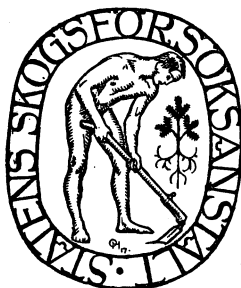


NYARE FÄLTFÖRSÖKSMETODIK, BELYST
GENOM NÅGRA SKOGSODLINGAR PÅ
KULBÄCKSLIDENS FÖRSÖKSPARK.

*MORE RECENT METHODS OF FIELD EXPERIMENTS ILLUSTRATED
BY FOREST CULTIVATION IN KULBÄCKSLIDEN
EXPERIMENTAL FOREST*

AV

LARS TIRÉN



MEDDELANDEN FRÅN STATENS SKOGSFÖRSÖKSANSTALT
HÄFTE 27 · Nr 6

MEDDELANDEN
FRÅN
STATENS
SKOGSFÖRSÖKSANSTALT

HÄFTE 27. 1932—34

MITTEILUNGEN AUS DER
FORSTLICHEN VERSUCHS-
ANSTALT SCHWEDENS

27. HEFT

REPORTS OF THE SWEDISH
INSTITUTE OF EXPERIMENTAL
FORESTRY

N:o 27

BULLETIN DE L'INSTITUT D'EXPERIMENTATION
FORESTIERE DE SUÈDE

N:o 27



REDAKTÖR:
PROFESSOR DR HENRIK HESSELMAN

INNEHÅLL:

	Sid.
TAMM, OLOF: Über die Oxalatmethode in der chemischen Bodenanalyse. Om oxalatmetodens användning vid kemisk jordanalys	19
TRÄGÅRDH, IVAR och FORSSLUND, KARL-HERMAN: Studier över insamlings tekniken vid undersökningar över markens djurliv Untersuchungen über die Auslesemethoden beim Studium der Bodenfauna	21 45
MALMSTRÖM, CARL och MALMGÅRD, MARTIN: Om skogsdikningsplaners upprättande i övre Norrland. Synpunkter och förslag framkomna i samband med en skogsdikningsplans upprättande för Grankottaliden på Örå revir	69
Über die Aufstellung von Walddränierungsplänen im oberen Norrland	120
MALMSTRÖM, CARL: Om resultaten av en 70-årig myrdikning i Västerbotten	123
Über die Resultate einer 70-jährigen Moorentwässerung in Västerbotten (Nordschweden)	142
HESSELMAN, HENRIK: Några studier över fröspridningen hos gran och tall och kalhygets besåning	145
Einige Beobachtungen über die Beziehung zwischen der Samenproduktion von Fichte und Kiefer und der Besamung der Kahlhiebe	174
TIRÉN, LARS: Nyare fältförsöksmetodik, belyst genom några skogsodlingar på Kulbäckslidens försökspark	183
More recent methods of field experiments illustrated by forest cultivation in Kulbäcksliden experimental forest	222
PETRINI, SVEN: Ett 25-årigt försök med naturföryngring i norrländsk råhumusgranskog. Norrfloornrådet, Haverö s:n, Medelpad	223
Ein 25-jähriger Versuch mit natürlicher Verjüngung in norrländischem Rohhumusfichtenwald	285
TAMM, OLOF: Om mekanisk analys av svenska skogsjordar	289
Über die mechanische Analyse von schwedischen Waldböden	311
Redogörelse för verksamheten vid Statens skogsförsöksanstalt under femårsperioden 1927—1931 jämte förslag till arbetsprogram. (Bericht über die Tätigkeit der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens während der Periode 1927—1931; Account of the work at the Swedish Institute of Experimental Forestry in the period 1927—1931).	
I. Gemensamma angelägenheter (Gemeinsame Angelegenheiten; Common topics) av HENRIK HESSELMAN	313
II. Skogsavdelningen (Forstliche Abteilung; Forestry division) av HENRIK PETTERSON	315

	Sid.
III. Naturvetenskapliga avdelningen (Naturwissenschaftliche Abteilung; Botanical-Geological division) av HENRIK HESSELMAN	320
IV. Skogsentomologiska avdelningen (Forstentomologische Abteilung; Entomological division) av IVAR TRÄGÄRDH	332
V. Avdelningen för föryngringsförsök i Norrland (Abteilung für Verjüngungsversuche in Norrland; Division for Afforestation in Norrland) av EDVARD WIBECK	339
 Redogörelse för verksamheten vid Statens skogsförsöksanstalt under år 1931. (Bericht über die Tätigkeit der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens im Jahre 1931; Report on the work of the Swedish Institute of Experimental Forestry in 1931).	
Allmän redogörelse av HENRIK HESSELMAN	354
I. Skogsavdelningen (Forstliche Abteilung; Forestry division) av HENRIK PETTERSON	354
II. Naturvetenskapliga avdelningen (Naturwissenschaftliche Abteilung; Botanical-Geological division) av HENRIK HESSELMAN	359
III. Skogsentomologiska avdelningen (Forstentomologische Abteilung; Entomological division) av IVAR TRÄGÄRDH	360
IV. Avdelningen för föryngringsförsök i Norrland (Abteilung für die Verjüngungsversuche in Norrland; Division for Afforestation in Norrland) av EDVARD WIBECK	361
 Redogörelse för verksamheten vid Statens skogsförsöksanstalt under år 1932. (Bericht über die Tätigkeit der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens im Jahre 1932; Report on the work of the Swedish Institute of Experimental Forestry in 1932).	
Allmän redogörelse av HENRIK HESSELMAN	365
I. Skogsavdelningen (Forstliche Abteilung; Forestry division) av HENRIK PETTERSON	365
II. Naturvetenskapliga avdelningen (Naturwissenschaftliche Abteilung; Botanical-Geological division) av HENRIK HESSELMAN	366
III. Skogsentomologiska avdelningen (Forstentomologische Abteilung; Entomological division) av IVAR TRÄGÄRDH	371
IV. Avdelningen för föryngringsförsök i Norrland (Abteilung für die Verjüngungsversuche in Norrland; Division for Afforestation in Norrland) av EDVARD WIBECK	372
 Redogörelse för verksamheten vid Statens skogsförsöksanstalt under år 1933. (Bericht über die Tätigkeit der Forstlichen Versuchsanstalt Schwedens im Jahre 1933; Report on the work of the Swedish Institute of Experimental Forestry in 1933).	
Allmän redogörelse av HENRIK HESSELMAN	374
I. Skogsavdelningen (Forstliche Abteilung; Forestry division) av HENRIK PETTERSON	374

	Sid.
II. Naturvetenskapliga avdelningen (Naturwissenschaftliche Abteilung; Botanical-Geological division) av HENRIK HESSELMAN	376
III. Skogsentomologiska avdelningen (Forstentomologische Abteilung; Entomological division) av IVAR TRÄGÅRDH.....	378
IV. Avdelningen för föryngringsförsök i Norrland (Abteilung für die Verjüngungsversuche in Norrland; Division for Afforestation in Norrland) av EDVARD WIBECK.....	378



NYARE FÄLTFÖRSÖKSMETODIK, BE- LYST GENOM NÅGRA SKOGSOD- LINGAR PÅ KULBÄCKSLIDENS FÖRSÖKSPARK.

Fältförsökets teori och praktik har under 1900-talet, och särskilt dess senaste decennium, genomgått en livlig utveckling. Det stora intresse, som från tiden omkring sekelskiftet knutits till denna fråga från jordbruksvetenskapligt håll, sammanhänger utan tvivel nära med det alltmer ökade bruket av konstgödselmedel och de vid denna tid framträdande stora resultaten på växtförädlingens område. Därigenom skapades ett starkt ökat behov av att under fältnässiga former pröva effekten av olika gödselmedel och olika mängder eller kombinationer av sådana samt värdet av nya varieteter eller sorter av kulturväxter, som varit föremål för förädling. Samtidigt stod den matematiska statistiken m. l. m. redo att tjäna som hjälpmedel vid tydningen av de uppnådda försöksresultaten. Den tidiga föreningen mellan jordbrukets fältförsöksteknik och den matematiska statistiken (i de nordiska länderna på 1890-talet) har visat sig utomordentligt fruktbarande. Utvecklingen, vari nordiska forskare tagit en mycket verksam del, har numera lett därhän, att ett försök, som icke ställer sig på vederhäftiga statistiska grundvalar, varigenom möjlighet uppnås att bedöma dess tillförlitlighet, i regel lämnas obeaktat.

Inom den skogligen forskningen spela vissa former av fältförsök en ofantligt viktig roll. Många av de svårigheter, som man vid dessa försök stött på, äro nära besläktade med dem, som gjort sig gällande vid jordbrukets fältförsök. Bland dessa svårigheter bör i första rummet nämnas jordens eller markens olikformighet och ojämna bördighetsegenskaper. Inom skogsbruket är detta förhållande t. o. m. ännu mera framträdande än inom jordbruket. Det har där ofta visat sig omöjligt eller mycket svårt, att av skillnaderna mellan t. ex. ett par undersökta sorter dra några slutsatser om deras verkliga värde, emedan den ovannämnda markvariationen och de därav förorsakade olikheterna i avkastning varit lika stora eller större än skillnaderna mellan sorterna och därför på grund av olyckliga sammanträffanden varit i stånd att maskera de verkliga resultaten. Sedan de statistiska metoderna starkt förminskat skadligheten av detta ogynnsamma inflytande ha fältförsöken på jordbrukets

område blivit allt betydelsefullare medel till ökad kunskap. Det må kunna förmodas, att utvecklingen inom det skogsvetenskapliga området kan bliva likartad.

Det har därför syntts författaren berättigat, att för en skoglig läsekrets i korthet antyda fältförsöksmetodikens nuvarande ståndpunkt. Genom dess alltigenom statistiska grundsyn visar den sig tåla en vidsträckt utvidgning till närliggande områden, vilka icke direkt ha karaktären av fältförsök.

Sin nuvarande gestaltning har fältförsöksmetodiken fått huvudsakligen genom den engelske statistikern R. A. FISHER. Hans analysmetoder användas i de mest vitt skilda delar av världen. Det blir därför i huvudsak dessa, som i det följande komma att vidröras. De nedan anförda undersökningarna på Kulbäckslidens försökspark publiceras här väsentligen i syfte att belysa den ifrågavarande metodiken.

Om fältförsökets praktik.

Innan en redogörelse lämnas för den teoretiska bakgrunden till fältförsökens bearbetning och analys är det nödvändigt att äga någon kännedom om, under vilka yttre former de i regel utföras. Härvid kunna vi fatta oss mycket kort, icke därför att problemet om försökens bästa utförande är enkelt, utan emedan ett djupare inträngande på denna tvärtom mycket svåra fråga skulle föra vida för långt och därför en begränsning till de mera standardiserade metoderna måste anses motiverad i detta sammanhang.

Det var länge sedan ett jämförande fältförsök anlades så enkelt, att en för försöket avsedd jordareal delades i lika många delar, som det fanns försöksled, d. v. s. sorter, gödselmedel, behandlingar etc., som det gällde att jämföra med varandra. Med denna försöksanordning, som varit den vanliga inom skogsforskningen, är man tydligen utsatt för hela olägenheten av en varierande naturbeskaffenhet hos försöksarealen. Man talar om en s. k. bördighets- eller fruktbarhetstopografi hos marken och man antyder härigenom, att man ser fältet i ett tredimensionellt koordinatsystem, då bördighetens växlingar från punkt till punkt komma att te sig i form av en yta med en viss topografi (jfr fig. 4). Självfallet har beteckningen sitt ursprung från avkastningsförsök, varigenom det fallit sig naturligt att använda orden bördighet eller fruktbarhet. Men vi kunna lika väl undersöka t. ex. jordens surhetsgrad eller halt av finmaterial och få på så vis fram en likartad yttopografi, som emellertid nu ej längre precis bör kallas bördighetstopografi. I stället kan man använda beteckningen markindexyta, varigenom man helt och hållet blir frigjord från de speciella avkastningsförsöken. Bördighetsytan och markindexytan äro alltså olika namn på samma sak. Den senare, som är det allmännare begreppet, ger uttryck åt växlingarna av markens beskaffenhet i ett eller annat avseende inom ett visst område.

För att i möjligaste mån befria sig från inflytelser av markindexytans topografi måste man i praktiken gå in för en upprepning av varje enskilt försöksled. Om vi ha t. ex. t försöksled och ha beslutat oss för n upprepningar, så skall försöksarealen delas i $t \cdot n$ lika delar. Genom att sprida de n delarna med samma försöksled så representativt som möjligt över fältet kan man vänta sig, att ojämnheterna hos markindexytan utjämnas i medeltalet. Detta är till en viss grad också fallet och härpå bygger all fältförsöksteknik.

Upprepningen och den representativa fördelningen av försöksledningarna kan nu ske på flera sätt. Vilket sätt man använder beror i många fall på de lokala förhållandena och arten av det försök det gäller. Man brukar använda dels den s. k. blockmetoden (i FISHERS terminologi *randomized blocks*), dels den romerska kvadraten (*latin square*).

Vid blockmetoden indelas fältet i lika många delar (block), som man avser att ha upprepningar. Inom varje sådant lika stort block får varje försöksled förekomma en gång (fig. 1).

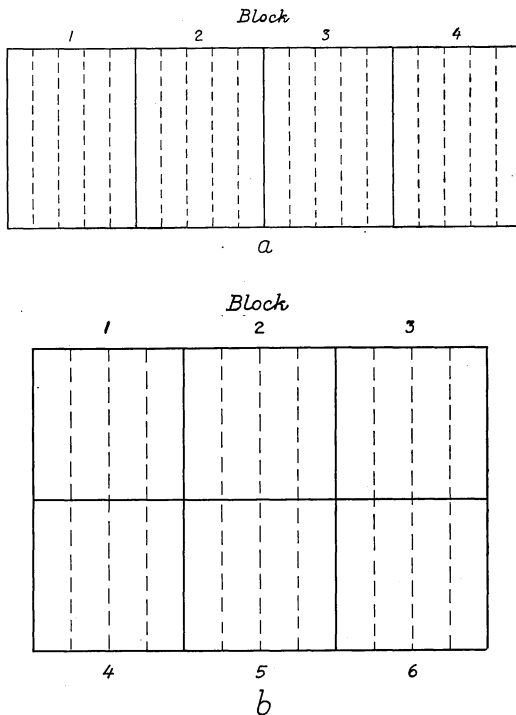


Fig. 1. Exempel på blockmetod med a: 5 försöksled och 4 upprepningar samt b: 4 försöksled och 6 upprepningar.

Randomized blocks with a: 5 treatments and 4 repetitions and b: 4 treatments and 6 repetitions.

Vid blockmetoden kan man tydligen vänta sig, att de genomsnittliga olikheterna mellan de skilda blocken bliva utjämnade i medeltalen för de olika försöksleden. Ofta är emellertid markindexytans topografi mera oregelbunden, skev eller kuperad, så att den utjämnning, som kan åstadkommas med den enkla blockmetoden, icke synes tillfredsställande.

Man använder sig därför, när större noggrannhet erfordras, av den romerska kvadraten. Vid denna metod indelas fältet i rutor, så att i varje rad och i varje kolumn komma lika många rutor, som det finns försöksled (fig. 2) och varje sådant finnes en gång i varje rad och en gång i varje kolumn.

		<i>Kolumn</i>			
		1	2	3	4
<i>Rad 1</i>					
" 2					
" 3					
" 4					

Fig. 2. Romersk kvadrat med 4 försöksled.

Latin square with 4 treatments and 4 repetitions.

Därvid är man bunden vid att ha lika många upprepningar som försöksled. Medelst denna metod har man möjlighet att uppskatta markolikheterna såväl mellan raderna som mellan kolumnerna och man blir således i det väsentliga oberoende av om markindexytan skevar m. l. m. diagonalt över fältet.

Man kan nu ytterligare tänka sig kombinationer mellan dessa metoder, t. ex. så till vida, att vid blockmetoden blocken förläggas i ett rutsystem i st. för intill varandra i en rad (jfr fig. 1, b). Denna kombination, om man nu får kalla den så, har för skoglig försöksverksamhet otvivelaktigt i många avseenden det största intresse. Även kan man vid blockmetoden införa den bestämmelsen, att första raden inom varje block skall innehålla var sitt olika försöksled, likaså andra raden etc. Härtill återkomma vi längre fram. Vidare föreligga rika möjligheter att genom kombination av flera kvadrat- eller blockförsök vidga inblicken i sambandet mellan försöksleden och deras olika effekt under olika förhållanden samt att statistiskt fastställa förekomsten av ett dylikt samspel (*interaction*). Detta är understundom av stor vikt, emedan man ofta har anledning antaga, att en viss behandlingsmetod verkar olika på t. ex. ett visst markslag än på ett annat.

Vi undvika här att beröra frågan om parcellernas storlek och form, som är i hög grad invecklad och svårbehandlad. Endast en detalj bör omnämnas, nämligen att rutorna vid kvadrat-metoden naturligtvis icke behöva vara kvadratiske, utan kunna ha en rektangulär form eller t. o. m. kunna utgöras av en eller ett par rader av t. ex. en planterad växt eller en såddmetod etc. I de flesta fall synes det t. o. m. ha visat sig fördelaktigt att göra rutorna ganska långsmala. Å andra sidan är småparcellernas långsmala form vid blockmetoden intet nödvändigt villkor, utan parcellerna kunna, om så är nödvändigt, lika väl göras kvadratiske.

Om fältförsökets teori.

Innan ett försök utförts har man i regel ingen uppfattning om hur markindexytan ser ut. Man kan visserligen skaffa sig en bild därav genom att på försöksarealen odla en och samma sort, vars avkastning i de olika rutorna t. ex. vid ett kvadrutförsök då ger en bild av fältets bördighet. Denna metod är dock både tidsödande och dyrbar och kommer sällan till användning. Om emellertid vid ett sådant s. k. blindförsök med en viss sort, en viss ruta avkastat mer än genomsnittet, så antager man i regel, att även en annan sort på samma ruta skall avkasta proportionsvis lika mycket mer än sitt genomsnitt. Man antager m. a. o., att markens bördighet verkar proportionsvis lika gynnsamt på den ena sorten som på den andra eller att det ena gödselmedlet verkar proportionsvis lika mycket förbättrande på den bättre som på den sämre rutan. Detta antagande behöver naturligtvis icke alltid hålla streck, men erfarenheten har likväl visat, att det ofta är ganska rimligt. Man får bl. a. ta i betänkande, att ett försöksfält alltid bör väljas så likformigt som möjligt, varför markdifferenserna sällan bliva så stora, att det nämnda antagandet uppenbarligen blir ohållbart.

Blindförsöken ha spelat en ofantlig roll vid diskussionen av fältförsökens metodik. Det är, som förut sagts, tydligt, att man genom att utföra ett sådant (eller flera sådana under en följd av år) bör kunna få en bild av markindexytan. Denna bör då vid ett verkligt försök kunna utnyttjas till att skärpa försöksresultaten.

Ett sätt, som väl numera mest har historiskt intresse, men som spelat en stor roll i den nordiska försöksverksamheten, är den s. k. maalestok-metoden. Denna är intet annat än ett sätt att genom ofta återkommande rutor med samma sort (maalestokken), spridda överallt inom försöksfältet, skapa en bild av markindexytan. Därvid får man ju spridda punkter på markindexytan samtidigt med de övriga försöksresultaten. Olägenheten ligger mest däri, att försöksarealen genom de många upprepningarna av maalestokken blir stor och därmed också kostnaden för försöket.

Hypermoderna teorier ha emellertid utvecklats, för att möjliggöra tillvaratagandet av de upplysningar om markindexytan, som tidigare utförda blindförsök på ett visst försöksfält stundom kunna lämna. Metoden kallas samvariationsanalys (*analysis of covariance*), men vi skola här förbigå denna mera invecklade teori.

Maalestokmetoden utarbetades av LARSEN och HOLTSMARK. En annan metod för fältförsökens arrangemang och bearbetning har utarbetats av LINDHARD och en metod, som till sina resultat är identiskt lika med den FISHERska analysmetoden, har KRISTENSEN till upphovsman. (Se härom i litteraturförteckningen under vederbörande namn. Jfr även BONDORFF, som har en god sammanfattande framställning av dessa metoder.)

Vid den något abstrakta redogörelsen för de felteorier, på vilka fältförsöket baserar sig, skola vi välja den romerska kvadraten som utgångspunkt, emedan denna lättast ger en åskådlig bild av försöket. Vi fasthålla även vid begreppet markindexyta, ehuru detta begrepp är helt och hållet överflödigt vid teoriens tillämpning. Detta begrepp förekommer icke hos FISHER, vars teorier mycket väl kunna undvara den konkreta bildens stöd. Men forskningen på detta område har gått vägen över markindexföreställningen och har genom KRISTENSEN lett fram till FISHERS metod. Det är lättare för icke fackmatematikern att lära förstå det väsentliga i problemet genom att gå samma väg, låt vara att vägen kunde göras rakare och snabbare skulle leda till målet, om man avstode från alla fordringar på åskådlighet.

Om vi kände markindexytans exakta form, så skulle vi utlägga försöket så, att varje försöksled fick exakt samma genomsnittliga bördighet.

Varje skillnad mellan medeltalen för två försöksled måste då bero antingen på typiska skillnader (sortskillnader, olika effekt av gödselmedel etc.) mellan försöksleden eller också på tillfälligheter. Dessa senare kan man naturligtvis icke undgå. En hel mängd förhållanden, vilka vi icke behärska, bidra till att göra avkastningen från varje enskild ruta m. l. m. osäker. (Från grova systematiska fel bortse vi här alldeles.)

Eftersom vi emellertid icke känna till markindexytan, kunna vi ej heller placera ut rutorna så, att deras medelbördighet för varje försöksled blir exakt lika. Vi måste därför bygga på det förut nämnda antagandet, att om rutorna äro representativt fördelade över arealen, så är det sannolikt, att deras medelbördighet också blir lika.

Om den verkliga markindexytan skulle se ut på något sådant sätt, att antagandet är oriktigt, så måste vi endast laga så, att skillnaden kommer med bland de tillfälliga felen. Därigenom riskerar man inga förhastade slutsatser. Det inses också lätt, att markindexytan mycket väl kan ha en sådan topografi, att medelbördigheten för varje försöksled är lika, utan att därför varje enskild ruta överensstämmer med motsvarande markindexvärde. Dessa

resterande bördighetsdifferenser mellan olika rutor giva således i detta fall upphov till en spridning, som endast skenbart är av tillfällig natur. Den småkuperade eller skeva topografi, som kan tänkas ge anledning till uppkomsten av ett dylikt fall, förekommer i själva verket icke sällan.

Vi antaga nu t. v. att vi ha ett blindförsök i form av en romersk kvadrat (fig. 3) med t. ex. 16 rutor inalles.

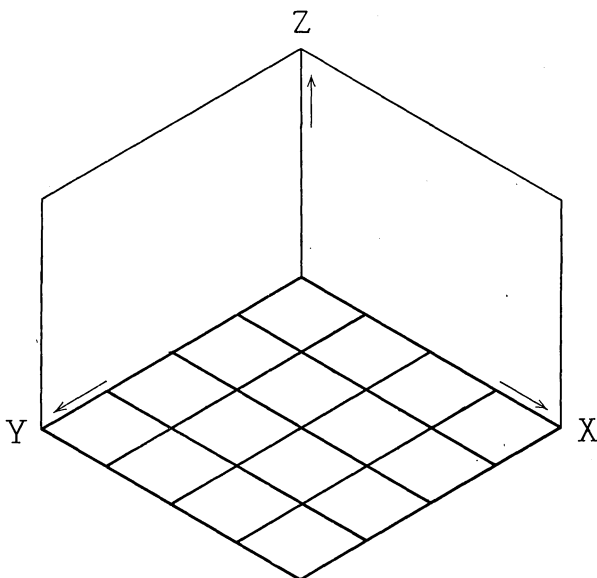


Fig. 3. Romersk kvadrat med koordinatsystemets origo i det bortersta hörnet.
Latin square with the origin of the co-ordinate system in the farthermost corner.

En markindexyta, som ger samma medelvärde på 4 representativa rutor v. s. h., d. v. s. valda så, att varje ruta representerar var sin rad och var sin kolumn (sådana representativa system finnas naturligtvis många, varom närmare nedan), måste ha ekvationen:

$$z + c = f_1(x) + f_2(y) \dots \dots \dots (I)$$

där c är en konstant. Det vill med andra ord säga, att markindexytans buktning i x -axelns riktning är likadan oberoende av värdet på y och vice versa. Funktionerna $f_1(x)$ och $f_2(y)$ veta vi på förhand ingenting om, men det förefaller ytterst plausibelt att efter försökets utförande ersätta dem med medelvärdena i raderna resp. kolumnerna. Gör man så, kommer man omedelbart fram till en metod att beräkna markindexvärdena.

Om nämligen medeltalet av alla 16 rutorna är $= M$ och både $f_1(x)$ och $f_2(y)$ för en viss punkt (ruta) också är $= M$, så måste även z vara $= M$, varigenom

integrationskonstanten c blir $= M$. Om nu medeltalen i rader betecknas m_r och medeltalen i kolumner m_k så blir:

$$z = m_r + m_k - M \dots \dots \dots (2)$$

Om man således i rutförsöket (blindförsök) i fig. 3 hade fått t. ex. följande skördar i kg per ruta:

				$m_r =$	
	500	450	250	300	375
	400	400	200	250	313
	600	500	300	350	438
	350	300	150	200	250
$m_k =$	463	413	225	275	344 = M

så beräknas därur markindexytan enligt formel (2) på följande sätt: $375 + 463 - 344 = 494$ som införes i st. för 500 i översta vänstra hörnet. $375 + 413 - 344 = 444$ införes i st. för 450 i andra kolumnen översta raden o. s. v. I första kolumnen andra raden står 400. Markindexytans värde i denna ruta blir: $313 + 463 - 344 = 432$. Sålunda konstrueras följande markindexyta:

				$m_r =$	
	494	444	256	306	375
	432	382	194	244	313
	557	507	319	369	438
	369	319	131	181	250
$m_k =$	463	413	225	275	344 = M

Ytan åskådliggöres i fig. 4, varest markens vågformiga bördighetstopografi tydligt framträder. De topografiska vågorna äro icke mycket överdrivna i detta exempel. I själva verket se markindexytorna stundom ut ungefär som fig. 4 visar. Härav kan man förstå, vilken ofantlig betydelse bördighetsväxlingarna i själva verket kunna ha.

De sexton rutornas spridning omkring den på detta sätt beräknade markindexytan, anger den osäkerhet, som ännu vidlåder de enskilda rutorna på grund av (verkliga eller skenbara) tillfälliga fel. Vi få 16 avvikelser v . Summan av dessas kvadrater, $\sum v^2$, är felens kvadratsumma och den medelkvadratiska avvikelserna får man genom att dividera med 9 och dra roten ur kvoten. Man har icke rättighet att dividera kvadratsumman med 16 av den anledningen, att den beräknade markindexytan ju med största sannolikhet icke är lika med den verkliga eller sanna markindexytan, utan i själva verket är osäkert bestämd och därför felaktig. Vi ha beräknat markindexytan ur de sexton numeriska observationerna hos försöket. Ytan ansluter sig därför sannolikt

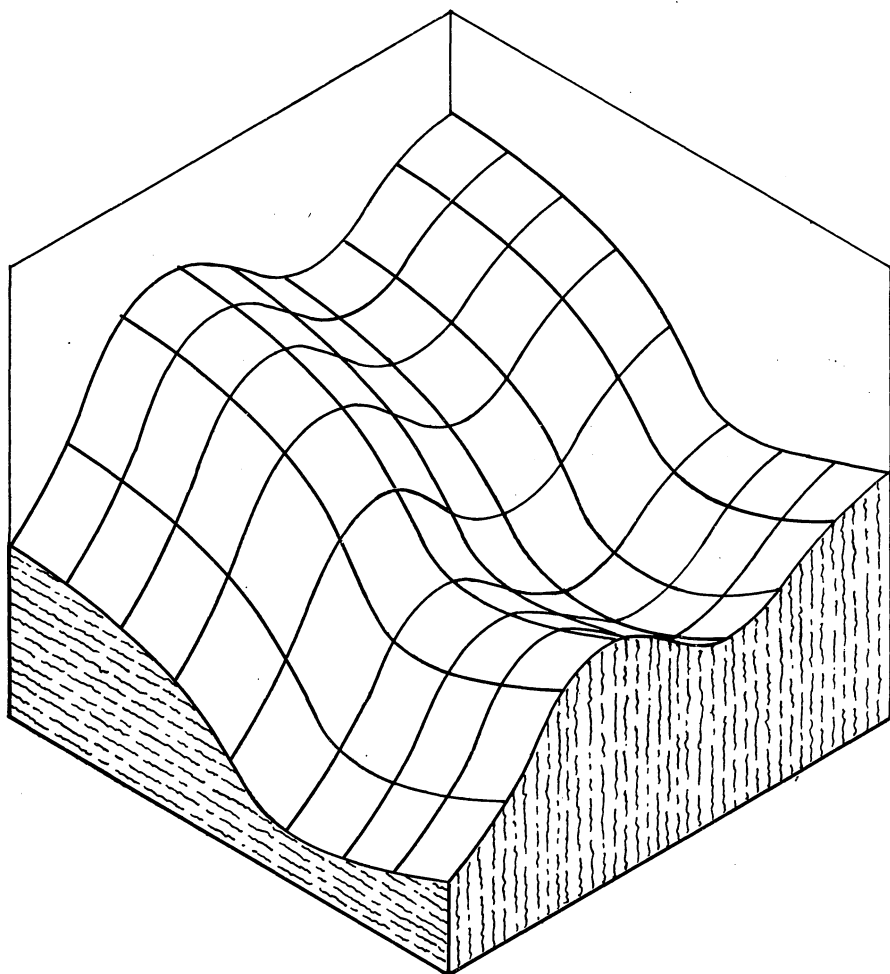


Fig. 4. Markindexyta.
Soil-index surface.

närmare till själva materialet, än den verkliga ytan skulle ha gjort, om vi bestämt denna i förväg, oberoende av själva försöket. Den verkliga ytan skulle vi få fram, om vi hade ett oändligt antal observationer. Vi ha emellertid bara 16 och det är självklart, att dessa icke utan fel kunna representera ett oändligt antal observationer. Om vi därför dividera kvadratsumman med 16, så få vi ett värde på spridningen, som är för litet för att rätt representera spridningen omkring den verkliga markindexytan och det är denna spridning vi vilja ha. En fullt riktig ökning av spridningen erhålla vi emellertid genom att från 16 draga det antal observationer, som vi s. a. s. redan utnyttjat för markindexytans bestämning. För bestämningen av M här en observation

utnyttjats. Alla 16 rutorna bidraga med en sextondel vardera och hela bidraget motsvarar därför en enda fullt utnyttjad observation. För bestämningen av vardera av radmedeltalen stå 4 observationer till förfogande, varav på samma grunder en avgår. Ett av de fyra radmedeltalen kunna vi emellertid få fram genom att beräkna det ur M och de tre andra radmedeltalen. Då därför M och tre radmedeltal ingå i räkningen, är det fjärde radmedeltalet icke i stånd att självständigt påverka resultatet. Följaktligen avgår endast summa 3 observationer för radmedeltalens räkning, motsvarande 1 för varje självständigt radmedeltal och på enahanda grunder avgå tre observationer för de tre självständiga kolumnmedeltalens räkning. Summa avgående observationer blir därför 7 st.

Om sju observationer av de sexton betraktas som bundna i den beräknade markindexytan så återstår 9, vilka äro fria och stå till förfogande för beräkningen av spridningen kring den verkliga markindexytan. Om vi icke draga bort dessa 7 observationer från de 16, så få vi fram spridningen kring den beräknade markindexytan, men som vi antytt, är denna spridning för liten, emedan vi icke ha garantier för, att vår beräknade markindexyta är riktig.

De självständiga, av varandra oberoende observationernas antal är en siffra, som man alltid har största anledning att observera. I FISHERS utredningar gå de under namnet frihetsgrader (*degrees of freedom*). Detta begrepp är ytterst viktigt, men tyvärr ganska abstrakt, och det finnes forskare, som anse, att deras väsen är och förblir en förborgad hemlighet för alla icke matematici. Förf. vågar därför alls icke tro, att vad som nu sagts om dessa frihetsgrader skall vara nog för att bibringa läsaren mer än en yttlig uppfattning om vad saken gäller.

Den spridning, som emellertid på detta sätt erhålles, är ett värde på de enskilda rutornas spridning omkring den verkliga, sanna markindexytan. Det framgår härav, att det i själva verket är likgiltigt, om det förut gjorda antagandet, att medelbördigheten hos försöksledens representativa rutsätt är lika, icke skulle vara alldeles uppfyllt i verkligheten. Antagandet har betydelse endast så tillvida, att det anger den begränsning vi lägga på skärpan i markindexytans bestämning. Vi kunna helt enkelt icke åtaga oss en mera vittgående elimination av markdifferenserna, än som kan åstadkommas med en sådan yta, som just har ovannämnda egenskap. Passar icke denna yta till verkligheten, så övergår skillnaden till fel, vilka i realiteten icke existera som sådana, men vilka å andra sidan också förhindra oss, att draga positiva men felaktiga slutsatser. En bristande överensstämmelse mellan antagandet och verkligheten kan således på sin höjd förhindra att några uppsynningar alls erhållas ur ett visst försök.

När vi nu ha att göra med ett verkligt försök med olika försöksled så måste alltså dessa fördelas över den romerska kvadraten så, att man har

anledning antaga, att varje försöksled så nära som möjligt representerar ett medelvärde för hela försöksarealens bördighet. Det är då först och främst nödvändigt, att försöksleden förekomma en gång i varje rad och en gång i varje kolumn. Skulle nämligen ett visst försöksled förekomma övertvägande i en rad eller en kolumn och ett annat övertvägande i en annan rad eller kolumn, så skulle det ju vara omöjligt att skilja en systematisk försöksledseffekt från bördighetsdifferenser mellan rader eller kolumner. Eftersom markindexytan icke är oss bekant i förväg, så är det olämpligt att vid denna fördelning följa något visst system. Ett visst system *kan* sammanfalla med någon viss tendens hos den *verkliga* markindexytan och därigenom uppstår ett systematiskt fel, som undgår oss. Att så verkligen är fallet har bevisats genom undersökningar av många fältförsök (TEDIN, 1931). Vi komma därför fram till den mycket viktiga slutsatsen, att, bortsett från den restriktionen, att varje försöksled skall finnas en gång i varje rad och en gång i varje kolumn, så skall fördelningen i övrigt vara slumpmässigt bestämd. Hur man bäst går tillväga vid denna slumpmässiga fördelning av försöksleden behöva vi här icke närmare vidröra. Däröfver finnas uppgifter i litteraturen (FISHER and WISHART, 1930).

Har man nu ett försök med olika försöksled, så är det ju i regel troligt, att det ena försöksledet är överlägset det andra. Vi vilja ju konstatera att så verkligen förhåller sig. En direkt jämförelse mellan försöksledens medeltal kunna vi icke draga några slutsatser av utan vidare, ty varje sådant medeltal är behäftat med en viss osäkerhet. Värdet eller betydelsen av en skillnad mellan två försöksled beror helt och hållet på huru stort felet är på de båda försöksledens medeltal. Vi kunna icke heller, som vid blindförsöken, uträkna spridningen ur de enskilda rutornas avvikelser från markindexytan, ty genom försöksleden ha ju tillkommit kanske mycket betydande systematiska inflytelser. Markindexytan själv kan nog uträknas, ty varje försöksled finnes ju, som vi sagt, en gång i varje rad och en gång i varje kolumn och de påverka därför icke medeltalen i rader och kolumner på något systematiskt snedvridande sätt.

Vad vi önska är spridningen kring en yta, som icke endast anpassar sig efter markens olika bördighet utan även efter de olika behandlingarnas eller försöksledens systematiska effekt. En sådan yta kunna vi kalla en markeffektindexyta, eller enklare endast effektindexyta.

Denna kan framställas ur ett verkligt försök enligt enahanda principer som markindexytan. Således om medeltalen i rader = m_r , medeltalen i kolumner = m_k och medeltalen för försöksled = m_f och det totala medeltalet = M , så är:

$$z = m_r + m_k + m_f - 2M \dots \dots \dots (3)$$

Vid ett 16-rutigt försök enligt fig. 3 utnyttjas nu emellertid ytterligare 3 av de 16 observationerna och för spridningsberäkningen bliva endast 6 kvar. Antalet frihetsgrader för spridningsbestämningen är alltså i detta fall 6.

Den spridning, som vi på detta sätt erhålla, är ett genomsnittsvärde för den tillfälliga spridningen inom alla enskilda försöksled, sedan korrektion skett för systematiska markdifferenser.

Om denna spridning kallas σ , så är varje enskilt försöksleds medelfel $\varepsilon = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$, där $n =$ antalet rutor i försöksledet, d. v. s. upprepningar. Osäkerheten hos en differens mellan två försöksleds medeltal blir då $\varepsilon \cdot \sqrt{2}$ och därmed ha vi kommit fram till möjligheten att avgöra betydelsen av en konstaterad skillnad mellan två försöksled.

Spridningsanalys.

Sedan nu med tillhjälp av markindexytan och effektindexytan en så vitt möjligt åskådlig bild av spridningsberäkningens innebörd erhållits, skola vi påvisa, att spridningen kan beräknas mycket enklare än genom en verklig uträkning av dessa ytor.

I en romersk kvadrat, med t. ex. n försöksled och alltså n^2 rutor med n i varje rad och n i varje kolumn, uppstår det tre serier av medeltal, nämligen för rader, kolumner och försöksled. Om markindexytan är fullkomligt horisontal, d. v. s. om fältet överallt är lika bördigt och om detsamma är fallet med effektindexytan, d. v. s. om försöksleden icke haft någon inverkan på avkastningen, så är det tydligen möjligt att på 4 olika sätt uppskatta spridningen σ .

Vi beräkna det totala medeltalet M och de enskilda rutornas avvikelser därifrån. Dessas kvadratsumma ($\sum v^2$), dividerad med $(n^2 - 1)$, ger spridningens kvadrat σ^2 .

Kvadraten på en spridning kallas av FISHER varians (*variance*) och därav kommer namnet *analysis of variance*, som vi emellertid här översatt med spridningsanalys.

Men medeltalen i raderna, m_r , äro då behäftade med spridningen $\varepsilon_r = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ eller variansen $\varepsilon_r^2 = \frac{\sigma^2}{n}$. Genom att således ur radernas medeltal beräkna ε_r^2 få vi en möjlighet att uppskatta σ^2 .

Man får formeln:

$$\frac{\sum (m_r - M)^2}{n - 1} = \varepsilon_r^2 = \frac{\sigma^2}{n} \dots \dots \dots (4)$$

På samma sätt fås de båda formlerna för kolumner, resp. försöksled:

$$\frac{\sum (m_k - M)^2}{n - 1} = \varepsilon_k^2 = \frac{\sigma^2}{n} \dots\dots\dots (5)$$

$$\frac{\sum (m_f - M)^2}{n - 1} = \varepsilon_f^2 = \frac{\sigma^2}{n} \dots\dots\dots (6)$$

Vi ha alltså 4 av varandra oberoende sätt att uppskatta σ^2 , vilka vi nedan sammanfatta i en översikt.

Tab. 1.

Spridningen beräknad på:	Antal frihetsgrader	Spridningskvadraten beräknas enligt formeln:
Totala materialet.....	$n^2 - 1$	$\frac{\sum v^2}{n^2 - 1} = \sigma^2$
Rader.....	$n - 1$	$\frac{n \cdot \sum (m_r - M)^2}{n - 1} = \sigma^2$
Kolumner.....	$n - 1$	$\frac{n \cdot \sum (m_k - M)^2}{n - 1} = \sigma^2$
Försöksled.....	$n - 1$	$\frac{n \cdot \sum (m_f - M)^2}{n - 1} = \sigma^2$

Om nu det gjorda antagandet om effektindexytans horisontala läge är riktigt, så skola dessa fyra σ -värden icke skilja sig systematiskt från varandra, utan inom spelrummet för tillfälligheter vara lika.

Är antagandet däremot felaktigt, så att t. ex. mellan radernas medeltal förekomma systematiska, av markdifferenser förorsakade, stora skillnader, så blir det ur radmedeltalen uppskattade σ -värdet större än de övriga. På liknande sätt blir markens ojämnhet märkbar, om den avspeglas i kolumnernas medeltal och slutligen framträder en effekt av försöksleden i ett förstorat σ ur den på dessa grundade spridningsberäkningen.

Granska vi nu emellertid det vid spridningsberäkningarna utnyttjade antalet frihetsgrader, så finna vi, att det måste återstå $[(n^2 - 1) - 3(n - 1)] = (n - 1)(n - 2)$ st., ty summan av de utnyttjade och de outnyttjade frihetsgraderna måste vara konstant och lika med det totala antalet frihetsgrader.

Den kvadratsumma, som svarar mot dessa frihetsgrader är:

$$\sum v^2 - n \cdot \sum (m_r - M)^2 - n \cdot \sum (m_k - M)^2 - n \cdot \sum (m_f - M)^2 \dots (7)$$

och vi få således härur ett femte sätt att beräkna σ . Ju större de systematiska mark- eller försöksleddifferenserna varit, desto mindre blir tydligen denna kvadratsumma och desto mindre blir alltså detta sista σ -värde.

Den sista formeln (7) är en följd av det enkla förhållandet, att kvadratsumman av avvikelserna hos en serie element, som indelats i grupper, kan uppdelas i två portioner. Den ena portionen utgöres av kvadratsumman av elementens avvikelser från resp. grupperns medeltal och den andra av den totala kvadratsumman av gruppmedeltalens avvikelser från det totala medeltalet.

För en fullt klar förståelse av den sista räkneoperationen varur ekv. (7) framgick, torde det vara nödvändigt att bevisa detta.

Om elementet betecknas med x och gruppmedeltalet med m samt det totala medeltalet med M och antalet element i varje grupp är $= n$ samt antalet grupper är $= p$, så är:

$$\sum_{pn}^{\text{I}} (x - M)^2 = \sum_{pn}^{\text{I}} (x - m)^2 + n \sum_p^{\text{I}} (m - M)^2 \dots \dots \dots (8)$$

Vi ha nämligen $x - M = (x - m) + (m - M)$ och härur, då $2 \sum (x - m)(m - M) = 0$:

$$\sum_{pn}^{\text{I}} (x - M)^2 = \sum_{pn}^{\text{I}} (x - m)^2 + \sum_{pn}^{\text{I}} (m - M)^2 \dots \dots \dots (9)$$

Men då i $\sum_{pn}^{\text{I}} (m - M)^2$ ingår lika många led, som vi ha element, således icke endast lika många, som vi ha gruppmedeltal, så kan denna term skrivas $n \sum_p^{\text{I}} (m - M)^2$, varigenom formel (8) framkommer.

På analogt sätt bevisar man att:

$$\begin{aligned} \sum_{pn}^{\text{I}} (x - M)^2 &= n \cdot \sum_p^{\text{I}} (m_r - M)^2 + n \cdot \sum_p^{\text{I}} (m_k - M)^2 + n \cdot \sum_p^{\text{I}} (m_f - M)^2 + \\ &+ \sum_{pn}^{\text{I}} (x - m_r - m_k - m_f + 2M)^2 \dots \dots \dots (10) \end{aligned}$$

Då denna formel är fundamental torde beviset för densamma, trots dess omständlighet, likväl böra meddelas.

Vi ha med de nämnda beteckningarna:

$$\left. \begin{aligned} \sum (x - M)^2 &= \sum (x - m_r)^2 + \sum \sum (m_r - M)^2 \\ \sum (x - M)^2 &= \sum (x - m_k)^2 + \sum \sum (m_k - M)^2 \\ \sum (x - M)^2 &= \sum (x - m_f)^2 + \sum \sum (m_f - M)^2 \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots (11)$$

Härur få vi genom summering och överflyttning av $2 \sum (x - M)^2$ på högra sidan:

$$\begin{aligned} \sum (x - M)^2 &= \sum (x - m_r)^2 + \sum (x - m_k)^2 + \sum (x - m_f)^2 - 2 \sum (x - M)^2 + \\ &+ \sum \sum (m_r - M)^2 + \sum \sum (m_k - M)^2 + \sum \sum (m_f - M)^2 \dots \dots (12) \end{aligned}$$

Om vi nu jämföra denna formel med (10), så visar det sig, att det återstår att bevisa, att:

$$\begin{aligned} \sum (x - m_r)^2 + \sum (x - m_k)^2 + \sum (x - m_f)^2 - 2 \sum (x - M)^2 = \\ = \sum (x - m_r - m_k - m_f + 2 M)^2 \dots\dots\dots (13) \end{aligned}$$

Vi utföra därför kvadraterna på båda sidor och det visar sig då, att identiteten är riktig, varvid vi särskilt behöva observera, att de uppträdande termerna $2 \sum \sum m_r \cdot m_k$, $2 \sum \sum m_r \cdot m_f$ och $2 \sum \sum m_k \cdot m_f$ vardera äro $= 2 \sum \sum M^2$.

I formel (10) få vi i det sista ledet fram själva effektindexytan. Inom parentesen står ju här avvikelserna från effektindexytan enligt formel (3). Härigenom erhålla vi anknytningen till det tidigare betraktelsesättet. Samtidigt finna vi, att om vi från $\sum (x - M)^2$, som är $= \sum v^2$ i tab. 1, draga $n \cdot \sum (m_r - M)^2 + n \sum (m_k - M)^2 + n \sum (m_f - M)^2$ enligt formel (7), så skola vi ovillkorligen erhålla en rest =

$$\sum [x - (m_r + m_k + m_f - 2 M)]^2,$$

angivande summan av kvadraterna på de enskilda rutornas avvikelser från effektindexytan.

Denna kvadratsumma är det tydligen, som bör läggas till grund för beräkningen av σ , ty alla de övriga kvadratsummorna kunna innehålla markdifferenser eller försöksledsdifferenser eller bådadera. Följaktligen kunna vi nu uppställa det slutliga för ett kvadratförsök gällande schemat (tab. 2).

Tab. 2.

Spridningen beräknad på	Antal frihetsgrader	Avvikelseernas kvadratsumma	Spridningskvadrat
Totala materialet	$n^2 - 1$	$\sum (x - M)^2$	Fås i alla fem fallen genom att dividera avvikelseernas kvadratsumma med motsvarande antal frihetsgrader.
Rader	$n - 1$	$n \sum (m_r - M)^2$	
Kolumner	$n - 1$	$n \sum (m_k - M)^2$	
Försöksled	$n - 1$	$n \sum (m_f - M)^2$	
Tillfälliga fel	$(n^2 - 1) - 3(n - 1) = (n - 1)(n - 2)$	$\sum (x - M)^2 - n \sum (m_r - M)^2 - n \sum (m_k - M)^2 - n \sum (m_f - M)^2 = \sum (x - m_r - m_k - m_f + 2 M)^2$	

Det torde nu vara lätt att inse hur ett motsvarande schema bör uppställas för ett blockförsök med n block och m försöksled. Det blir nedanstående:

Tab. 3.

Spridningen beräknad på	Antal frihetsgrader	Avvikelseernas kvadratsumma	Spridningskvadrat
Totala materialet	$n \cdot m - 1$	$\sum (x - M)^2$	Fås i alla fyra fallen genom att dividera avvikelseernas kvadratsumma med motsvarande antal frihetsgrader.
Block	$n - 1$	$m \sum (m_b - M)^2$	
Försöksled	$m - 1$	$n \sum (m_f - M)^2$	
Tillfälliga fel	$(nm - 1) - (n - 1) - (m - 1) = (n - 1)(m - 1)$	$\sum (x - M)^2 - m \sum (m_b - M)^2 - n \sum (m_f - M)^2 = \sum (x - m_b - m_f + M)^2$	

Om vi vid ett blockförsök ha infört den bestämmelsen, att första raden i varje block skall innehålla var sitt olika försöksled, andra raden även var sitt olika försöksled o. s. v., medan försöksledens fördelning i övrigt är slumpvis bestämd, så ha vi tydligen möjlighet att eliminera markdifferenserna ej endast mellan blocken i sin helhet, utan även mellan alla grupper av rader med samma ordningsnummer inom de olika blocken. Uppställningen blir då lika som för den romerska kvadraten (tab. 2), endast med någon formell skillnad, som framgår av nedanstående tab. 4. Där ha vi ett blockförsök med n block och m försöksled liksom i tab. 3, men med ovannämnda bestämmelse införd.

Tab. 4.

Spridningen beräknad på	Antal frihetsgrader	Avvikelseernas kvadratsumma	Spridningskvadrat
Totala materialet	$nm - 1$	$\sum (x - M)^2$	Fås i alla fem fallen genom att dividera avvikelseernas kvadratsumma med motsvarande antal frihetsgrader.
Block	$n - 1$	$m \sum (m_b - M)^2$	
Radgrupper	$m - 1$	$n \sum (m_r - M)^2$	
Försöksled	$m - 1$	$n \sum (m_f - M)^2$	
Tillfälliga fel	$(nm - 1) - (n - 1) - 2(m - 1) = (n - 2)(m - 1)$	$\sum (x - M)^2 - m \sum (m_b - M)^2 - n \sum (m_r - M)^2 - n \sum (m_f - M)^2 = \sum (x - m_b - m_r - m_f + 2M)^2$	

Vi ha därmed erhållit beräkningsschemata för de viktigaste experimentformerna. Vid den praktiska räkningen enligt dessa schemata går man så tillväga, att de tillfälliga felens kvadratsumma beräknas som differensen mellan det totala materialets kvadratsumma och radernas, kolumnernas

och försöksledens (tab. 1), resp. blockens och försöksledens (tab. 2), resp. blockens, radgruppernas och försöksledens (tab. 3) kvadratsummor, allt enligt första formeln i raden för tillfälliga fel i de tre tabellerna. Kvadratsumman av avvikelserna från markindexytan enligt andra formeln i samma rad behöver alltså inte uträknas direkt, vilket sparar betydligt med arbete. Samma differensberäkning kan, som tabellerna ange, även tillämpas på frihetsgraderna.

Ur den sista raden få vi ett värde på det tillfälliga fel, varmed varje enskild ruta eller strimma är behäftad. Det kan visserligen icke bevisas, att dessa fel verkligen äro rent tillfälliga i den meningen, att alla markens olikheter blivit fullkomligt eliminerade. Det är tvärtom, som vi förut framhållit, mycket sannolikt, att stundom någon del av markdifferenserna ingå i de tillfälliga felen. Särskilt gäller detta naturligtvis den enklare blockmetoden, där markens olikheter i endast en riktning borttagas. Men det är å andra sidan tydligt, att det allra väsentligaste av markdifferenserna, nämligen deras i block, rad- och kolumnsummor märkbara systematiska del, avlägsnas, varigenom värdet av en jämförelse mellan försöksleden oftast ökas mycket avsevärt. Man kan faktiskt i regel anse, att försöket, om än utfört på en ganska ojämn mark, ändå blir lika säkert, som om det utförts på en mark, där varje rad och varje kolumn har samma genomsnittliga bördighetsegenskaper eller där varje block och varje radgrupp äro genomsnittligt lika i avseende på markegenskaperna.

Det ligger ju i öppen dag vilken utomordentlig fördel detta innebär. Man är bl. a. icke längre bunden av de aldrig fullt uppfyllda fordringarna på försöksfältets jämnhet, som tidigare ofta varit en stötesten för fältförsökstekniken och som inom skogsvetenskapen ofta t. o. m. förhindrat försökens anläggande. Hos många utförda försök har markens ojämnheter efteråt kommit i dagen och gjort det vanskligt eller omöjligt att draga några säkra slutsatser, emedan försöksplanen byggt på förutsättningen av markens jämnhet. Även där upprepningar förekommit, har dock i regel den slumpvisa fördelningen av försöksleden försummats, varigenom resultatens säkerhet kommit att lida någon inskränkning. Ehuru således betydelsen av den slumpvisa fördelningen utan tvivel är mycket stor, bör den likväl icke överskattas. Helt säkert torde många redan utförda försök med systematisk parcellfördelning likväl med framgång kunna bearbetas.

De uppgifter, som erhållas ur tab. 2—4 och de nedan nämnda z -tabellerna, uttömma tämligen fullständigt materialets statistiska innehåll. Ehuru det således icke medför någon ökad insikt, så kan dock, om man så önskar, de erhållna uppgifterna uttryckas såsom korrelationer, vilket här endast påpekas.

Det återstår nu att ange huru försöksresultaten, sådana de framkommit efter beräkningarna enligt de meddelade schemata, skola uttydas.

Det har framhållits, att om spridningarna, som beräknas ur rader, kolumner eller försöksled för ett rutförsök, eller ur rader, block eller försöksled för ett blockförsök, äro avsevärt större än den tillfälliga spridningen i sista raden i tabellerna, så har man anledning misstänka markdifferenser eller effekt av försöksleden. Det är ju försöksledens effekt, som egentligen intresserar. Huvudfrågan kommer därför att anknytas till spridningen för försöksled och tillfälliga fel.

Ett vanligt normalt försök torde i regel icke innehålla många block eller rader och kolumner. En mycket ofta använd storlek är för rutförsök 5 rader och 5 kolumner. Vid blockförsök har man väl ej heller ofta anledning att jämföra mer än omkring 5 försöksled. Blockens antal kan ju variera, men ofta blir försöket rätt stort, om det överskrider 5 eller 6. Härav framgår att antalet frihetsgrader i de flesta fall blir rätt litet vid alla spridningsberäkningar och därjämte, att den ena spridningen stundom blir bestämd med ett annat antal frihetsgrader än den andra.

Dessa förhållanden medföra, att spridningarnas säkerhet ej kan beräknas med hjälp av vanliga medelfelsformler.

I stället har av FISHER utarbetats ett par tabeller med vars tillhjälp säkerheten i en observerad skillnad mellan två spridningskvadrater, baserade på små och även olika antal frihetsgrader, kan avläsas. Dessa tabeller, de s. k. z -tabellerna, besitta en utomordentligt stor allmängiltighet. De användas på följande sätt.

Två spridningar σ_1 och σ_2 skola jämföras med varandra, för att konstatera huruvida de äro varandra systematiskt olika eller om den ena såväl som den andra kan tänkas ha uppkommit genom ett representativt prov ur en gemensam population med spridningen σ . Den förra spridningen σ_1 kunna vi tänka oss vara den större och den är bestämd med n_1 frihetsgrader. Den andra, σ_2 , är mindre och bestämd med n_2 frihetsgrader.

Vi beräkna nu värdet $z = \ln \sigma_1 - \ln \sigma_2$, där \ln betecknar den naturliga logaritmen. Vi kunna även skriva:

$$z = \frac{\log \sigma_1 - \log \sigma_2}{0,43429} \dots\dots\dots (14)$$

I z -tabellen gå vi nu in för värdena n_1 och n_2 och avläsa det däremot svarande z -värdet. Ha vi valt z -tabellen för 5-%-punkten, så betyder det här avlästa värdet det gränsvärde, som endast i 5 fall på 100 överskrides av en slump. Om det beräknade z -värdet därför är större än tabellvärdet, så är det i 95 fall på 100 beroende på en verklig systematisk orsak. Skillnaden är som man säger signifikativ.

Motsvarande jämförelse kan också göras i z -tabellen för 1-%-punkten. Är det beräknade z -värdet större än även detta tabellvärde, så är skillnaden ännu

mera signifikativ, i det att ett större z -värde uppstår av en slump endast i 1 fall på 100.

Genom att ombyta n_1 och n_2 får man uppgift om det z -värde, som i 5 resp. 1 fall på 100 numeriskt överskrides i negativ riktning. I detta fall är således n_1 det antal frihetsgrader, som svarar mot den mindre spridningen.

z -provet möjliggör således ett avgörande av frågan, huruvida försökleden ö. h. t. haft någon signifikativ betydelse. Ett närmare studium av differenserna mellan olika försöksledsmedeltal i förhållande till dessa medeltals medelfel (jfr sid. 194) ger anvisning om vilka försöksled, som haft effekt och i vilken utsträckning effekten yttrat sig. Speciella metoder finnas utarbetade av FISHER, som möjliggöra att i detalj bestämma sannolikheten för, att en viss differens mellan två försöksled är signifikativ. För denna fråga hänvisas dock till handböckerna (framför allt FISHER, 1932).

De ifrågavarande z -tabellerna finnas i FISHERS bok *Statistical methods for research workers* (1932).

Om några sådder på Kulbäckslidens försökspark.

Skogsodlingarna på Kulbäcksliden äro icke synnerligen omfattande. Två äldre sådder med frö från orten, utförda omkring åren 1911—15, finnas, varav en ter sig ganska vacker på ett mindre område (fig. 5). Den andra, utförd som hjälpkultur i ett luckigt restgransbestånd har endast lämnat rätt svaga spår efter sig. Denna sådd synes tyda på olämpligheten av att under de där rådande förhållandena hjälpkultivera ett mera försigkommet margransbestånd. Denna trakt är emellertid icke närmare undersökt.

År 1928 hjälpkultiverades av förf. ett par kalhyggen med sparsam naturlig tallföryngring och år 1929 besåddes ett par lönbrända hyggen (fig. 6 och 7). Dessa senare sådder synas ha gått mycket väl till trots flitig kreatursbetning (fig. 8). I juni 1932 gjordes på dessa hyggen en liten planträkning, vars syftemål var att skaffa en uppgift om, dels den areal, som behövde undersökas, för att få en tillräckligt noggrann uppgift om det upptagna antalet såddrutor, dels också för att erhålla en bild av såddens beskaffenhet såsom 3-årig. Vid kostnadsberäkning av sådderna, som äro dyrbara företag, är det nödvändigt att äga en god kännedom om det verkligen utförda arbetet och det är för den skull en taxering av såddrutorna måste ske. Det har visat sig vara omöjligt, att med rimlig skärpa hålla det föreskrivna förbandet. Således kunna de ofta nog anmärkningsvärt låga skogsodlingskostnader per hektar, som man stundom får höra uppgivas, på denna grund tåla en betydande justering uppåt. För skogsodlingsverksamheten på Kulbäcksliden, som väl i måttlig omfattning kommer att fortgå en tid framåt, har det syntts förf. önskligt, att äga någon kännedom om olika skogsodlingsmetoders användbarhet



Fig. 5. Tallfrösädd på Kulbäcksliden, utförd år 1915.
Young crop of Scotch Pine, from sowing 1915.

Foto L. TIRÉN.



Fig. 6. Svagt löpbränt, med tallfrö besätt hygge på *Dryopteris*-mark. Trakt 4, avd. III.
Slightly fired clear-cutting on *Dryopteris* type, sowed with Scotch Pine.

Foto L. TIRÉN.



Fig. 7. Svagt löpbränt, med tallfrö besätt hygge på *Vaccinium*-mark. Trakt 4, avd. I.
Slightly fired clear-cutting on *Vaccinium* type, sowed with Scotch Pine.

Foto L. TIRÉN.



Fig. 8. Kreatursbetning i skogssådderna på Kulbäckslidens försökspark.
Grazing in the forest sowings on Kulbäcksliden experimental forest.

Foto L. TIRÉN.

under de på försöksparken rådande naturförhållandena. Det torde vara bekant, att Kulbäckslidens försökspark varit och till stor del ännu är bevuxen med gammal c:a 230-årig granskog, till stor del av »lusgrantyp». Här och där förekomma insprängda tallar, vilka utgöra en nått och jämnt användbar stomme att uppbygga en naturlig tallföryngring på. Råhumustäcket är i regel mäktigt och det tar fördenskull och på grund av den ofta nordliga eller nordostliga expositionen en betydande tid, innan hyggena mogna. Därtill är marken i regel mycket fuktig och vattenbesvärad, vilket framgår bl. a. av de omfattande dikningar, som behövt och alltjämt behöva göras på parken. Denna fuktighet hos skogsmarken är en för skogsodlingarna betydelsefull och i regel ogynnsam egenskap. Härigenom blir nämligen uppfrysningen och, som vi skola se, även andra vatten- och frostsador i regel mycket stora. Det har därför ansetts motiverat, att försöka utforska olika skogsodlingsmetoders effekt särskilt i detta avseende. Naturligtvis är syftet att söka få fram en ny metod, som är bättre än andra. T. v. har emellertid experimentarbetet på denna punkt icke kommit långt, utan huvudsakligen inriktats på att pröva de metoder, som redan finnas eller som med lätthet kunna avledas av dessa.

Alla de undersökningar, som här vidrörts, ha bedrivits med mycket ringa penningmedel och ha till följd härav måst givas en mycket blygsam omfattning. De kunna i det skick de nu befinna sig endast göra anspråk på att tjäna som en handledning för förf. själv vid skogsskötseln på parken. Det har dock syntts berättigat att redogöra för dem, emedan de på ett gott sätt illustrera betydelsen och tillämpningen av den fältförsöksteknik, varom utförligt talats i de föregående kapitlen.

Såddförsök.

På trakt 37 av Kulbäckslidens försökspark anlades i juni 1932 tre stycken små såddförsök enligt blockmetoden.

Beskrivning.

Såddyta n:r 1.

Hygge: Upptaget vintern 1931—32. Från försöksområdet undanskaffades riset, eljest vidtogs ingen åtgärd.

Vegetationstyp: *Dryopteris*-typ; fuktig variant, med fläckvis förekomst av *Geranium* och enstaka *Sphagnum*-fläckar.

Fuktighetsförhållanden: Fuktigt. Rikligt genomsilande grundvatten, i vissa partier ända upp i dagytan, i andra på lägst 40 à 50 cm djup.

Humustäcke: c:a 5 cm. F-skiktet genomdraget av levande rötter, som starkt försvårade arbetet. H-skiktet svart och myllartat, rikt på kollämningar efter tidigare skogseldar.

Podsoltyper: En blandning av järnhumuspodsol av sluttningstyp och humuspodsol med svag anrikning. Dominerande är järnhumuspodsol. Hällen ligger i allmänhet ganska nära markytan, vilket är typiskt för hela detta område av försöksparken. Blekjorden i allmänhet c:a 12 cm, starkt humös.

Lutningsförhållanden: Marken lutar medelstarkt mot norr.

Såddyta n:r 2.

Hygge: Lika som föregående.

Vegetationstyp: *Vaccinium*-typ med dominerande *Hylocomia* och *Vaccinia*. Smärre obetydliga partier i kanterna tendera mot *Dryopteris*-typ.

Fuktighetsförhållanden: Friskt, i smärre partier i kanterna dragning åt fuktigt. I genomsnitt den torraste av de tre ytorna.

Humustäcke: c:a 3 cm. F-skiktet genomdraget av levande rötter, ehuru i mindre grad än å yta 1. H-skiktet tunt.

Podsoltyp: Järnpodsol, å de fuktigare partierna dragning mot järnhumuspodsol. Blekjord c:a 10 cm, rostjord c:a 20 cm.

Lutningsförhållanden: Marken lutar medelstarkt mot norr.

Såddyta n:r 3.

Hygge: Lika som föregående.

Vegetationstyp: *Vaccinium*-typ med en mera suraktig anstrykning. Dominerande *Hylocomia* och *Vaccinia*.

Fuktighetsförhållanden: Friskt, med delvis någon dragning åt fuktigt. Fuktigheten på denna yta är icke av samma godartade natur som på yta 1. *Dryopteris* och *Geranium* trivas icke.

Humustäcke: c:a 6 cm. Rätt tjock levande märkbetäckning.

Podsoltyp: Järnpodsol. Enstaka fläckar humuspodsol med stark anrikning och i fuktigare partier järnhumuspodsol med stundom tydligt utbildad övre humös zon i rostjorden. Podsoltyperna giva här en antydning om orsaken till, att fuktigheten på denna yta är av annan natur än på yta nr 1. Det är nämligen sannolikt att ytan besväras av översilningsvatten från den ovanför liggande långa sluttningen.

Lutningsförhållanden: Marken lutar svagt mot norr.

Ytorna voro 25 × 30 m stora och indelades i 5 block, vardera med storleken 6 × 25 m. Inom varje block gjordes 5 rader av såddrutor efter var sin metod. Varje rad var således 25 m lång och den innehöll 25 gropar. De förekommande skogsodlingsmetoderna voro följande:

I = rutsådd utan djupluckring.

II = rutsådd utan djupluckring, med fröet utsått i gropens kanter på gränsen mellan humus och mineraljord.

III = rutsådd utan djupluckring med alla frön lagda i en liten flat fördjupning, åstadkommen med en trästamp med cirkelrund ändyta med 5 cm diameter. Fröet övertäcktes med några mm jord.

IV = streck-rutsådd utan luckring, med användning av ett trekantigt järn, varmed en fåra upptogs (se härom HEIKINHEIMO, 1931).

V = den levande markvegetationen avflåddes, men icke humustäcket. I detta upptogs med en spade en c:a 1'' bred fåra, som stundom nådde ner till mineraljorden, stundom icke. I fåran utsåddes fröna. Denna metod liknar nära WIBECKS (1932) rispsådd.

Som tydligt framgår av denna beskrivning har man försökt motverka uppfrysningen på ett par olika sätt, nämligen vid metod II och V genom att låta plantorna uppkomma i närheten av det skyddande humustäcket och vid metod III genom att låta plantorna uppkomma mycket tätt inom ett väl tillstampat litet område.

Försöksplanerna voro följande:

Tab. 5. Yta nr 1.

	Rad 1	Rad 2	Rad 3	Rad 4	Rad 5
Block 1	I	IV	V	III	II
» 2	II	III	I	V	IV
» 3	V	I	II	IV	III
» 4	IV	II	III	I	V
» 5	III	V	IV	II	I

Yta nr 2.

	Rad 1	Rad 2	Rad 3	Rad 4	Rad 5
Block 1	IV	I	II	V	III
» 2	I	IV	V	III	II
» 3	V	III	IV	II	I
» 4	III	II	I	IV	V
» 5	II	V	III	I	IV

Yta nr 3.

	Rad 1	Rad 2	Rad 3	Rad 4	Rad 5
Block 1	IV	I	II	V	III
» 2	V	IV	III	I	II
» 3	I	II	V	III	IV
» 4	III	V	IV	II	I
» 5	II	III	I	IV	V

Av försöksplanerna framgår, att första raden inom varje block innehåller var sitt försöksled, likaså andra raden o. s. v. Följaktligen äger schemat i tab. 4 tillämpning. Fördelningen av försöksleden inom blocken och inom raderna är, som man ser, oregelbunden. Den har åstadkommit genom slumpvis utlottning av nummerade lappar.

I varje såddruta utsåddes med ett frömått i genomsnitt 53 tallfrön med en av Centrala frökontrollanstalten bestämd grobarhet våren 1932 av 77 %.

Den första revisionen skedde i september 1932, således samma år sådden utfördes. Resultaten voro då följande antal plantor (tab. 6).

Den statistiska analysen för t. ex. yta nr 1 utföres nu på följande sätt enligt schema tab. 4. Först beräknas kvadratsumman av de 25 avvikelserna för totala materialet. Denna blir: $(435 - 246)^2 + (222 - 246)^2 + (260 - 246)^2 + \dots = 530334,0$. Det bör här observeras, att medeltalen äro avrundade, varför en kontrollräkning enligt ovanstående uppgifter icke kommer att stämma precis med de nedan meddelade siffrorna. För block få vi följande kvadratsumma: $(259 - 246)^2 + (234 - 246)^2 + (244 - 246)^2 + \dots = 532,4$. Denna summa skall enligt schemat multipliceras med m , som i detta fall är $= n = 5$. Vi få alltså kvadratsumman för block $= 2662,0$. För rader få vi på samma vis: $(270 - 246)^2 + (277 - 246)^2 + \dots = 4750,3$ och 5 gånger denna summa blir $= 23751,6$. Så vidare för försöksled, där vi få $(407 - 246)^2 + (401 - 246)^2 + \dots = 96418,6$ och 5 gånger denna summa $= 482093,2$.

Hela räkningen uppställles enklast i ett schema i nära överensstämmelse med tab. 4. Vi få då följande uppställning:

Spridningsanalys av yta nr 1, sept. 1932.

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$m\sigma$
Total.....	24	530 334,0	22 097,3	149	—
Block	4	2 662,0	665,5	26	3,258
Rader.....	4	23 751,6	5 937,9	77	4,344
Försöksled.....	4	482 093,2	120 523,3	347	5,849
Fel.....	12	21 827,2	1 818,9	43	3,761

Av tablån framgår det, att den tillfälliga spridningen hos de enskilda såddraderna uppgår till 43 plantor. Ur försöksleden har däremot beräknats en mycket större spridning $= 347$. Det vill alltså synas, som om försöksledens medeltal icke kunna förklaras som en slumpvis uppkommen serie, framställd genom att ta ihop rader om 5 stycken i gruppen ur en likformig massa av plantrader med spridningen 43. Försöksleden synas tvärtom ha haft en kraftig effekt. D. v. s. vi kunna misstänka, att något eller några av försöksleden kraftigt ha avvikit i endera riktningen från de övriga.

Tab. 6. Såddyta nr 1. Sept. 1932.

Block	Rader					Medeltal	Medeltal för försöksled	
	1	2	3	4	5			
1	I 435	IV 222	V 260	III 79	II 301	259	I	407
2	II 460	III 67	I 372	V 115	IV 154	234	II	401
3	V 202	I 449	II 356	IV 202	III 12	244	III	49
4	IV 224	II 476	III 56	I 411	V 112	256	IV	200
5	III 30	V 170	IV 200	II 412	I 368	236	V	172
Medeltal	270	277	249	244	189	246		
Såddyta nr 2. Sept. 1932.								
1	IV 684	I 702	II 559	V 284	III 477	541	I	737
2	I 722	IV 591	V 339	III 380	II 525	511	II	543
3	V 384	III 486	IV 621	II 609	I 686	557	III	437
4	III 440	II 495	I 692	IV 631	V 322	516	IV	649
5	II 527	V 327	III 401	I 882	IV 718	571	V	331
Medeltal	551	520	522	572	546	539		
Såddyta nr 3. Sept. 1932.								
1	IV 482	I 751	II 559	V 435	III 485	542	I	679
2	V 486	IV 405	III 282	I 783	II 627	517	II	621
3	I 731	II 725	V 477	III 406	IV 627	593	III	316
4	III 227	V 349	IV 397	II 710	I 626	462	IV	431
5	II 485	III 180	I 506	IV 246	V 267	337	V	403
Medeltal	482	482	444	516	526	490		

Hur pass säker denna effekt är kunna vi avläsa av z -värdet. Detta blir = $5,849 - 3,761 = 2,088$. I z -tabellen avläsa vi nu för $n_1 = 4$ och $n_2 = 12$ frihetsgrader ett värde = $0,5907$ för 5 %-punkten och $0,8443$ för 1 %-punkten. Härav framgår att ett z -värde om $2,088$ icke kan uppkomma av en slump ens på långa vägar i 1 fall på 100. Följaktligen kunna vi med bestämdhet konstatera, att de olika skogsodlingsmetoderna i detta fall medfört verkliga, systematiska skillnader i antalet uppkomna plantor.

Vilka de försöksled äro, som väsentligen avvikit, kunna vi finna genom att studera medeltalen för försöksled i tab. 6.

För rader och block finna vi z -värdena $0,583$ och $0,503$, vilka, jämförda med 5 %-punkten $0,5907$, visa, att markdifferenser kunna misstänkas förekomma, men att de icke i statistisk mening äro ställda utom allt tvivel. Emedan denna yta dock t. o. m. för ögat erbjöd tydliga markolikheter inom sig, så ger detta anledning till slutsatsen, att man icke bör överskatta den ogynnsamma inverkan av ojämn markbeskaffenhet vid försök av detta slag.

För ytan nr 2 ställer sig motsvarande analys på nedanstående sätt:

Spridningsanalys av yta nr 2, sept. 1932.

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	24	583 118,0	—	—	—
Block.....	4	13 271,2	3 317,8	—	—
Rader.....	4	5 784,8	1 446,2	—	—
Försöksled.....	4	524 329,6	131 082,4	362,0	5,582
Fel.....	12	39 732,4	3 311,0	57,6	4,054

z -värdet för jämförelsen mellan fel och försöksled = $1,528$, vilket värde utvisar en signifikativ effekt av försöksleden.

Spridningsanalys av yta nr 3, sept. 1932.

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	24	740 660,0	—	—	—
Block	4	191 844,0	47 961,0	219,0	5,389
Rader	4	21 116,2	—	—	—
Försöksled.....	4	471 997,0	117 999,3	343,6	5,840
Fel	12	55 702,8	4 641,9	68,1	4,221

z -värdet för jämförelse mellan fel och försöksled är här = $1,619$, vilket utvisar en klar signifikativ effekt av försöksleden. På denna yta utvisar z -värdet för block en tydlig ojämnhet i markegenskapernas fördelning över ytan.

Beträffande såddresultatet i sept. 1932 behöva vi endast göra några korta påpekanden med stöd av de anförda tabellerna 6. Det framgår av dessa, att antalet plantor alltid är störst vid den vanliga rutsådden. Andra och tredje rummen delas av metod II och IV. Vid den förra såddes fröet i kanten och därigenom har plantprocenten tydligen något nedtryckts. Metoden IV bestod av sådd i en med ett trekantigt järn upptagen fåra. Även här är plantprocenten reducerad, av vad anledning är svårt att säga, men möjligen har en del frö flutit bort ur gropen med regnvatten. En sådan effekt underlättas otvivelaktigt på lutande mark av den väl markerade fåran. Fjärde och femte rummen intagas av metoderna V och III. Beträffande metod III bör anmärkas, att det abnormt låga plantantalet för denna metod på yta nr 1 beror på en uppkommen skadegörelse (av ekorrar eller fåglar). I det stora hela visar metod III det sämsta resultatet och metod V det närmast sämsta. Vid metod V har groningen tydligt försämrats och förlångsammats i de ganska trånga och djupa fårorna, varjämte även här en del frö kan ha flutit bort.

Beträffande resultaten från de olika ytorna observeras, att den fuktigaste ytan har givit det sämsta resultatet och den torraste det bästa, detta även om metod III borträknas. Resultatet är statistiskt säkert och synnerligen anmärkningsvärt, ty vid revisionen i sept. hade ännu ingen frost inträffat, som eljest kunde förklara förhållandet. Sannolikt får man antaga, att fuktigheten på åtminstone den fuktigaste ytan nr 1 i själva verket varit överoptimal (jfr MORK 1932 och TIRÉN 1934).

Vid revision i juni 1933 registrerades vidstående resultat (tab. 7).

Effekten av de olika såddmetoderna är efter en vinter lika tydlig som förut. Avgången av plantor har varit mycket stor, vilket man finner vid en jämförelse med tab. 6. Procenten avgångna plantor är för:

yta 1	= 74 %
» 2	= 34 %
» 3	= 46 %

Avgången av plantor synes tydligt avspegla ytornas fuktighetsförhållanden, i det den fuktigaste ytan 1 förlorat proportionsvis mest och den torraste ytan 2 minst.

För de olika såddmetoderna erhålla vi följande avgångsprocenter:

I	= 52
II	= 43
III	= 54
IV	= 62
V	= 46

Tab. 7. Såddyta nr 1. Juni 1933.

Block	Rader					Medeltal	Medeltal för försöksled	
	I	2	3	4	5			
1	I 117	IV 30	V 100	III 12	II 132	78	I	93
2	II 143	III 25	I 100	V 30	IV 13	62	II	150
3	V 80	I 51	II 145	IV 23	III 0	60	III	12
4	IV 4	II 179	III 14	I 104	V 29	66	IV	25
5	III 10	V 54	IV 57	II 151	I 94	73	V	59
Medeltal	71	68	83	64	54	68		

Såddyta nr 2. Juni 1933.

1	IV 494	I 414	II 340	V 177	III 361	357	I	484
2	I 514	IV 300	V 237	III 230	II 438	344	II	374
3	V 316	III 371	IV 269	II 433	I 430	364	III	287
4	III 210	II 304	I 461	IV 346	V 258	316	IV	389
5	II 354	V 205	III 261	I 601	IV 535	391	V	239
Medeltal	378	319	314	357	404	354		

Såddyta nr 3. Juni 1933.

1	IV 226	I 361	II 331	V 263	III 267	290	I	368
2	V 230	IV 148	III 107	I 407	II 406	260	II	397
3	I 466	II 451	V 226	III 253	IV 273	334	III	166
4	III 110	V 236	IV 208	II 468	I 364	277	IV	189
5	II 331	III 91	I 241	IV 88	V 169	184	V	225
Medeltal	273	257	223	296	296	269		

De lägsta avgångsprocenterna i medeltal på alla tre ytorna uppvisa således metoderna II och V, d. v. s. de två metoder, där fröet bragts så mycket som möjligt i närheten av humustäcket.

Åtskilliga av dessa differenser äro statistiskt säkerställda.

Då emellertid plantantalen på våren 1933 voro följande:

$$\begin{aligned} \text{I} &= 315 \\ \text{II} &= 307 \\ \text{III} &= (226) \text{ (endast två ytor)} \\ \text{IV} &= 201 \\ \text{V} &= 174 \end{aligned}$$

så är således trots den större avgången likväl den vanliga rutsådden överlägsen. Det blir alltså i första hand fråga om den hittills konstaterade förbättringen av metoderna II och V relativt till I kommer att med tiden ytterligare fortskrida. Sker så, kan det komma att visa sig, att t. o. m. metod V kan bli överlägsen metod I i fråga om plantantal.

De ovannämnda plantantalen äro medeltal per rad om 25 rutor. Medelantalet plantor per ruta blir således:

$$\begin{aligned} \text{I} &= 12,6 \\ \text{II} &= 12,3 \\ \text{III} &= (9,0) \\ \text{IV} &= 8,0 \\ \text{V} &= 7,0 \end{aligned}$$

Härav framgår att även metod V, som annars lämnat det minsta antalet plantor, likväl givit ett fullt tillräckligt antal plantor per såddruta.

Antalet O-rutor per rad blir för de olika metoderna i genomsnitt:

$$\begin{aligned} \text{I} &= 3,5 \\ \text{II} &= 1,5 \\ \text{III} &= (7,0) \\ \text{IV} &= 8,1 \\ \text{V} &= 4,1 \end{aligned}$$

I genomsnitt ligga således metoderna III och IV avsevärt sämre till i detta hänseende än de övriga. Särskilt framstår däremot metod II som den överlägsna.

Sammanfattas antalet plantor, överlevelseprocenten och antalet rutor med plantor med lika vikt till ett totalomdöme, få vi följande serie relativa tal:

$$\begin{aligned} \text{I} &= 112 \\ \text{II} &= 120 \\ \text{III} &= (92) \\ \text{IV} &= 81 \\ \text{V} &= 95 \end{aligned}$$

Här kommer alltså metod II som 1:a, metod I som 2:a, metod V som 3:a, metod III som 4:a och metod IV som 5:a.

Nu tillkommer emellertid arbetsåtgången som en mycket viktig faktor. Härvid kunna endast relativa siffror anföras, emedan de försöksmässiga förhållandena naturligtvis omöjliggöra en direkt överflyttning av arbetstidsuppgifterna till fältmässiga förhållanden.

De 4 första metoderna fordra upptagandet av såddrutor, där mineraljorden blottlagts; de äro således i detta hänseende likställda, till skillnad från metod V, där endast markvegetationen bortskaffas. Därför ha metoderna I—IV sammantagits, varvid man således bortsett från den skillnad, som kan råda mellan dessa inbördes. Det visade sig, att metod V krävt endast ungefär 56 % av den genomsnittliga arbetsåtgången för metoderna I—IV.

Ehuru det icke är förf:s mening att på frågans nuvarande stadium göra någon som helst reklam för såddmetoden V, så förtjänar det dock att framhållas, att resultaten från detta försök i flera avseenden stå i samklang med WIBECKS (1932) omfattande undersökningar, av vilka det framgått, att rispsådden väl förtjänar uppmärksamhet, dels på grund av den minskade uppfrysningen (plantavgången), dels på grund av dess prisbillighet. Metoden ifråga, som rätt nära överensstämmer med metod V, torde därför väl vara värd ett mera ingående studium och bör utvecklas genom konstruktion av lämpliga redskap.

Vidare framstår den s. k. streck-rutsådden, metod IV, som avgjort underlägsen de andra på dessa fuktigare marktyper. Denna metod har i Finland givit utmärkta resultat (HEIKINHEIMO 1931) på torrare marker och även i detta försök är den mest till sin fördel på den torraste ytan. För de flesta av Kulbäckslidens marker torde den emellertid icke kunna rekommenderas.

Vid revisionen i juni 1933 skildes de döda eller döende plantorna i var 5:e ruta på sådana, som voro väl rotfästade och därför sannolikt icke omkommit genom uppfrysning och sådana som voro m. l. m. helt upplyftade ur jorden. Uppdelningen är visserligen icke oantastlig, emedan en del rotfästade plantor tidigare kunna ha varit uppfrosna, men med sättningen i jorden åter råkat fastna rätt väl, men i det stora hela finnes anledning antaga, att klasserna likväl representera olika dödsorsak. Observationer ha gjorts över isförekomsten i rutorna, och det är mycket sannolikt, att denna, utan att uppfrysnings-

företeelser varit med i spelet, likväl i stor utsträckning förmått döda plantorna, i det att en del plantor, som vid tjällossningen iakttogos (av skogsmästare O. HENRIKSSON) och ej visade tecken på uppfrysning, likväl senare förändrade färg och småningom dogo.

Procenttalen blevo följande:

Såddmetod	I	II	III	IV	V
Uppfrusna plantor	28	16	18	13	10 %
På annat sätt döda plantor	20	19	35	40	33 %

Det visar sig härav att de tre sista metoderna ha en betydande övervikt för de »på annat sätt döda» plantorna. Utan tvivel har man rättighet att sätta detta förhållande i samband med utformningen av sådd-rutans topografi. Vid alla dessa tre metoder uppstår nämligen, som en följd av såddmetodiken, en tendens till grop-formig topografi, med därav följande möjlighet för vatten att stagnera i såddrutan och där frysa till is, som innesluter plantorna. Att så verkligen sker har direkt iakttagits av skogsmästare O. HENRIKSSON. Det torde därför vara möjligt, att såddrutans topografi spelar en viss roll i och för sig, alltså även inom en och samma såddmetod. Vi få senare anledning att återkomma härtill.

Skogsodlingsredskap.

På lättarbetade, väl mogna hyggen är otvivelaktigt den vanliga hacktypen mycket användbar, även om piken i de norrländska uppfrysande markerna saknar större betydelse och borde kunna utbytas mot ett hackblad, varigenom hackan således skulle få två likadana blad. På de mera råa markerna, med yvig markvegetation och tjock råhumus blir emellertid arbetet med råhumusens avfläkande mycket stort, emedan alla rötter måste antingen avslitas eller också hackaren löshacka en torva från alla fyra hållen. Därigenom uppstår både onödig kraft- och tidsförlust. Förf. har iakttagit hackarnas arbete och har icke kunnat värja sig för den uppfattningen, att hackredskapets egenskaper till stor del bära skulden till det synbarligen ansträngande arbetet.

En avsevärd förbättring har synts kunna uppnås genom att ställa ett hackblad parallellt med skaftet som på en yxa. En sådan hacka stod emellertid icke till förfogande, utan endast en s. k. basvägsyxa, som, fränsett alltför tjockt gods, eljest hade de erforderliga egenskaperna. Hackan har ställts till förf:s disposition av A.-B. Skogs- och Flottningsmateriel.

Med denna basvägsyxa och en vanlig såddhacka (även från A.-B. Skogs- och Flottningsmateriel) anställdes våren 1933 en sådd på samma hygge, som de förut omtalade såddytorna lågo. Två arbetare deltog i sådden. De gingo var sin rad bredvid varandra och bytte sedan hackor och fortsatte tillbaka igen. 4 rader bilda alltså ett block med 4 behandlingsmetoder, nämligen arbe-

taren A med hacka, arbetaren B med hacka, arbetaren A med yxa och arbetaren B med yxa.¹⁾ Inalles besåddes på detta sätt 14 block. Medelantalet rutor per timme har registrerats.

Vi få följande analys:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	55	5 262	—		
Block.....	13	3 186	—		
Försöksled.....	3	747	249,0	15,8	2,760
Fel.....	39	1 329	34,1	5,8	1,758

Då z-värdet blir = 1,002 och 1 %-punkten är 0,740, så ha försöksleden haft signifikativ effekt.

Man kan av ovanstående analys icke utläsa, huruvida denna effekt övervägande beror på de två arbetarnas möjligen olika arbetsförmåga eller på skogsodlingsredskapens olika egenskaper. Kvadratsumman för försöksled kan emellertid uppdelas i tre delar, en beroende på skillnader mellan arbetare, en på skillnader mellan redskap och en på samspel (*interaction*) mellan arbetare och redskap, i det att det ena redskapet kan vara proportionsvis bättre i den ene arbetarens hand än i den andres. Vi få ur medeltalen för arbetare och redskap följande analys:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ
Försöksled.....	3	747	—	—
Arbetare.....	1	61	61	7,8
Redskap.....	1	669	669	25,9
Samspel.....	1	17	17	4,1

Analyserna sammanfattas sålunda:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	55	5 262	—	—	—
Block.....	13	3 186	—	—	—
Arbetare.....	1	61	61,0	7,8	—
Redskap.....	1	669	669,0	25,9	3,254
Samspel.....	1	17	17,0	4,1	—
Fel.....	39	1 329	34,1	5,8	1,758

z-värdet för redskap blir 1,496, vilket värde överstiger 1 %-punktens. Således ha de båda redskapstyperna givit utpräglad effekt,

¹⁾ De fyra behandlingsmetoderna ha i detta försök av kostnadsskäl icke fördelats slumpmässigt inom blocket. Det har syntts berättigat att avstå härifrån, då varje block blir mycket smalt och fördenskull inga större markdifferenser inom blocken kunna uppstå.

medan däremot ingen säker differens kan påvisas mellan arbetarna. Ej heller uppnår samspelseffekten ett signifikativt värde.

Den slutsats, som kan dragas av detta lilla experiment är närmast, den, att det bör vara mycket lätt att konstruera ett skogsodlingsredskap, som på marker av ifrågavarande art ökar arbetsprestationen med minst 13 % och sannolikt betydligt mera, enär den använda basvägsyxan ingalunda var idealisk. Detta bör åvägabringas genom att göra hackan 2-bladig, med det ena bladet ställt som på en vanlig yxa, varjämte godset i detta blad bör göras så tunt som möjligt är. Ytterligare detaljförbättringar kunna väl även tänkas, särskilt om man avser att närma sig mot skogsodlingsmetoden V, men härom kan för ögonblicket ingenting bestämt sägas.

En annan sak, som är värd ett påpekande, är den, att det enligt ovanstående exempel visat sig vara möjligt att underkasta en helt vanlig sådd en ganska djupgående statistisk analys, varigenom ett betydligt större antal upplysningar kunna erhållas ur materialet, än som varit möjligt den förutan. Därtill får man klara besked om resultatens värde, vilket i detta fall är särskilt viktigt, då de möjligen kunna föranleda m. l. m. dyrbara experimentarbeten. Det hela har kunnat uppnås genom en mycket enkel specialorganisation av skogsodlingsarbetet, som icke märkbart hindrat dess normala fortgång.

Undersökning av en skogsodling.

En skogsodling, utförd år 1929, undersöktes år 1932 genom en linjetaxering. Linjebredden var 10 meter och taxeringsbandet indelades i 10 m långa delsträckor (10 × 10 m). Dessa indelades ytterligare i fyra delytor om 5 × 5 m. På samtliga ytor räknades antalet såddrutor och antalet plantor i varje ruta. Inom en delruta (5 × 5 m) antecknades vidare en del uppgifter om vegetationen i rutorna, om plantornas utseende m. m. samt om såddrutans topografi. Varje delsträcka (10 × 10 m) hänfördes till en viss vegetationstyp, varjämte vissa specialanteckningar gjordes om sträckans vegetation. En del av dessa uppgifter skola vi nedan utnyttja till en belysning av de förutnämnda statistiska arbetsmetoderna.

Vi önskade först ha en uppgift om den erforderliga taxeringsprocenten för erhållande av en tillräckligt noggrann uppgift om arbetsresultatet. Då ingen markerad gång i rutantalet kan spåras, så är denna uppgift lätt löst genom att beräkna spridningen hos hela och halva delsträckors rutantal omkring resp. medeltal.

De procentuella spridningarna bliva:

Trakt 4, avd. I.

10 × 10 m:s sträckor: = 8,7 %
 5 × 10 » » = 11,5 %

Trakt 4, avd. III.

10 × 10 m:s sträckor: = 8,5 %
 5 × 10 » » = 10,7 %

Medelvärden

10 × 10 m:s sträckor: = 8,6 %
 5 × 10 » » = 11,1 %.

Ur ovanstående medelvärden erhållas följande uppgifter:

För ett medelfel å medeltalet av antalet såddgropar om resp. 1, 2 och 3 % fordras, vid representativt utlagda 10 × 10 m:s och 5 × 10 m:s rutor följande antal rutor och taxerade arealer:

10 × 10 m:s rutor:	1 %	medelfel:	74 st.	= 0,74 har
	2 %	»	18 »	= 0,18 »
	3 %	»	8 »	= 0,08 »
5 × 10 m:s rutor:	1 %	»	123 »	= 0,62 »
	2 %	»	31 »	= 0,15 »
	3 %	»	14 »	= 0,07 »

Följaktligen uppnår man samma noggrannhet med en mindre areal om rutorna göras 5 × 10 m i st. f. 10 × 10 m. Möjligen kunna ännu mindre rutor visa sig ännu mera fördelaktiga, men detta har icke närmare undersökts, av den anledningen, att man i det praktiska taxeringsarbetet med fördel betjänar sig av en taxeringslinje, som lämpligen ej bör vara smalare än 5 m. Hur taxeringen i detalj bör tillgå behöva vi här ej uppehålla oss vid.

På tal om såddförsöken visade det sig, att plantresultatet blev sämre, ju fuktigare ytan var. Det kunde därför vara av intresse att se, om detta förhållande återspeglas i skogsodlingarna. På hyggerna funnos både *Vaccinium*-typ och *Dryopteris*-typ företrädde. Vi ställa oss då uppgiften att pröva, om dessa båda vegetationstyper medfört systematiska differenser i plantresultatet.

Vi beräkna först medelantalet plantor per såddruta inom varje enskild delsträcka (10 × 10 m). Det totala medeltalet av dessa medeltal anger (med bortseende från de ringa viktsförändringarna på grund av det något olika såddrutsantalet i de olika delsträckorna) medelantalet plantor per ruta på hela hygget. De enskilda delsträckornas avvikelser från det totala medeltalet beräknas, kvadreras och summeras (enligt kända arbetsformler). Då vi ha 80 st. delsträckor, svarar mot denna totala kvadratsumma 79 frihetsgrader.

Därefter göres motsvarande beräkning särskilt för varje vegetationstyp. Denna kvadratsumma anger summan av avvikelsekvadraterna omkring vardera typmedeltalet, och då vi ha 2 typer och i vardera gruppen 1 frihetsgrad utnyttjas, så återstår för kvadratsumman inom typerna 78 st. frihetsgrader.

Skillnaden mellan de båda kvadratsummorna anger den del av den totala kvadratsumman, som beror på typdifferenser. Analysen blir alltså följande:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	79	194,70	—	—	—
Inom typer.....	78	150,17	1,925	1,39	0,3293
Mellan typer.....	1	44,53	44,534	6,68	1,8991

Då $z = 1,5698$ och 1 %-punktens z -värde är mindre än 1, så framgår härav, att skogsodlingsresultatet är markant olika på de båda vegetationstyperna. Medeltalet plantor pr ruta var för:

Vaccinium-typen = 5,5 st.

Dryopteris-typen = 3,8 st.,

varför alltså skogsodlingen lyckats avsevärt mycket sämre på den senare. Resultatet står uppenbarligen i fullkomlig samklang med det förut omtalade såddförsöket och utgör ett bestämt observandum att taga trängre förband och ökade frömängder i övervägande vid skogsodling på traktens *Dryopteris*-typer (jfr ENEROTH, 1934).

Ett annat resultat, som framgick av såddförsöket, var avgångsprocentens samband med såddrutans topografi. Vi kunna undersöka, huruvida detta hållit streck vid den ifrågavarande skogsodlingen.

Såddrutornas utseende indelades nämligen vid taxeringen i följande klasser:

Såddruta med horisontal yta	= h
» » måttligt lütande yta	= l
» » brant » »	= b
» » gropformig »	= g

jämte en del mellanformer, från vilka vi bortse i detta sammanhang.

Om vi som förut beräkna den totala kvadratsumman och kvadratsumman inom vardera av de fyra grupperna (varvid som förut plantantalet pr ruta är variabel), så få vi för *Dryopteris*-typen följande analys:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$\ln \sigma$
Total.....	311	5 536	—	—	—
Inom grupper.....	308	5 390	17,50	4,18	1,4303
Mellan grupper.....	3	146	48,67	6,98	1,9431

z -värdet = 0,5128 överstiger 5 %-punktens värde och effekten av såddrutans topografi måste anses fastställd.

För *Vaccinium*-typen är samma effekt däremot icke möjlig att konstatera.

Nu kan man emellertid göra berättigade invändningar mot ovanstående bevisföring. Om nämligen vissa marker ha benägenhet för att giva upphov till rutor med en viss topografi, t. ex. så, att gropformiga rutor företrädesvis utbildas på fuktiga marker, så kan en god del av ovanstående effekt förklaras av ojämn fördelning av rutorna på olika markslag. Vi ha visserligen indelat marken i två vegetationstyper och därmed lyckats separera det väsentliga av fuktighets- och andra markförhållandens inverkan från effekten, men ännu torde variationen inom typerna vara tillräckligt stor för att medgiva en maskering av den verkliga effekten. Vi kunna övertyga oss därom, att systematiska differenser mellan olika delsträckor verkligen finnas på ett och samma *Dryopteris*-hygge. För hygget T. 4, avd. III få vi följande analys:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$ln\sigma$
Total.....	409	8 310	—	—	—
Inom sträckor.....	375	6 758	18,02	4,24	1,445
Mellan sträckor.....	34	1 552	45,65	6,76	1,911

z -värdet = 0,466 överstiger 1 %-punkten.

Kvadratsumman »inom sträckor» kan nu uppdelas i två delar, varav den ena beror på spridningen mellan olika topografiska grupper inom samma delsträcka och den andra på spridningen inom varje topografisk grupp inom samma sträcka. Den sista kvadratsumman ger tydligen ett adekvat uttryck åt de tillfälliga felen. Vi få analysen:

	Frihetsgr.	Kvadrats:a	σ^2	σ	$ln\sigma$
Inom sträckor.....	375	6 758	—	—	—
Mell. topogr. gr. inom samma str.	60	1 370	22,83	4,78	1,564
Inom » » » » »	315	5 388	17,10	4,14	1,421

z -värdet blir = 0,143. 5 %-punktens värde är 0,154, varför tydligen värdet 0,143 kan tänkas uppkommet av en slump i något mer än 5 fall på 100. Emellertid torde denna sannolikhet räcka till att motivera slutsatsen, att såddrutans topografiska beskaffenhet utövat ett visst inflytande på plantmaterialet. Detta omdöme styrkes, som vi tidigare funnit, av såddförsöken och de direkta observationer, som gjorts i dem.

Medeltalen voro för de förekommande grupperna:

$$\begin{aligned}
 h &= 4,8 \text{ plantor per ruta} \\
 l &= 5,0 \text{ » » »} \\
 g &= 2,5 \text{ » » »}
 \end{aligned}$$

Vi se härav, att det väsentligen är de gropformiga rutorna, som förorsakat differenserna, emedan de givit ett påtagligt sämre resultat

än de horisontala och lutande rutorna. De senare synas vara något överlägsna de horisontala, men differensen är osäker. Betydelsen av såddrutans topografi framträder, som förut nämnts, icke på *Vaccinium*-typen. Det är därför troligt, att det varit *Dryopteris*-typens större naturliga fuktighet, som orsakat effekten på denna mark genom de därigenom ökade möjligheterna till is- och frostsador. Ju fuktigare marken är, desto viktigare synes det därför vara, att vid skogsodlingsarbetet söka undvika djupt liggande, skålformiga såddrutor.

* * *

Med denna kortfattade redogörelse för huvudprinciperna i den moderna fältförsökstekniken är icke på långa vägar hela rikedomens hos FISHERS statistiska arbete uttömd. Det finns i själva verket knappast ett problem, med vilket biologen, botanisten, markforskaren, entomologen och flera andra kunna väntas sammanträffa, som icke kan statistiskt behandlas med relativt enkla och likväl fullkomligt riktiga metoder. Det är icke heller nödvändigt, att alltid samla stora statistiska material. De utarbetade metoderna äga sin fulla giltighet för ett huru litet material som helst. Det är naturligtvis icke alltid möjligt att draga bestämda slutsatser ur ett mycket litet material, men i så fall upplyser oss den statistiska analysen därom, och detta kan föranleda oss att öka materialet eller tillgripa andra, skarpare sätt för observationernas utförande. Kännedomens om dessa metoder och deras rika möjligheter synes författaren vara av den allra största vikt för den vetenskapliga forskningen inom snart sagt alla discipliner, men i all synnerhet för den forskning, som har ett levande, heterogent och reagerande material att arbeta med. En sådan forskning är skogsforskningen och det kan därför knappast betvivlas, att de arbetsmetoder och synpunkter, som här vidrörts, skola visa sig äga en djupgående betydelse för densamma.

Litteratur.

- ALLAN, F. E. and WISHART, J. A., 1930. A method of estimating the yield of a missing plot in field experimental work. *The Journ. of Agric. Science.* 20.
- BACHÉR, I., 1933. Moderna synpunkter på fältförsökets metodik och den statistiska analysen av försöksresultatet. *Nord. Jordbr.-forsk.* 15. Modern redogörelse med exempel.
- BJERKE, B. J., 1923—24. Maalestokmetoden og Larsens forsøk. *Meld. fr. Norges Landbrukskøle.* 3.
- BONDORFF, K. A., 1928. Forelæsninger over Landbrugets Jorddyrkning. I. København, 1928. Här finns en god sammanfattande överblick över fältförsöksproblemet intill tiden för R. A. FISHERS framträdande 1925.
- CHRISTIDIS, B. G., 1931. The importance of the shape of plots in field experimentation. *The Journ. of Agric. Science.* 21.
- ENEROTH, O., 1934. Om skogstyper och förnyingsförhållanden i Lappmarken. II. *Norrl. Skogsv.-förb. tidskr.* I.
- FISHER, R. A., 1932. *Statistical Methods for Research Workers.* Oliver and Boyd, Edinburg. 4. uppl. Denna grundläggande bok är skenbart elementär, utan matematiska utredningar, men förutsätter likväl betydande förkunskaper för att rätt bliva till nytta och är ändå tämligen svår att följa i framställningen.

- FISHER, R. A. and WISHART, J., 1930. The arrangement of field experiments and the statistical reduction of the results. Imperial Bureau of Soil Science. Technical communication No. 10. Här finns en utförlig redogörelse för de tekniska operationerna vid *analysis of variance* (spridningsanalys).
- HEIKINHEIMO, O., 1931. Streck-rutsådd, en skogskulturmétod, som kan förordas. Skogliga Meddelanden. I. Helsingfors 1932.
- HOLTSMARK, G. og LARSEN, B. R., 1905. Om muligheder for att inskrænke de fejl, som ved markforsøg betinges af jordens uensartedhed. Tidsskr. f. Landbrugets Planteavl. B. 12.
- JUSTESEN, S. H., 1932. Influence of size and shape of plots on the precision of field experiments with potatoes. The Journ. of agric. Science. 22.
- KAMALKAR, R. J., 1932. Experimental error and the field-plot technique with potatoes. The Journ. of agric. Science. 22.
- KRISTENSEN, R. K., 1922. Bestemmelse af Middelfejlen ved kombinationer af ensidige og tilfældige Afgivelser. Tidsskr. f. Planteavl. B. 28.
- 1922. Nøjagtigheden ved Varietets- og Stammeforsøg med Roer, etc. Tidsskr. f. Planteavl. 28.
- 1924. Eksempler paa Bestemmelse af Middelfejlen ved Markforsøg. Tidsskr. f. Planteavl. 30.
- 1925. Anlæg og Opgørelse af markforsøg. Tidsskr. f. Planteavl. 31.
- LARSEN, B. R., 1897. Berättelse över andra landbrukskongressen i Stockholm 1897. I. Malmö 1898.
- 1902. Arbejdsregler for de spredte Akervektforsøg under Norges Landbrukskøiskoles Forsøgsgaard. Kristiania.
- LINDHARD, E., 1909. Om det matematiske Grundlag for Dyrkningsforsøg paa Agermark. Tidsskr. f. Landbrugets Planteavl. 16.
- 1920. Fejlberægning og Variationsstatistik med særlig Henblik paa Dyrkningsforsøget. Nord. Jordbruksforsk. 2.
- LORD, L., 1931. A uniformity trial with irrigated broadcast rice. The Journ. of Agric. Science. 21.
- MACDONALD, J., 1931. Sample Plot Methods in Great Britain. Empire Forestry journal. Vol. 10, no. 2.
- MERCER, W. B. and HALL, M. A., 1911. The experimental error of field trials. The Journ. of agricult. science. 4.
- MITSCHERLICH, E. A., 1923—24. Die Ausgleichsmethode bei Feldversuchen. Nord. Jordbr.-forsk. 5—6.
- Jämför även med den följande diskussionen mellan M. och R. Kristensen i samma häfte.
- MORK, E., 1933. Temperaturen som förnygelsesfaktor i de nordtrønderiske granskoger. Medd. fra det norske skogforsøksvesen. Nr. 16.
- NILSSON-LEISSNER, G., 1929—30. Fälthörsök och matematisk statistik. Nord. Jordbr.-forsk. 11—12.
- RIDER, P. R., 1930. A Survey of the theory of small samples. Annals of Mathematics. 31.
- Högre matematik bl. a. angående R. A. FISHERS z -fördelning m. fl. liknande.
- SANDERS, H. G., 1930. A note on the value of uniformity trials for subsequent experiments. The Journ. of agric. science, 20.
- Om *analysis of covariance*.
- »STUDENT», 1923. On testing varieties of cereals. Biometrika. 15.
- SURFACE, F. M. and PEARL, R., 1915—16. A method of correcting for soil heterogeneity in variety tests. Journal of agricult. research. 5.
- Om en intressant metod att framställa markindexytor, vilken utan svårighet kan utsträckas även till effektytor. Den statistiska prövningen av resultaten är dock mindre väl grundad än vid *analysis of variance*.
- TEDIN, O., 1931. The influence of systematic plot arrangement upon the estimate of error in field experiments. The Journ. of agr. science. 21.
- Här påvisas experimentellt olämpligheten av systematiska rutfördelningar.
- 1932. Systematisk eller slumpmässig parcellfördelning vid avkastningsförsök. Nord. Jordbruksforsk. 14.
- Innehåller en avkortad redogörelse på svenska för föregående uppsats, TEDIN 1931.
- 1933. Försökssammanställningar. Kungl. Lantbruksakad. Handl. o. Tidsskr. nr 8.
- TIRÉN, L., 1934. Några iakttagelser över den naturliga förnyringens uppkomst på Kulbäckslidens försökspark. Skogsvårdsföreningens Tidskrift. H. 1—2.
- VIK, K., 1923—24. Bedømmelse av feilene på forsøksfelter med og uten målestokk. Meld. fr. Norges Landbrukskøiskole, 4.
- 1923—24. Om fejlberægning ved markforsøk. Nord. Jordbr. forskn. 5—6.

- WIBECK, E., 1920. Om olika skogsodlingsmetoders förhållande till uppfrysningsfaran i Norrland. Medd. fr. Stat. Skogsförsöksanstalt. H. 17.
- 1932. Huvudresultaten av skogsförsöksanstaltens norrlandsavdelnings verksamhet. Skogsvännen, III.

SUMMARY.

More recent methods of field experiments illustrated by forest cultivation in Kulbäcksliden experimental forest.

In the introduction some of the prerequisites and conditions which have been of importance for the development of the technique of more recent field experiments are touched upon.

In the chapter on the practical side of field experiments are indicated some of the most important forms in which field experiments usually occur, such as *randomized blocks*, *latin square*, and the more complicated experimental forms based on them.

The chapter on the theory of field experiments deals with the purely theoretical, statistical-mathematical principles on which the technique of field experiments builds.

The chapter on the analysis of variance gives an account of the substance of the theory in the method established and worked out by R. A. FISHER of Rothamstead for the statistical reduction of the results of experiments.

Finally in the last chapter a number of applications of the theories previously dealt with are made in respect to some sowings in the Kulbäcksliden experimental forest.

In this connection certain results have been obtained. Thus, conformably with what earlier experience had shown, the humidity of the soil is of the greatest importance for the result of forest cultivation, in that damper soils are as a rule more difficult to cultivate than drier ones. Further, certain methods of forest cultivation have proved to be superior to others. A number of results in this connection may be interpreted as indicating that there is an appreciable interaction between the method of forest cultivation and the humidity of the soil. The merits and demerits of the various methods of forest cultivation have proved to be closely connected with differences as regards the risk of freezing and other damage from frost and water. Much earlier experience and many experimental results thereby gain further corroboration. The topographical shape and lie of the test plots have also proved to be of importance for the results, in that concave plots on damp soils give appreciably worse results than others, a circumstance which is closely associated with the damage from frost and water in plots in which the water can stagnate. One or two different implements for forest cultivation have been tested, and it has appeared that on more difficult raw humus soils a considerable saving of labour can be effected by a certain change in sowing implements. Finally, sowings on soils of the *Dryopteris*-type have proved to give worse results than sowings on soils of the *Vaccinium*-type. Although not new, the result is, however, of great interest, on account of the contrast which seems to exist between forest cultivation and natural regeneration, the latter usually giving better results on the *Dryopteris*-type than on the *Vaccinium*-type.
