2 p(i, j)$$

Inverse Difference Moment:

$$f_5 = \sum_i \sum_j \frac{p(i, j)}{1 + (i - j)^2}$$

Sum Average:

$$f_6 = \sum_{i=2}^{2N_g} i p_{x+y}(i)$$

hvor $p_{x+y}(i)$ betyder (højre-) diagonalsummen af søjler x og rækker y , idet $x+y = i$.

Sum Variance:

$$f_7 = \sum_{i=2}^{2N_g} (i - f_6)^2 p_{x+y}(i)$$

Sum Entropy:

$$f_8 = - \sum_{i=2}^{2N_g} p_{x+y}(i) \log(p_{x+y}(i))$$

Entropy:

$$f_9 = - \sum_i \sum_j p(i, j) \log(p(i, j))$$

Difference Variance:

$$f_{10} = \text{varians af } p_{x-y}$$

hvor $p_{x-y}(i)$ betyder (venstre-) diagonalsummen af søjler x og rækker y , idet $|x - y| = i$

Difference Entropy:

$$f_{11} = - \sum_{i=0}^{N_g-1} p_{x-y}(i) \log(p_{x-y}(i))$$

Information Measures of Correlation:

$$f_{12} = \frac{f_9 + \sum_i \sum_j p(i, j) \log(p_x(i) p_y(j))}{\max\{-\sum_i p_x(i) \log(p_x(i)), -\sum_j p_y(j) \log(p_y(j))\}}$$

Tilsvarende er run length parametrene i tabel 1 defineret ved følgende formler (efter Galloway, 1975).

$p(i, j)$: værdien af element i i række i og søjle j

N_g : antal gråtone niveauer i matricen

N_r : antal niveauer for run-længder

Short Run Emphasis:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j) / j^2}{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j)}$$

Long Run Emphasis:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} j^2 p(i, j)}{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j)}$$

Gray Level Distribution:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_g} (\sum_{j=1}^{N_r} p(i, j))^2}{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j)}$$

Run Length Distribution

$$\frac{\sum_{j=1}^{N_r} (\sum_{i=1}^{N_g} p(i, j))^2}{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j)}$$

Run Percentage:

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_g} \sum_{j=1}^{N_r} p(i, j)}{N^2}$$

hvor N^2 angiver antal pixels i billedet.

Systemudviklingen ved edb-projektet til Centrallaboratoriet i Foulum

System Analysis in an edp-project for the Central Laboratory at Reseach Center Foulum.

Lina Jørgensen

Resumé

I edb-projektet til Centrallaboratoriet er anvendt et systemanalyseværktøj kaldet YOURDON's analysemodel. Ved hjælp af dette værktøj er de kommende brugere af systemet aktivt blevet inddraget i udarbejdelsen af en kravspecifikationsrapport. Denne har dannet grundlaget for selve designet af databasen og dermed programmeringen.

Det har i udviklingsfasen været et krav fra laboranternes side at bibeholde den endelige kontrol over de færdige analyseresultater ved selv at

påtage sig indtastningen af rådata. Ledelsen på Centrallaboratoriet har endvidere stillet omfattende krav til interne oversigter, der skal anvendes som styringsredskab og til års-oversigter. Sluttelig har modtagelsen stillet krav om nemmere at kunne besvare kundehenvendelse samt om lagerstyring.

Disse forskellige krav er alle blevet tilgodeset i edb-systemet. For rekvirenter af analyser vil edb-systemet lette adgangen til data, idet disse lagres centralt på edb-medium. Dette muliggør også samkobling med andre data.

Summary

In the edp-project a system analysis method called YOURDON's methodology for System Development has been used. This method has actively cooperated the future users in preparation of the Specification Document, also called the Target Document. This document has been the basis for system design and programming work.

In the preparation work it appeared that the laboratory technicians wanted to keep control of the final analysis results and thus undertake to key in all the results. The management appeared to have extensive demands to internal survey to be used as

a management tool and summaries for annual reports. The people who receive the samples and answer questions from the customers added much attention to the facilities which then could help in answering the above mentioned questions and to manage the storage of samples.

All these different demands to the edp-system have been considered. The laboratory result will be stored in a central database where the customers may retrieve these results directly to their computers and thus yield the possibility to merge the laboratory results with other data, without data punching to their computers.

Indledning

På Centrallaboratoriet i Foulum udføres kemiske analyser for Statens Husdyrbrugsforsøg, for Statens Planteavlsvforsøg samt for Landboorganisationernes Forsøgsvirksomhed.

For indeværende foregår bestillinger af analyser på en rekvisitionsseddel, der også delvis anvendes af laboranterne som arbejdseddel, og til sidst sendes tilbage til rekvirenten påført endeligt analy-

seresultat. I modtagelsen på Centrallaboratoriet føres en manuel journal, som også ligger til grund for ledelsens årlige oversigter m.v. Disse manuelle procedurer er meget tidskrævende.

Ved at opbygge et edb-system til Centrallaboratoriet til håndtering af planteavlsområdets analysedata vil man kunne effektivisere de interne arbejdsgange og give en bedre service til rekvirenter af kemiske analyser på planteavlsområdet.

Systemanalyse

Til forskel fra herbicid-databasen (Jensen 1990) med en enkelt eller få brugere, skal edb-systemet til Centrallaboratoriet betjene både mange interne brugere, samt hele Statens Planteavlsforsøg og Landboorganisationernes Forsøgsvirksomhed som eksterne brugere. De interne brugere af systemet består af ca. 40 laboranter, 3 medarbejdere i en "modtagelse", en sekretær og 2 personer i ledelsen.

For at kunne tilgodese og afdække alle disse brugeres krav til et edb-system er det nødvendigt at tage et systemplanlægningsværktøj i anvendelse. Der findes en del anerkendte og afprøvede værktøjer på markedet, der kan tages i anvendelse ved indførelse af større edb-systemer. Den mest anvendte er YOURDON's analysemodel, som er udviklet i USA i slutningen af 70'erne og senere beskrevet af Tom Demarco (Demarco 1978). Den udmærker sig ved at lægge vægt på brugernes behov og inddrager brugerne i alle projektets forskellige faser.

YOURDON's analysemodel

YOURDON's analysemodel anvender begreberne struktureret analyse og struktureret design og opererer med følgende faser ved indførelse af edb:

1. Analyse af det eksisterende system
2. Målsætning for det nye system
3. Fastlæggelse af uddata og inddata til systemet
4. Design af skærbilleder og blanketter
5. Kravspecifikationsrapport
6. Programkonstruktion (design)
7. Programmering
8. Brugeroplæring

9. Implementering og test; drift

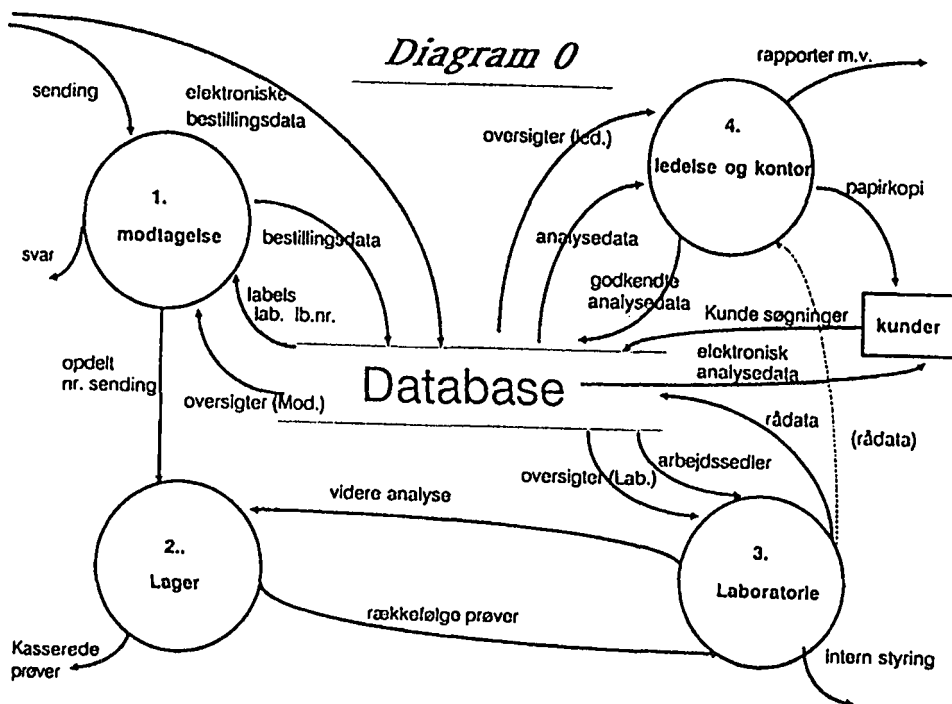
10. Evaluering

Kravspecifikationsrapporten i pkt. 5. indeholder resultatet af den strukturerede analyse. Den er dokumentation for det afsluttende analysearbejde og er en struktureret, logisk og letlæselig model af såvel eksisterende som kommende arbejdsgange. Kravspecifikationsrapporten danner grundlag for de videre faser i projektet, bl.a. hvordan systemet skal designes og programmeres, og den dokumenterer brugernes ønsker til det kommende system.

YOURDON's analysemodel giver et grafisk - forenklet billede af de kommende arbejdsgange. Disse beskrives ved hjælp af datastrømsdiagrammer, data kataloger, og et struktureret naturligt sprog.

I figur 1. ses et eksempel på et datastrømsdiagram. Den viser de overordnede datastrømme til det nye edb-system til Centrallaboratoriet. Denne grafiske afbildning af analyseprocessen indeholder, som det ses, pile og cirkler. Cirklerne repræsenterer processer medens pilene repræsenterer informationsstrømme (kan sammenlignes med et samleband med forskellige slags data på). I kasserne angives grænsefladen til omverden, her de eksterne brugere. For at gå trinvis videre i systemanalyseprocessen skrives til enhver information (pil) en forklaring på hvilken slags data / information, der transporteres. Dette skrives i de såkaldte data-kataloger. Dernæst udføres til enhver proces i datastrøms diagrammet en såkaldt funktionsspecifikation også kaldet "minispec", hvor man anvender et struktureret naturligt sprog. Den videre analyse går da ud på at underopdele cirklerne (processer) i underprocesser indtil videre opdeling ikke giver mening.

F.eks består en sending (se figur 1), der ankommer til Centrallaboratoriet af en eller flere prøver, samt en bestillingsseddel. På bestillingssedlen er anført en række stamoplysninger, der udgør en væsentlig del af de kommende inddata. Ved at inddrage brugeren i udarbejdelsen af data kataloger, er det muligt at fastlægge alle inddata og uddata til systemet. Disse danner sammen med funktionsbeskrivelsen grundlaget for designet af selve databasen.



Figur 1. Overordnet datastrømsdiagram.

Brugerindflydelse

YOURDON's analysemodel foreskriver ikke specifikt hvorledes brugerindflydelse skal udmøntes, og derfor har denne antaget en eksperimentel karakter, der kan danne grundlag for kommende brugerindflydelse på edb-systemer udarbejdet ved Statens Planteavlfsforsøg.

For at sikre brugerindflydelse på kravsspecifikations rapporten blev der nedsat to interne arbejdsgrupper, en bestående af ledelsen og den anden bestående af repræsentanter fra grupperne: laboranter, sekretær og modtagelse. Grunden til denne opdeling i to interne brugergrupper var, at disse stillede væsentlige, forskellige krav til systemet.

Interne brugere

Ved hjælp af YOURDON's analyseværktøj blev der, som projektet gik igennem de forskellige faser, klarlagt en del problemer.

Fra ledelsen side havde man således hele tiden forestillet sig et edb-system i stil med det, der fandtes på husdyrbrugssiden. Dette system anvender UNIC som datakraft, og selve indtastningen af

stamoplysninger og rådata udføres centralt af en sekretær ud fra arbejdssedler, der udfyldes af laboranterne. Edb-systemet udregner automatisk endeligt analyseresultat, og laboranterne ser ikke dette analyseresultat med mindre, der er sket en fejl, således at en analyse skal tages om.

Fra laboranternes side var det derfor et krav, at de selv ville ha' kontrol over endeligt analyseresultat, enten manuelt eller via direkte indtastning til edb-systemet.

Ledelse og laboranter m.v. enedes sluttelig om at laboranterne selv skulle bibeholde endelig kontrol over resultaterne, og at indtastningen af rådata derfor skulle placeres hos laboranterne.

Ud fra brugergruppernes forskellige krav til systemet blev der udarbejdet fire forskellige løsningsmodeller. Der blev opstillet dels en forandringalternativ tabel og dels en tabel over sociale og arbejdsmæssige aspekter ved de forskellige løsninger. I figur 2 og 3 ses disse tabeller for den løsning som sluttelig blev valgt, efter et langt møde med begge de interne brugergrupper.

FORANDRINGSALTERNATIV TABEL

Løsning III. Med net

(Pkt. refererer til datastrøms diagrammerne)

Pkt:		PLACERES HOS
5.0 Journal	Nyt. Central database på PC'er på Centrallaboratoriet	LEDELSE
4.1 Renskriv ning	Nyt. Indtastninger af kunde I.D. og herfra generering af arbejdsedler + markater	SEKRETÆR /MODTAG- ELSE
	Bibeholdes ikke. Indtastninger af analyseresultater	SEKRETÆR
1.2 Foresp.+ svar	Nyt. Frenseses via skærm	MODTAGELSE /LEDELSE /SEKRETÆR
3.3,3.5 og 3.7 Udregn+ kontrol	Nyt. Indtastninger af del-resultater og herfra edb-udregning af analyse- resultater via skærm Nyt. Elektronisk overførelse af visse data.	LABORANTER
3.4,3.6 og 3.8 Intern styring	Nyt. Direkte søgning efter behov via skærm på databasen, f.eks. over færdige / ikke færdige analyser.	LABORANTER
4.0 Ledelse	Nyt. Nye årsrapporter. Nye bedre over- sigter, f.eks. over færdige/ikke færdige analyser. Direkte søgning efter behov i databasen.	LEDELSE
6.0 Kunde	Nyt. Kan søge direkte i databasen Nyt. Elektronisk overførelse af data	KUNDE
	Nyt. Udsendelse af disketter Bibeholdes?? Rekvisitioner??	SEKRETÆR

Figur 2. Forandringsalternativ tabel.

Det fremgår af forandringsalternativ tabellen, at de væsentlige ændringer i arbejdsgange ved indførelse af edb-systemet var, at sekretæren ville blive næsten arbejdsløs. For indeværende renskriver sekretæren rekvisitionssedlerne på skrivemaskine. Dette arbejde vil falde helt bort.

Laboranterne ville opnå den ønskede kontrol på analyse resultaterne, men til gengæld få mere rutinepræget indtastnings arbejde og dermed mere arbejde.

I modtagelsen var man meget skeptisk overfor dette nye edb-system og ønskede, at det skulle levere helt de samme oversigter, som man for nuværende selv manuelt førte. Hvis edb-systemet bliver anvendt vil modtagelsen vinde meget tid ved kundehenvendelser, samt ved automatisk udskri-

velse af laboratorienumre på labels. Denne foretages for øjeblikket manuelt.

Da der indlægges lagerstyring i det nye edb-system, vil ledelse nøjagtig kunne se, hvor længe den enkelte laborant er om at udføre en analyse. Dette er for ledelsen selvfølgelig et godt styringsredskab også til at kunne om dirigere arbejdskraften, men vil kunne påvirke laboranternes arbejdsglæde og dermed give interne problemer, som ikke findes for indeværende.

De i figur 2 og 3 nævnte eksempler på ændringer i arbejdsgange, og de sociale og arbejdsmæssige aspekter er vigtige at klarlægge inden indførelse af edb-systemer i en større organisation. Det hjælper at brugerne har forudset problemstillinger og afbøder problemer, der eventuelt kan opstå i implementeringsfasen.

SOCIALE OG ARBEJDSMÆSSIGE ASPEKTER

Løsning III. Med net.

(Der er med vilje indsat tomme felter og linjer i skemaet.

Skriv selv !!)

	POSITIVE EFFEKTER	NEGATIVE EFFEKTER
Ledelse	Hurtiger udførelse af Årsrapporter. Flere og bedre oversigter. Kan søge direkte på databasen. Sparer tid.	
Laboranter	Nye bedre arbejdsedler. Bibeholder kontrol af analyseresultat. Kan søge direkte og efter behov på databasen. Sparer tid ved ikke at skulle udføre manuelle oversigter. Sparer tid ved elektronisk overførelser	Indkøringsproblemer ved nye arbejdsedler Mere indtastning
Sekretær	Mindre indtastning ??? Kun kunde I.D.??? Tid til andet arbejde, f.eks. forespørgsler + svar ???	Mindre arbejde ??
Kunder	Bedre hurtiger tilgang til analyseresultaterne. Sparer tid ved ikke selv at skulle indtaste resultaterne.	Skal vænne sig til de nye rekvisitionssedler.
Modtagelse	Mere overskuelige rekvisitionssedler. Sparer tid ved ikke at skulle udarbejde den manuelle journal. Nærmere at fremsøge oplysninger via skærm.	

Figur 3. Sociale og arbejdsmæssige aspekter.

Eksterne brugere

De eksterne brugere deltog også i udformningen af kravspecifikation rapporten især ved udarbejdelsen af de nye rekvisitionssedler. Som noget nyt bliver der kun en rekvisitionsseddel fælles for bestilling af jord-, vand- og afgrøde analyser, se figur 4. På bestillingssedlen kan der anføres en ønsket færdiggørelsesdato. Denne dato vil indgå i ledelsens og laboranternes oversigter, således at indkomne prøver vil blive analyseret ud fra denne dato. Der opnås dermed en bedre og større fleksibel kundeservice.

Det er en del af projektet, at kunderne selv kan hente endeligt analyseresultat hjem via en modem-forbindelse til Centrallaboratoriets edb-system, samt

konvertere disse til et SAS-datasæt. Hermed undgås rutinemæssig indtastning af analyse resultaterne for kunderne, og på længere sigt vil det også blive muligt at bestille analyser via modem, hvorved Centrallaboratoriet undgår indtastning af bestillingsdata.

Det bliver endvidere muligt at udregne hvilke kunder, der trækker mest på Centrallaboratoriet, idet der er indlagt en prisberegning. Ud over en pris på selve analysen indgår der i denne beregning intervallet mellem datoerne for, hvornår Centrallaboratoriet har modtaget prøverne til, hvornår kunden har ønsket dem færdige.

Bestillingsseddel-centrallaboratoriet FOULUM

Forsøgsnr. _____			
Forsøgsstation _____			
Mark/lokalitet _____			
Ordfører-station _____			
Forsøgsleder _____			
Prøvens art: Afgrøde ☐ Vand ☐ Jord ☐ Andet ☐			
Udtaget _____			
Afgrødeart _____			
Slægt _____		Brugsår _____	
Høstdato _____		Høstår _____	
Ønsket færdiggørelsesdato _____			
Prøverne afsendt d. _____ Af I.N. _____			

Ønskede analyser: (sæt kryds)

Jordanalyser:

Rt ☐	Li ☐	Fe ☐	Pt ☐	Ki ☐	Nat ☐	Mgt ☐
Cu ☐	Ca ☐	Mn ☐	Zn ☐	Co ☐	Mor ☐	Bi ☐
pH ☐	Lv ☐	Nv ☐	Kv ☐	Fv ☐	Mgv ☐	Car ☐
Mnv ☐	Bv ☐	Nav ☐	Cuv ☐	Tekstur ☐	C ☐	Massefylde ☐
NO ₃ -N ☐	NH ₄ -N ☐	Nv ☐	omb.H ☐	C.E.C ☐	Jord-nummeranalyse,nr: _____	

Vandanalyser:

N ☐	NO ₃ -N ☐	NH ₄ -N ☐	Ledningsevne ☐	B ☐	Zn ☐	Cl ☐
pH ☐	HCO ₃ ☐	SO ₄ -S ☐	Ca ☐	Mg ☐	Fe ☐	Na ☐
K ☐	Cu ☐	Mn ☐	vandopløselig ortho-P ☐	vandopløseligt totalP ☐		
total ortho-P ☐		Total P ☐	Vand-nummeranalyse,nr: _____			

Afgrødeanalyser:

Tørstof ☐	Total N ☐	NO ₃ -N ☐	Træstof ☐	Sand ☐	Aske ☐	S ☐
Ca ☐	Mg ☐	P ☐	Mn ☐	Cu ☐	Na ☐	K ☐
Cl ☐	Zn ☐	Fe ☐	Afgrøde-nummeranalyse,nr: _____			

Andet: nummeranalyse,nr: _____

Fst.lbnr. Parcel Led evt.Dybde	Fst.lbnr. Parcel Led evt.Dybde	Fst.lbnr. Parcel Led evt.Dybde
<table border="1" style="width: 100%; height: 100px;"></table>	<table border="1" style="width: 100%; height: 100px;"></table>	<table border="1" style="width: 100%; height: 100px;"></table>

Ark nr. _____ Sending nr. _____ Centrallab. Foulum _____

Figur 4. Udkast til nye rekvisitionssedler til Centrallaboratoriet

Konfiguration og system

På grundlag af brugernes krav til edb-system, blev det besluttet at vælge en flerbrikerløsning. Central-laboratoriet har indkøbt en minidatamat (Sun S-20) med styresystemet UNIX, og som software er valgt databasesystem INFORMIX-4GL, som giver mulighed for brugervenlig menustyring og tidstro opdatering. UNIX-styresystemet gør det endvidere nemt at etablere modem forbindelse til kunderne.

Ud fra kravspecifikationrapporten er databasen blevet designet og bragt på 3. normalform. For indværende er der ca. 30 tabeller i databasen og

den skal håndtere 118 forskellige analyser. Ud fra stamoplysninger opgivet af rekvisitionen skal systemet levere interne oversigter til modtagelse, laboranter og ledelsen, samt udskrive labels i modtagelsen. Ud fra indtastede rådata skal edb-systemet udregne endelige analyseresultat. Endvidere skal der udskrives endelige analyseresultater til kunder på papir, fremsøges oplysninger ved kundenhenvelser og udarbejdes forskellige komplicerede års-oversigter m.v.

Evaluering af YOURDON's analyse-model

Begge de interne brugergrupper på Centrallaboratoriet har deltaget aktivt i udarbejdelsen af kravspecifikationsrapporten. De er kommet med gode ideer, og har kommenteret de forskellige udgaver af rapporten.

Især datastrøms diagrammerne viste sig at være brugervenlige og gav brugerne en mulighed for at identificere deres egen rolle og placering i det kommende edb-system. Ved hjælp af analysemodellen har det været muligt at vurdere og diskutere kommende problemstillinger, samt ændringer i arbejdsgangene.

Af ulemper kan nævnes, at brugerne først meget

sent i projektet har kunne se og kommentere skærm-billeder. En enkelt fatal design fejl, blev derfor først opdaget meget sent, og krævede en del omprogrammering.

Litteratur

Jensen B. 1990. Et PC-databasesystem til forsøgs- og herbiciddata i Afdeling for Biometri og Informatik: Biometri og Informatik Temadag. Statens Planteavlsforsøg. Beretning nr. S 2053, 103-106.

Demarco T. 1978. Structured Analyses and System Specification. Yourdon Press Computing Series.

Et PC-databasesystem til forsøgs- og herbiciddata

A PC based system for handling data from herbicide trials

Bent Jensen

Resumé

Et relationelt databasesystem til håndtering af herbicidoplysninger og data fra herbicidafrøvnninger er under udvikling ved Afdeling for Biometri og Informatik ved Statens Planteavlsforsøg. Systemet vil i sin endelige version have faciliteter til data-indtastning og -validering, beregning af middelværdier for forsøgsregistreringer, gruppering af afgrøder og herbicider i større enheder samt udtræk, kombination og udskrivning af data på flere

niveauer. Systemet er specielt designet til at kunne håndtere forsøgsled med én behandling med et enkelt herbicid såvel som forsøgsled med blandinger af herbicider og mere end ét udsprøjtningstidspunkt. Programmet bliver udviklet i Dbase IV, og vil i sin endelige version blive distribueret med en run-time version af Dbase IV. Systemets primære brugere er det videnskabelige personale på Institut for Ukrudtsbekæmpelse, hvor det skal lette adgangen til data i afprøvnings- og rådgivningsarbejdet.

Summary

A relational database system for handling data from chemical weed control trials and basic herbicide data is being developed at the Department of Biometry and Informatics. In its final version, the system will have facilities for entering and validation of data, grouping of herbicides and crops into larger units, calculating means, extracting data and printing reports at several levels. The system has

been especially designed to handle trials with one herbicide as well as trials with combinations of herbicides and trials with more than one treatment in the experiment period. The system is being developed in Dbase IV. It is aimed at the scientific staff at the Institute for Weed Control. The system will in the end serve as a source of information in the institute's internal testing and recognition of herbicides and in its external advisory functions.

Indledning

På Institut for Ukrudtsbekæmpelse, Planteværnscentret, foretages hvert år en lang række forsøg med herbicider til anvendelse i land-, have- og skovbrug. Data fra disse forsøg er dels grundlag for anerkendelse af nye herbicider, dels en kilde for forskning og rådgivning ved instituttet.

I efteråret 1989 tog Institut for Ukrudtsbekæmpelse kontakt til Afdeling for Biometri og Informatik med henblik på udvikling af et databasesystem til opsummering af forsøgsdata. Den aktuelle baggrund var, at instituttet skulle vurdere en lang række herbicider med hensyn til mulige alternativer i for-

bindelse med Miljøstyrelsens revurdering af samme. Det primære krav til systemet var, at det skulle være i stand til at sammenligne effektiviteten af herbicider med henblik på en alternativ vurdering. Efterhånden som projektet skred frem, blev det besluttet at videreudvikle databasesystemet, således at man kunne få en generel database til brug for det videnskabelige personale. Databasen skal tjene som redskab for afprøvningsarbejdet primært til opsummering af forsøgsresultater og som et centralt herbicid-kartotek.

På grund af meget knappe tidsfrister, har den indledende systemanalysefase været skåret ned til

et minimum. Systemet er opbygget af moduler, som løbende er taget i brug efterhånden, som de har været køreklare. Det har medført, at systemet løbende er blevet afestet, og at fejl er blevet rettet undervejs. Det har desværre også medført, at der har måttet ændres i selve databasens design et par gange, hvilket har medført ret besværlige datakonverteringer.

Systemets data

Data lagret i systemet kan opdeles i tre hovedkategorier:

- Forsøgsdata: Data fra de enkelte forsøg samt beregnede middelværdier over år og sted.
- Baggrundsdata: Navne og koder for herbicider, afgrøder mm.
- Herbiciddata: oplysninger om de enkelte herbicider.

Forsøgsdata

Forsøgsdatadelen indeholder data fra de enkelte forsøg på led-niveau. Data til denne del består af identifikationsdata, effektregistreringer, og skade/udbytte registreringer.

Identifikation

Forsøgsledsidentifikationen udgøres af følgende data:

- Referencekode: en kode, som indeholder Instituttets interne forsøgsnummer samt koder for led og lokalitet.
- Herbicid
- Afgrøde
- Behandlingstype
- Dosistype (1/4, 1/2, 1/1, 2/1*normal)
- Eksakt dosis
- Et memo felt til diverse oplysninger

Effektregistrering

Effekten af den pågældende behandling opgøres i procent effekt i forhold til et ubehandlet led. Der registreres både en antalmæssig og en vægtmæssig effekt. Følgende lagres for en række ukrudtsarter:

- Ukrudtsart
- Antalforholdstal (% af ubehandlet)
- Vægtforholdstal (% af ubehandlet)

- Virkningsgruppe (spec. for firmaforsøg)

Skade/udbytte registrering

I løbet af vækstsæsonen og ved høst registreres en række skadekarakterer på afgrøden, samt høstudbyttet. Der lagres et variabelt antal skade/udbytte registreringer på formen:

- Registreringstype (f.eks. kerneudbytte m. 15% vand, %bladnekroser)
- Registrering (f.eks. 45 hkg/ha, 10%)

Ud fra effekt- og skade/udbytte registreringerne dannes middelværdier over år og sted. Disse er den primære kilde til udtræk fra databasen.

Baggrundsdata

I baggrundsdatadelen opbevares navne og koder for en række af de fast indgående registreringer. Det gælder afgrøder, ukrudtsarter, behandlingstyper, aktivstoffer og herbicider. Når man indtaster forsøgs- og herbiciddata lagres kun koderne. Disse koder udskiftes så med de tilsvarende navne, når man laver et udtræk eller en udskrift. Dette har den fordel, at man sparer plads, og at rettelser er meget simple. Når f.eks. et herbicid skifter navn, behøver man kun at rette navnet i baggrundsdatadelen, hvorefter det nye navn vil fremgå alle steder, hvor der er indtastet under dette middels gamle navn.

Herbiciddata

Systemets herbiciddel er i skrivende stund ikke færdigudviklet. Det er planlagt, at denne del for hvert herbicid skal indeholde:

- Herbicidnavn
- Indhold og mængde af aktivstoffer
- Firma
- Anerkendelses/godkendelsesoplysninger
- Diverse oplysninger vedr. brugen af det pågældende middel.

Systemet set fra brugerens side

Der har under opbygningen af systemet været en række modsatrettede hensyn som skulle afvejes mod hverandre. I en database af denne type er søgehastighed og den plads, data optager på disken, to faktorer, som vil trække i hver sin retning. Vil man have mulighed for at foretage hurtige, differentierede søgninger, kræver det opbygning af sto-

re indeks-filer. Vi har her valgt at lade søge-hastigheden være det højst prioriterede. I en kørende version med ca. 5000 effektregistreringer er søge-tiden for en kombination af herbicid og afgrøde på under 15 sekunder (IBM ps2 model 80). Til gen-gæld optager data ca. 5 Megabyte diskplads.

For indtastningsdelens vedkommende har val-get stået mellem datavalidering og brugervenlig-hed på den ene side og hastighed på den anden side. Her har det vigtigste været at systemet blev sikkert og let betjent, med en vis hastighedsforringelse til følge.

Indtastning af data

Generelt for systemet er, at indtastningerne kan opdeles i to kategorier:

- 1. Egentlige registreringer, hvor man på for-hånd kun kender datatypen og evt. et interval hvori den indtastede værdi ligger. Data i denne kategori valideres mht. type og interval.
- 2. Data, som i forvejen er registreret i bag-grundsdatadelen; afgrødenavne, herbicidnavne mm. skal lagres som den kode, der svarer til det pågældende navn. Det ville dog være både upraktisk og en potentiel kilde til fejl, hvis brugeren skulle sidde med en liste over koder for at kunne taste ind. Derfor indtaster man navnet på f.eks. en afgrøde, hvorefter systemet selv finder den pågældende kode frem. Kan navnet ikke findes, accepteres indtastningen ikke, og brugeren får så mulighed for at se en liste med de registrerede navne. Er det ønskede ikke i listen, får man mulighed for at oprette det.

Udtræk af forsøgsdata

Når systemet er færdigudviklet skal der kunne laves følgende udtræk:

- Udtræk af gennemsnitlige effekt-tal og skade/udbytte tal for vilkårlige kombinationer af middel, afgrøde, behandlingstidspunkt og do-sering.
- Udtræk af data fra enkelt forsøg
- Udtræk af herbicidoplysninger herunder:
 - Aktivstofindhold
 - Firmaoplysninger
 - Anerkendelses- og godkendelsesoplysninger
 - En række tekniske oplysninger

Udtræk af forsøgsoplysninger tager sit udgangs-punkt i tabellen med middelværdier for effekter. Hver linie i denne tabel indeholder:

- Herbicid
- Afgrøde
- Behandlingstype
- Dosis
- Ukrudsart
- Gennemsnitligt antalforholdstal
- Antal forsøgsled, hvor antalforholdstal er regi-streret
- Stikprøvevarians på antalforholdstal
- Gennemsnitligt vægtforholdstal
- Antal forsøgsled, hvor vægtforholdstal er regi-streret
- Stikprøvevarians på vægtforholdstal
- Gennemsnitlig virkningsgruppe
- Antal forsøg, hvor virkningsgruppe er registre-ret
- Stikprøvevarians på virkningsgruppe

Ved hjælp af omfattende indeksering er det muligt at søge tabellen igennem for bestemte kombinationer af herbicid, afgrøde, behandlingstid og ukruds-art. Søg-systemet er således udformet, at man i et særligt søgebillede specificerer et eller flere af de nævnte kriterier. Man kan f.eks. søge på en afgrøde, på en kombination af afgrøde og ukrudt, på et enkelt herbicid etc. De kriterier, man vælger at anvende, bliver samtidig sorteringsnøgler for tabellen. Søger man f.eks. på en kombination af afgrøde og ukrudt, vil tabellen blive ordnet efter afgrøde og ukrudt, og man vil blive placeret i tabellen ved den første forekomst af den ønskede kombination.

Fra tabellen vil man kunne gå til en række andre skærme. Man vil kunne se de rådata, som indgår i beregningen af de pågældende middelværdier. Fra rådata vil man kunne se memofeltet, som er tilknyt-tet det pågældende led. Man vil kunne få oplysninger om det enkelte herbicid, herunder anerkendelses/godkendelses oplysninger.

Specielle faciliteter i systemet

Der er udviklet faciliteter, der gør det muligt at gruppere afgrøder og herbicider, og få beregnet middelværdier for grupperne såvel som for de enkelte afgrøder og herbicider. Ligeledes kan delte behandlinger og blandinger af flere herbicider i én

sprøjtning håndteres. Endelig er der udviklet en procedure til sammenligning af forskellige herbiciders effekt.

Gruppering af afgrøder og herbicider

Det er muligt at definere grupper af afgrøder eller herbicider. En sådan gruppe kunne f.eks. være alle sorter af vintersæd eller alle 2,4-D holdige herbicider. Definition af en gruppe har som resultat, at middelværditabellen både vil indeholde værdier for gruppen, samt værdier for de enheder, som udgør gruppen.

Tankblandinger og delte behandlinger

I mange afprøvningsforsøg blander man flere herbicider i én sprøjtning, og/eller der sprøjtes flere gange gennem vækstsæsonen. I databasen er den grundlæggende enhed derimod ét herbicid udsprøjtet én gang. For at kunne håndtere data fra disse forsøg på en måde, som er konsistent med databasens design, er der mulighed for at definere et herbicid som en blanding af flere andre herbicider. Det er også muligt i definitionen at angive, at man behandler med forskellige dele på forskellige tidspunkter.

Alternativvurderingen

Til brug for alternativvurderingen er lavet en procedure, som kan udtrække herbicider eller blandinger som i deres effekt opfylder et nærhedskriterium. Man specificerer et eller flere primære midler, og vil herefter få udtrukket de midler, som ikke har en gennemsnitlig effekt på alle registrerede ukrudtsarter, som er dårligere end en vis grænse. Man kan

desuden specificere, at man vil tolerere en større afvigelse i et vist antal ukrudtsarter, samt lægge en grænse for, hvor få forsøg, der må ligge til grund for vurderingen. Denne procedure mangler endnu en statistisk dimension, hvor også spredningen på effekterne tages i betragtning.

Intern organisering af data i databasen

En relationel database er opbygget af tabeller. Opsplitningen af data i de forskellige tabeller foregår ved en normaliseringsproces, hvorved tabellerne bringes på det, der i databaseteorien kaldes 3. normalform. Denne opbygning sikrer, dels at sammenhængen mellem de enkelte tabeller og data i tabellerne er konsistent, dels at man undgår at lagre redundant information.

Afslutning

En generel vurdering af systemet må vente til systemet er færdigprogrammeret, og har været i drift en tid. De foreløbige erfaringer tyder dog på, at det ikke har haft afgørende negativ indflydelse på projektet, at der ikke har været en fuldstændig systemanalyse inden opbygningen gik igang. En forudsætning for, at det er gået så godt, som det er, har været den store tålmodighed brugerne har haft med hensyn til anvendelse af halvfærdige fejlbehæftede programmer, og den omstændighed at værktøjet, Dbase IV, er et meget fleksibelt system, hvor ændringer i design og programmer ikke er specielt vanskeligt.

Forskningsprojektet "Ekspertsystemer i jordbrugsforskningen"

Søren A. Mikkelsen og Flemming Skov, Forsøgsanlæg Foulum

Indledning

Forskningsprojektet "Ekspertsystemer i Jordbrugsforskningen" blev startet i efteråret 1989 på initiativ af Landbrugets Samråd for Forskning og Forsøg. Projektet er et fællesprojekt mellem Statens Husdyrbrugsforsøg og Statens Planteavlsvforsøg og har hjemsted på Forsøgsanlæg Foulum. Projektet er en tværgående aktivitet under det landbrugsministerielle forskningsprogram "Informatik i Jordbruget".

Projektets formål er via en central specialistgruppe på Forsøgsanlæg Foulum og i samarbejde med jordbrugsforskningens fagmiljøer at undersøge mulighederne for anvendelse af ekspertsystemer inden for jordbruget. Projektarbejdet vil omfatte udarbejdelse af prototyper af ekspertsystemer. Målgruppen er i første omgang jordbrugsforskningen og i en senere fase rådgivningstjenesten, og også landbrugsministerielle forskningsinstitutioner uden for Foulum vil blive inddraget.

For projektet er etableret en styregruppe med repræsentanter fra Den kongelige Veterinær- og Landbohøjskole, Danmarks tekniske Højskole, Aalborg Universitetscenter, Århus Universitet, Landbrugets Rådgivningscenter, Statens Husdyrbrugsforsøg og Statens Planteavlsvforsøg. Via styregruppen er således etableret tæt kontakt imellem ekspertsystemmiljøer på universiteterne, læreanstalterne og jordbrugsforskningen.

Pilotprojekter

Omkring årsskiftet 1989-90 er iværksat en række pilotprojekter, som dækker forskellige jordbrugsfaglige områder og forskellige datalogiske metoder.

Pilotprojekterne forventes afsluttet og evalueret medio 1990, hvorefter der vil blive taget stilling

til hvilke prototyper, gruppens videre arbejde skal omfatte.

Blodtypebestemmelse af jerseykvæg

Der er konstrueret et regelbaseret ekspertsystem (baseret på ekspertsystemsværktøjet EGERIA) til bestemmelse af jerseykvægs genotype. Systemet kan bestemme genotypen for kvæget ud fra viden om hvilke blodtypefaktorer, den givne fænotype indeholder. En snæver afgrænsning af domænet (systemet er afgrænset til kun at indeholde viden om et enkelt blodtypesystem (B systemet)) har været tilstrækkelig til at verificere, at det ved hjælp af regelbaserede ekspertsystemer er muligt at bestemme genotypen for kvæg, når indholdet af blodtypefaktorer i fænotypen kendes. Andre blodtypesystemer vil kunne implementeres ud fra samme grundstamme.

Kausalt net til undersøgelse af reproduktionen i malkekobesætninger

Projektets formål er at undersøge, om det er muligt at anvende kausale net til konstruktion af ekspertsystem til undersøgelse af reproduktionen i malkekobesætninger. Der er udført et forstudie omkring kausale net. Et værktøj til hjælp ved konstruktion af kausale net (HUGIN) er, med godt resultat, afprøvet på nogle meget afgrænsede kausale net indeholdende nogle vigtige knudepunkter inden for domænet. Det formodes, at metoden (kausale net) kan anvendes til det givne domæne, da viden om de kausale sammenhænge i besætningerne kan anvendes, også selvom kausaliteten er behæftet med usikkerhed.

Handlingsprogram for produktion af bederoer

Projektet tager udgangspunkt i "Handlingsprogram for produktion af bederoer" (Beretning 641 fra Statens Husdyrbrugsforsøg), der omfatter 16 handlingsplaner. Der er konstrueret et videnbaseret system, der indeholder handlingsplanerne. Systemet er tænkt som en "on-line" hjælp til bederoeproducenter og kan give anvisninger på, hvordan man

løser et givet problem. Programmet har en indbygget logbog, der husker alle udførte handlinger. En kalenderfunktion hjælper til planlægning af fremtidige handlinger. Programmet er tænkt som et integreret edb-værktøj, og fremtidige versioner vil inkludere adgang til eksterne databaser og moduler til f.eks. identifikation af ukrudt og skadedyr.

