

Om variation och stickprovstorlek
vid uppmätning av fröfall,
observation av kottsättning och
taxering av plantuppslag

*Variation and Size of the Random Samples when
Measuring Seed Fall, Cone Setting, and Stocking*

av

STIG HAGNER

Om variation och stickprovstorlek vid uppmätning av fröfall, observation av kottsättning och taxering av plantuppslag.

Vid provtagning ställs man vanligen inför frågan hur stort stickprov som behövs för att ge information med önskad precision. Ett fåtal observationer kan lätt ge en felaktig uppfattning om den undersökta företeelsen, ett mycket stort antal provtagningar ger goda värden, men arbetet ställer sig kanske onödigt dyrbart. Det gäller med andra ord att avväga provtagningen så, att önskad information erhålles till en rimlig kostnad.

En mycket stor roll för valet av stickprovstorlek spelar den undersökta populationens karaktär vad beträffar variationen kring det genomsnittliga utfallet, en fråga som för plantpopulationer utförligt behandlats av ENEROTH (1945) och TIRÉN (1949). PERSSON (1964) har utfört vissa teoretiska utredningar om variationen i plantantalet på slumpmässigt utlagda cirkulära provytor för vissa modellstrukturer med olika planttäthet samt jämfört dessa med resultat från planttaxeringar i fält.

I detta arbete skall endast empiriskt vunna erfarenheter redovisas från observationer över fröfallet i utplacerade plåttrattar, från kikarobservation av kottantalet på frö- och skärmträd samt från taxering av plantuppslaget i maskinellt upptagna markberedningsfläckar och i det osårade marktäcket inom cirkelytor. Genom en analys av detta erfarenhetsmaterial skall vi söka finna hållpunkter, till ledning exempelvis vid bedömning av olika aktuella uppgifters tillförlitlighet eller vid val av stickprovstorlek vid framtida provtagningar.

Registreringarna över fröfall och kottsättning har företagits på fasta provytor utlagda av institutionen för skogsföryngring vid Skogshögskolan. Ytorna har anlagts för att utreda möjligheterna till naturlig föryngring av tall och gran. På samtliga ytor har maskinell markberedning företagits. Ytorna har beskrivits av HAGNER (1963 a). I materialet av observationer över plantuppslag i och mellan markberedningsfläckar ingår också observationer, som utförts på föryngringsfält i mellersta Norrland tillhörande Svenska Cellulosa Aktiebolaget. Detta material har redovisats av HAGNER (1962).

Såväl de undersökta provytorna som försöksfälten kan betecknas som relativt jämna vad avser marktypen. Detta gäller också fördelningen av de på marken kvarställda fröträden, vilkas antal varierar inom vida gränser. Det är värt att understryka, att resultatet av analyserna i första hand är användbart på undersökningsobjekt av likartad karaktär, som de här aktuella. Även när det gäller provtagning på objekt av något avvikande beskaffenhet bör dock de vunna erfarenheterna kunna vara till viss ledning.

I. Några definitioner.

Vid en provtagning, begränsad till slumpmässigt valda ställen ur en population med teoretiskt medelvärde, m , och standardavvikelse, σ , utgör det erhållna stickprovets medeltal, \bar{x} , och standardavvikelse, s , en skattning av m och σ respektive.

Vi förutsätter i de fortsatta resonemangen att ovanstående samplingsenheter utlottas ur populationen enligt det slumpmässiga förfarande som benämnes »simple random sample». Förfarandet innebär givetvis en förenkling av verkligheten som dock tillgripes i brist på för ett annat ställningstagande klarläggande undersökningar.

Det sålunda erhållna medeltalets medelfel kan då skrivas, $\sigma(\bar{x}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ och är helt naturligt beroende av stickprovets storlek, n . Vanligen känner man ej den teoretiska standardavvikelsen i populationen utan måste använda den vid provtagningen observerade standardavvikelsen, s , som närmevärde på σ .

Det antal samplingsenheter, som vid slumpmässig utlottning av ovan nämnda slag behövs, för att uppnå ett visst önskvärt relativt medelfel, $C = \frac{\sigma(\bar{x})}{m}$ kan uppskattas enligt formeln:

$$n = \left(\frac{s}{x \cdot C} \right)^2 \quad (1)$$

Vid uppmätningar av det här aktuella slaget sker emellertid provtagningen vanligen från regelbundet utlagda observationspunkter. Detta medför, att de erhållna måtten på x och s vid visst n blir säkrare än vid helt slumpmässig utlottning. Vid dylika uppskattningar kommer därför en användning av formel (1) vid valet av antal stickprovsenheter att innebära en viss säkerhetsmarginal vad avser den önskade variationskvoten.

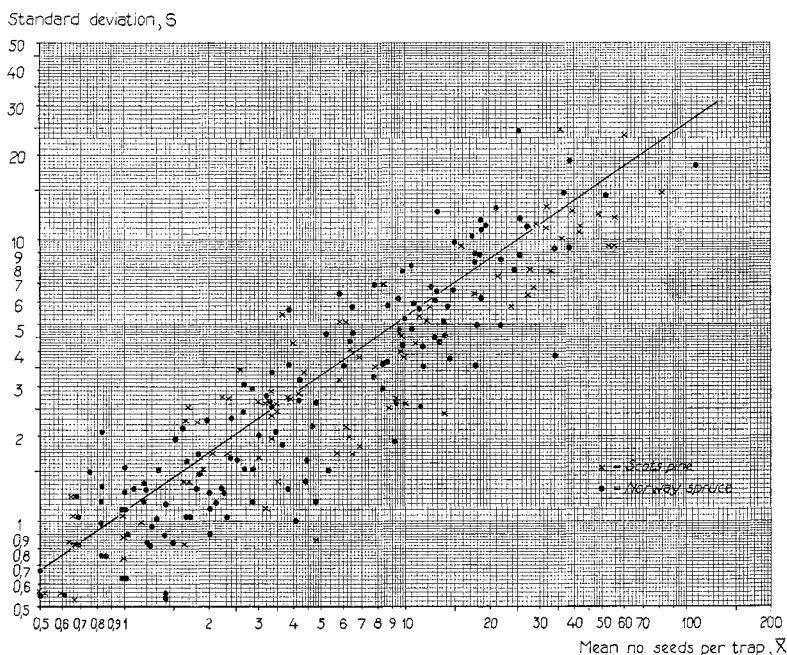


Fig. 1. Det korrigerade sambandet mellan registrerat medelantal frön per tratt, \bar{x} , (basyta = 0,25 m²) och standardavvikelsen, s .

Fig. 1. The adjusted relationship between mean no. seeds per trap, \bar{x} , (catch area = 0.25 m²) and standard deviation, s .

2. Uppmätning av fröfall.

Fröfallsmätningar har fr o m år 1953 företagits på ett 40-tal provytor, utspridda i olika landsdelar. På varje provyta (vars storlek varierar inom gränserna 0,24 – 1,68 ha och i samtliga fall omges av en likartad, ca 20 m bred »kappa») har vanligen 6 koniska plåttrattar med en basyta av 0,25 m² utplacerats. De har sänkts ned i gropar, så att den övre öppna delen kommit i nivå med markytan, och har fördelats likformigt efter mittlinjen på vardera av de två avdelningar, som ytorna indelats i. Trattarna har tömts varje höst. Sammanlagt har 172 observationer av granfröfall och 89 av tallfröfall gjorts. Sambandet mellan fröfall och förnygringsresultat på ytorna har behandlats av HAGNER (1963 a).

På de provytor, från vilka fröfallsmätningar här skall redovisas, varierar antalet tallfröträd mellan 16 och 271 och antalet granfröträd mellan 39 och 172 per hektar. På en del provytor ingår både tall och gran. Fröträden är rätt likartade med hänsyn till storlek och tidigare ställning i beståndet samt är, som tidigare nämnts, rätt väl fördelade över arealen.

Efter varje inventering har det genomsnittliga antalet frön per tratt, \bar{x} , samt standardavvikelsen, s , beräknats. I fig. 1 åskådliggöres resultatet av dessa beräkningar. Som framgår föreligger ett till synes rätlinjigt genomsnittssamband mellan \bar{x} och s , när värdena transformerats till logaritmform (10-logaritmer). Sambandet har utjämnats med den i ett liknande sammanhang av SARVAS (1962) använda rätlinjiga funktionen:

$$\log s = a + b \log x \quad (2)$$

Observationerna för tall och gran blandas helt regellöst. Detta framgår av en kovariansanalys, varvid försök med anpassning av utjämningslinjer prövats dels till vardera tall- och granmaterialet, dels till hela materialet sammantaget. Varianskvoten, $F = 1,72$; $n_1 = 2$; $n_2 = 259$ ($n_1 =$ täljarens och $n_2 =$ nämnarens frihetsgrader), visar att ingen signifikant förbättring av anpassningen sker genom separat utjämning.

Observeras bör vid bestämning av regressionslinjer, baserade på observationer av detta slag, att ingendera av variablerna är säkert uppmätt. Eftersom vanligen endast 6 observationer föreligger från varje revisionstillfälle är \bar{x} och s behäftade med betydande osäkerhet. Vid en på vanligt sätt utförd numerisk utjämning tas inte berättigad hänsyn till detta.

Problemet har behandlats inom statistisk litteratur /se MADANSKY (1959) och där anförda äldre arbeten/. I detta fall har det förhållandet utnyttjats, att »felen» i \bar{x} och s^2 är kända, dock endast med synnerligen grov approximation, varför de kvadrat- och produktsummor som användas vid bestämningen av regressionslinjen kunnat approximativt »rensas» från inflytandet av dessa fel.

Metoden innebär således ett närmeförfarande, som får till följd, att värdena på konstanterna a och b i funktion (2) korrigeras med hänsyn till ur observationsmaterialet av \bar{x} och s estimerade och approximativt bestämda variationsmått. I vårt fall får korrektionen till följd en förändring av konstanterna som följer:

| | Konstantvärden | |
|--------------------------|----------------|--------|
| | a | b |
| Ej korrigerade | 0,0220 | 0,6503 |
| Korrigerade | 0,0309 | 0,6866 |

Utjämningslinjen får tydligen i huvudsak en starkare lutning än tidigare.

Som framgår av fig. 1 förekommer en avsevärd spridning hos de enskilda observationerna kring den korrigerade utjämningslinjen. En stor del av denna får tillskrivas osäkerheter vid estimeringen av de båda variablerna,

men olikheter i fråga om fröfallsmönster de olika provytorna emellan bidrar säkerligen också. Utjämningslinjen bör dock kunna tjäna som ledning vid bedömning av den genomsnittliga standardavvikelse, som man vid olika fröfallsintensitet har att vänta på föryngringsfält av det aktuella slaget.

Det kan vara av intresse att jämföra den här erhållna sambandslinjen med den som på motsvarande sätt erhållits av SARVAS (1962). Denne har arbetat med trattar på 0,5 m², vilka varit utplacerade i jämna, 100-åriga tallbestånd med 174-552 stammar per hektar. SARVAS konstanter /funktion (3)/ erhöj följande värden:

| | |
|----------|----------|
| <i>a</i> | <i>b</i> |
| 0,040 | 0,532 |

Detta tyder på, att fröfallet i hans bestånd genomsnittligt varit betydligt jämnare fördelat än på de här aktuella provytorna. Nedanstående jämförelsetal ger en uppfattning härom.

| | \bar{x} | | |
|------------------------------------|-----------|------|-------|
| | 2 | 20 | 100 |
| <i>s</i> enl SARVAS. | 1,58 | 5,40 | 12,71 |
| <i>s</i> enl aktuella obs. | 1,73 | 8,40 | 25,36 |

En del av de konstaterade skillnaderna i spridningsmått får tillskrivas det förhållandet, att SARVAS regressionslinje ej är korrigerad på det sätt som här skett. Hans frötrattar är också större. Huvudorsaken är emellertid säkerligen verkliga skillnader hos de undersökta populationerna. I SARVAS fall har fröet fallit i slutna bestånd, i vårt härrör det från mera fristående träd. I dessa får de kvarställda träden bättre möjligheter att utveckla sin fröproduktionsförmåga, vilken kan variera mycket starkt från individ till individ. Även luftens rörelser påverkas av trädtheten och kan bidra till skillnaderna.

På grund av ovan påtalade olikheter har det i en särskild kovariansanalys undersökts om några påvisbara skillnader i fråga om utjämningsförlopp föreligger med hänsyn till trädtheten på de olika ytorna. Några sådana har dock ej kunnat påvisas vare sig för tall eller gran.

I tabell 1 visas resultatet av beräkningar, som utförts med hjälp av funktion (1), och utgör riktvärden på det önskvärda antalet frötrattar av den här aktuella storleken vid varierande besättningsintensitet och noggrannhetskrav. Det bör erinras om, att på så sätt erhållna värden i första hand gäller slumpmässigt fördelade stickprov, där lottningsförfarandet antagits ha formen av »simple random sample», och att ett något mindre antal kan väntas vara tillräckligt vid regelbunden utplacering. Å andra sidan grundar sig beräkningarna på genomsnittsambanden mellan \bar{x} och *s*, vilket innebär att objekt med både förhållandevis stora och små spridningsmått förekommer. Vill man försäkra

Tab. 1. Riktvärden på det önskvärda antalet frötrattar (basyta = 0,25 m²) vid varierande besåningsintensitet och noggrannhetskrav (jfr text).

Table 1. Approximate values of the desirable no. seed traps (catch area = 0.25 m²) at varying rates of seed fall and various requirements of accuracy (cf. text)

| Variationskvot Coeff. of variation <i>C</i> | Antal frön per tratt No. seeds per trap | | | | | | | |
|---|---|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 2 | 5 | 10 | 20 | 30 | 50 | 75 | 100 |
| | Antal frön per m ² No. seeds per m ² | | | | | | | |
| <i>C</i> | 8 | 20 | 40 | 80 | 120 | 200 | 300 | 400 |
| 0,02 | 1 866 | 1 051 | 680 | 441 | 342 | 248 | 193 | 161 |
| 0,05 | 299 | 168 | 109 | 71 | 55 | 40 | 31 | 26 |
| 0,10 | 75 | 42 | 27 | 18 | 14 | 10 | 8 | 6 |
| 0,15 | 33 | 19 | 12 | 8 | 6 | 4 | 3 | 3 |
| 0,20 | 19 | 10 | 7 | 4 | 3 | 2 | 2 | 2 |
| 0,25 | 12 | 7 | 4 | 3 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| 0,30 | 8 | 5 | 3 | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 0,40 | 5 | 3 | 2 | 1 | 1 | 1 | | |
| 0,50 | 3 | 2 | 1 | 1 | 1 | | | |

sig om att i de flesta fall företa registreringarna med ett tillräckligt noggrannhetskrav bör man därför arbeta med en viss säkerhetsmarginal i form av ett något högre antal trattar. Vad det samlade resultatet blir av dessa varandra motverkande förhållanden torde ej här vara möjligt att utreda. Från fall till fall utförda överväganden med utgångspunkt från figur 1 och tabell 1 bör dock kunna vara till god ledning (se vidare sid. 12).

Av riktvärdena i tabellen kan man utläsa, att det på ytorna använda antalet trattar (6) endast vid tät besåning ger så låga variationskvoter, att resultatet från en enda inventering återspeglar det verkliga fröfallet med nämnvärd precision. För att kunna fastställa detta med ett så lågt relativt medelfel som $C = 0,02$ fordras genomgående ett mycket stort antal observationspunkter. Vid glest fröfall torde man dock i allmänhet kunna nöja sig med en sämre precision än vid tätare.

3. Kikarobservation av kottsättningen.

På de ytor, där fröfallsregistreringarna företagits, har också fröträdens kottsättning regelbundet studerats. Observationerna har skett med kikare varje höst på från början utlottade träd och på så sätt, att alla från söder synliga kottar på en och samma trädskrona räknats.

Då de observerade kottarna varit fler än 99 stycken har de registrerats klassvis för att förenkla fältarbetet. Klasserna 100 – 149, 150 – 199 och 200 + kottar har därvid använts.

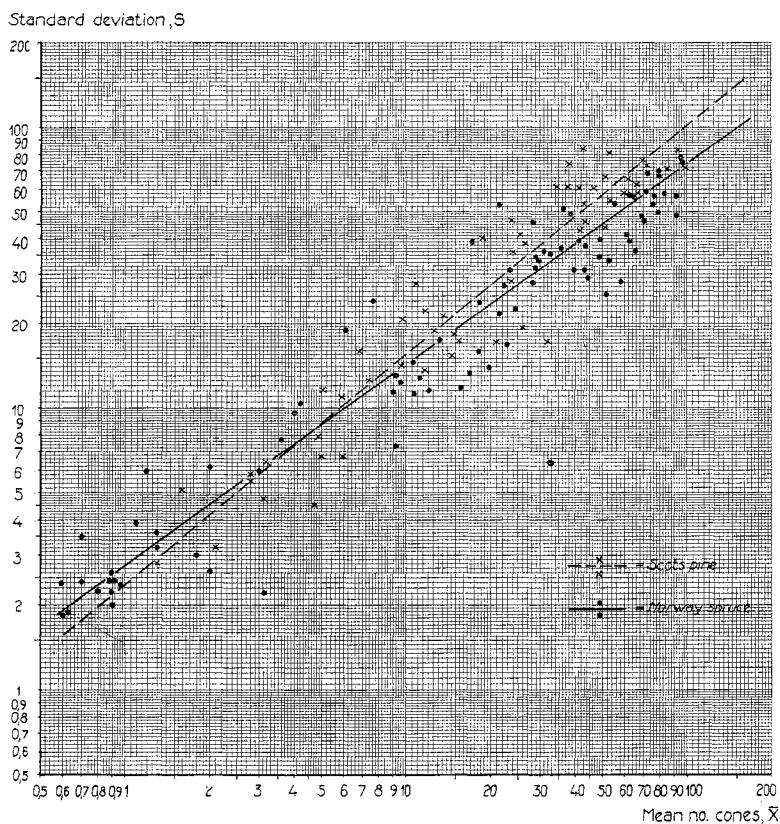


Fig. 2. Sambandet mellan det i medeltal kikärobs observerade kottantalet per träd, \bar{x} , och standardavvikelsen, s .

———— = Gran
 - - - - - = Tall

Fig. 2. The relationship between the mean no. observed cones per tree, \bar{x} , and the standard deviation, s .

———— = Norway spruce
 - - - - - = Scots pine

På samma sätt, som vid fröfallsmätningarna, skall vi granska den variation, som erhålles vid kottregistreringar och den betydelse detta har för valet av stickprovstorlek. Genom den använda klassindelningen med en »öppen» klass (200+) — se vidare HAGNER (1957) — tenderar dock standardavvikelsen att bli för lågt uppskattad vid god kottsättning. Utförda provningar har dock visat, att detta endast har större betydelse då en avsevärd del av träden hänförs till den »ändlösa» klassen 200+. Det genomsnittliga kottantalet överstiger då värdet 100. Av denna anledning har observationer där $\bar{x} \geq 100$ uteslutits vid den numeriska analysen.

I fig. 2 har som tidigare de beräknade värdena av s och \bar{x} inprickats (\bar{x} är i detta fall = medelantalet observerade kottar per träd). Som framgår är sambandet synbarligen rätlinjigt. Antalet på varje yta observerade tallfröträd utgör i medeltal ca 18 stycken. Motsvarande antal granobservationer är ca 20. En kovariansanalys grundad på rätlinjig utjämning med hjälp av funktion (2) visar, att sambanden för de båda trädslagen är skilda med stark signifikans, $F = 9,38^{***}$; $n_1 = 2$; $n_2 = 152$. Efter korrektion av respektive funktionslinjer på grund av den tidigare behandlade osäkerheten vid bestämningen av de båda variablerna förändras funktionskonstanterna på följande sätt:

| | Konstantvärden | |
|--------------------------------|----------------|--------|
| | a | b |
| Tall. Ej korrigerade | 0,3823 | 0,8081 |
| » Korrigerade | 0,3742 | 0,8159 |
| Gran. Ej korrigerade | 0,4214 | 0,7126 |
| » Korrigerade | 0,4424 | 0,7147 |

Korrektionerna har som framgår i detta fall medfört avsevärt mindre förändringar i funktionsförloppen än vad gäller fröobservationerna. Detta beror på att här ett större antal mätningar ligger bakom varje observation, vilket medför större säkerhet vid bestämningen.

Med utgångspunkt från de båda utjämningslinjerna har i tabell 2 som tidigare (med de på sid. 5 behandlade förutsättningarna) riktvärden framräknats på det lämpliga antalet observationer, då man önskar fastställa kottsättningen med en viss säkerhet i bestånd av den aktuella karaktären. Det bör påpekas, att observationerna endast gäller en del av trädkronan. Sambandet mellan observerat och totalt kottantal har tidigare behandlats av HAGNER (1955 s. 182, d:o 1957 s. 25 och 110).

De olika sambandsförloppen för tall och gran visar, att färre observationer behövs på granen än på tallen i de fall kottsättningen är mera påtaglig. Vid dålig kottsättning behövs å andra sidan färre observationer på tallen än på granen för att samma precision skall erhållas. Detta förhållande är en naturlig konsekvens av de olikheter i fråga om kottproduktionsförmåga de båda trädslagen emellan, som tidigare behandlats av HAGNER (1957, 1959 och 1962 a).

4. Taxering av naturliga föryngringar.

Som inledningsvis nämnts har undersökningar av naturliga föryngringar företagits på två olika grupper försöksfält. Den grupp, som består av fasta försöksytor, tillhörande institutionen för skogsföryngring, benämnes i det följande *SFI-ytor*. På motsvarande sätt benämnes de försöksfält, som legat på marker tillhörande Svenska Cellulosa Aktiebolaget, *SCA-ytor*.

Tab. 2. Riktvärden på det önskvärda antalet kottprovträd i fröträds- och skärmställningar vid varierande kottsättning och noggrannhetskrav (jfr text).

Table 2. Approximate values of the desirable no. sample trees for cone setting in stands of seed trees and in shelterwood stands at varying rates of cone setting and various requirements of accuracy (cf. text)

| Trädslag Species | Variationskvot Coeff. of variation <i>C</i> | Antal kottar per träd från söder No. cones per tree (observed from south) | | | | | | | |
|--------------------------|---|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 2 | 5 | 10 | 25 | 50 | 75 | 100 | 200 |
| Tall Scots pine | 0,02 | 10 837 | 7 739 | 5 997 | 4 280 | 3 318 | 2 858 | 2 570 | 1 991 |
| | 0,05 | 1 734 | 1 238 | 960 | 685 | 531 | 457 | 411 | 319 |
| | 0,10 | 433 | 309 | 240 | 171 | 133 | 114 | 103 | 80 |
| | 0,15 | 193 | 138 | 107 | 76 | 59 | 51 | 46 | 35 |
| | 0,20 | 108 | 77 | 60 | 43 | 33 | 29 | 26 | 20 |
| | 0,25 | 69 | 50 | 38 | 27 | 21 | 18 | 16 | 13 |
| | 0,30 | 48 | 34 | 27 | 19 | 15 | 13 | 11 | 9 |
| | 0,40 | 27 | 19 | 15 | 11 | 8 | 7 | 6 | 5 |
| 0,50 | 17 | 12 | 10 | 7 | 5 | 5 | 4 | 3 | |
| Gran Norway spruce | 0,02 | 12 887 | 7 648 | 5 152 | 3 056 | 2 059 | 1 634 | 1 387 | 934 |
| | 0,05 | 2 062 | 1 224 | 824 | 489 | 329 | 261 | 222 | 149 |
| | 0,10 | 515 | 306 | 206 | 122 | 82 | 65 | 56 | 37 |
| | 0,15 | 229 | 136 | 92 | 54 | 37 | 29 | 25 | 17 |
| | 0,20 | 129 | 76 | 52 | 31 | 21 | 16 | 14 | 9 |
| | 0,25 | 82 | 49 | 33 | 20 | 13 | 10 | 9 | 6 |
| | 0,30 | 57 | 34 | 23 | 14 | 9 | 7 | 6 | 4 |
| | 0,40 | 32 | 19 | 13 | 8 | 5 | 4 | 3 | 2 |
| 0,50 | 21 | 12 | 8 | 5 | 3 | 3 | 2 | 1 | |

På båda grupperna ytor har vanligtvis maskinell markberedning företagits. Plantuppslaget har uppskattats genom taxering med cirkelytor i kvadratisk förband. På SCA-ytorerna var radien 2,0 m (areal = 12,57 m²) och på SFI-ytorerna 1,4 m (areal = 6,16 m²).

Vid taxeringarna har de påträffade plantorna hänförs till olika grupper beroende på växtsubstratet: I. Mineraljorden i markberedningsfläckar, II. Osårat marktäcke, III. Vid markberedningen upp- och nedvända humustorvor m. m.

Vi skall i det följande behandla möjligheterna att skaffa hållpunkter på noggrannheten vid registreringar av plantförekomsten i markberedningsfläckar och i osårat marktäcke. Vi bortser däremot från plantuppslaget på torvor o dyl, som vanligen är en till numerären förhållandevis betydelselös grupp (se vidare HAGNER, 1962 b, s. 103 och 235).

4.1. Plantuppslaget i markberedningsfläckar.

På SFI-ytorerna har SM-kultivatoren till övervägande delen använts vid fläckupptagningen. På SCA-ytorerna överväger Imsetkultivatoren. Utmärkande

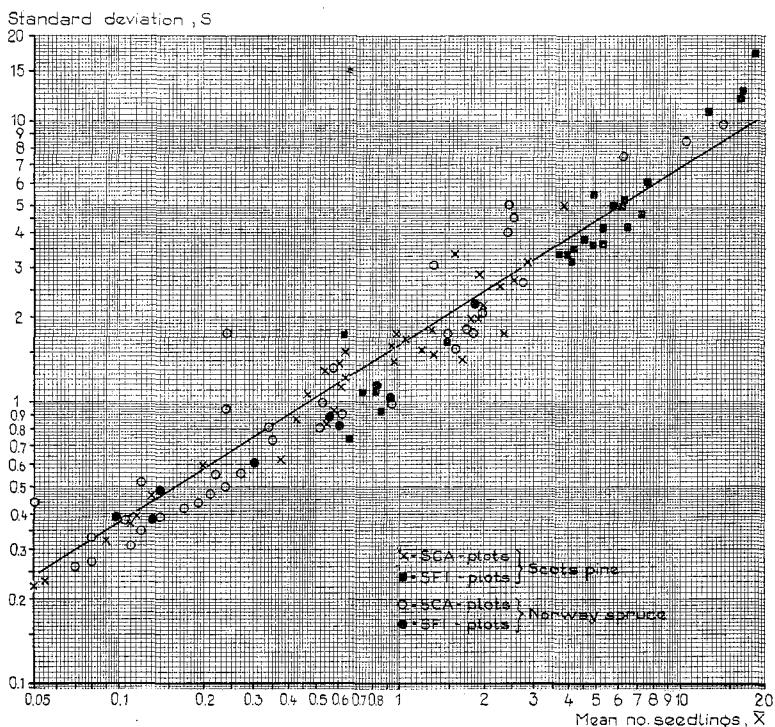


Fig. 3. Sambandet mellan det genomsnittliga plantantalet per maskinellt upptagen markberedningsfläck, \bar{x} , och standardavvikelsen, s .

Fig. 3. Relationship between the average no. seedlings per mechanically scarified spot, \bar{x} , and the standard deviation, s .

för det markberedningsresultat, som dessa maskiner åstadkommer, är att fläckar av högst varierande storlek och form produceras. Hur föröyrngningsresultatet bör tolkas med hänsyn till denna variation har ingående behandlats av HAGNER (1962 b, kap. 13 och 14). Kännedom om variationerna i fråga om fläckstorlek och fläckform samt om det mönster efter vilket plantorna fördelar sig i och mellan fläckarna, har vidare i nämnda arbete legat till grund för beräkningar över det önskvärda fläckantalet per hektar under olika förhållanden.

Genom att vid en taxering uppmäta det genomsnittliga antalet plantor i fläckar, som upptagits med en till det tekniska verkningssättet bekant maskin, har man, med ledning av analysresultaten i ovannämnda arbete, vissa förutsättningar att kunna bedöma föröyrngningsresultatet. Taxeringen måste dock även ge hållbara uppgifter om fläcktätheten. Vid cirkelytetaxering kan denna senare information i allmänhet väntas bli erhållen som en »biprodukt». Det utlagda antalet provtytor blir nämligen vanligtvis större med

hänsyn till önskemålet att med viss noggrannhet fastställa planttätheten än vad gäller fläcktätheten.

I fig. 3 visas på samma sätt som tidigare de mot olika genomsnittliga plantantal per fläck, \bar{x} , svarande värdena på s . Fyra olika materialgrupper har särskiljts, nämligen tall- och granplantor inom vardera av de båda provytematerialen. Även i detta fall föreligger – trots den utpräglade storleksvariationen hos mb-fläckarna inom en och samma taxeringstrakt – ett starkt och i stort sett rätlinjigt genomsnittssamband mellan \bar{x} och s , om värdena transformeras till logaritmform. Separata utjämningslinjer med hjälp av funktion (2) av vardera materialgrupperna ger en signifikant lägre varians än då hela materialet sammanslås ($F = 3,49^{**}$; $n_1 = 6$; $n_2 = 123$). Orsaken härtill är främst olikheter i sambandsförlopp mellan SFI- och SCA-ytorna. Slås alla observationer från vardera trädslaget samman erhålles grupper med ej signifikant skilda utjämningslinjer. Då de faktiska skillnaderna i fråga om utjämningsförlopp är ganska obetydliga och delvis kan vara förorsakade av skillnader vad gäller representationen i olika täthetsintervall (jfr figuren), redovisas här, trots den funna heterogeniteten, endast det totala materialets utjämningslinje. Konstanterna i funktionen (2) har då följande värden:

| | Konstantvärden | |
|--------------------------------|----------------|--------|
| | a | b |
| Tall och Gran. Ej korrigerade. | 0,1887 | 0,6287 |
| » » » Korrigerade . . . | 0,2021 | 0,6302 |

Bakom varje framräknat medeltal ligger i detta fall ett förhållandevis stort antal mätningar (40 – 200). Detta medför en säkrare bestämning, varför korrektionen av regressionslinjen endast obetydligt påverkat konstantvärdena.

Riktvärden på det önskvärda antalet taxerade markberedningsfläckar vid undersökning av självföryngringar av tall och/eller gran visas i tabell 3. De har erhållits med hjälp av den korrigerade utjämningslinjen. Vid cirkelyte-taxeringen kommer emellertid de registrerade fläckarna att ligga samlade i över objektet väl fördelade grupper, s k »clusters». Detta förhållande kan antas verka höjande på den registrerade variationen, eftersom exempelvis föryngringsmottagligheten och besåningen kan väntas vara mer likartad mellan fläckar inom en och samma cirkelyta än mellan cirkelytor. Med de här aktuella cirkelytestorlekarna blir grupperna rätt små, om markberedningen utförts med »normal» fläcktäthet, och kommer i genomsnitt endast att innehålla 1 – 4 fläckar. Genom att å andra sidan cirkelytorna är jämnt fördelade över undersökningsobjektet uppträder en motsatt tendens till bättre estimate-

Tab. 3. Riktvärden på det önskvärda antalet taxerade markberedningsfläckar och cirkelytor ($R = 1,4-2,0$ m) i självföryngringar av tall och/eller gran vid varierande planttäthet och noggrannhetskrav (jfr text).

Approximate values of the desirable no. scarified spots and circular plots ($R = 1.4-2.0$ m) in stands of natural regeneration of Scots pine and/or Norway spruce at varying no. of seedlings and various requirements of accuracy (cf. text)

| Variationskvot C Coeff. of variation C | Antal plantor No. seedlings | | | | | | | |
|--|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| | 0,1 | 0,5 | 1,0 | 2,0 | 4,0 | 8,0 | 15,0 | 30,0 |
| | per markberedningsfläck per scarified spot | | | | | | | |
| 0,02 | 34 782 | 9 448 | 6 344 | 3 797 | 2 274 | 1 362 | 856 | 513 |
| 0,05 | 5 565 | 1 512 | 1 015 | 608 | 364 | 218 | 137 | 82 |
| 0,10 | 1 391 | 378 | 254 | 152 | 91 | 54 | 34 | 21 |
| 0,15 | 619 | 168 | 113 | 68 | 40 | 24 | 15 | 9 |
| 0,20 | 348 | 94 | 63 | 38 | 23 | 14 | 9 | 5 |
| 0,25 | 223 | 61 | 41 | 24 | 15 | 9 | 5 | 3 |
| 0,30 | 154 | 42 | 28 | 17 | 10 | 6 | 4 | 2 |
| 0,40 | 87 | 24 | 16 | 9 | 6 | 3 | 2 | 1 |
| 0,50 | 56 | 15 | 10 | 6 | 4 | 2 | 1 | 1 |
| | per cirkelyta i osårat marktäcke per circular plot in virgin cover of humus | | | | | | | |
| 0,02 | 36 481 | 7 957 | 7 948 | 5 024 | 3 176 | 2 009 | 1 326 | 839 |
| 0,05 | 5 837 | 1 273 | 1 272 | 804 | 508 | 321 | 212 | 134 |
| 0,10 | 1 459 | 318 | 318 | 201 | 127 | 80 | 53 | 34 |
| 0,15 | 649 | 142 | 141 | 89 | 57 | 36 | 24 | 15 |
| 0,20 | 365 | 80 | 80 | 50 | 32 | 20 | 13 | 8 |
| 0,25 | 233 | 51 | 51 | 32 | 20 | 13 | 8 | 5 |
| 0,30 | 162 | 35 | 35 | 22 | 14 | 9 | 6 | 4 |
| 0,40 | 91 | 20 | 20 | 13 | 8 | 5 | 3 | 2 |
| 0,50 | 58 | 13 | 13 | 8 | 5 | 3 | 2 | 1 |

ring av den verkliga variationen. Detta motverkar clustereffektens negativa verkningar.

Trots att, som tidigare nämnts, de framräknade måtten på populationernas medeltal och spridning i detta fall är rätt goda, avviker de enskilda variantparen, som framgår av figuren, märkbart från utjämningslinjen. Detta får till största delen anses bero på egenheter hos de olika försöksfälten. Vill man i praktiken minska antalet fall där man genom att utgå från utjämningslinjen valt ett alltför lågt antal provpunkter, kan fig. 3 vara till ledning. Man kan ju också i denna avläsa riktvärden på den högsta nivå som förekommer hos s vid olika genomsnittliga plantantal. Exempel: I fallet 2 plantor per fläck kan man i stället för funktionsvärdet välja $s=3,5$. Vid variationskvoten $C=0,15$ ger då formel (1) anvisning om att man bör välja 136 provpunkter i stället för tabellens 68.

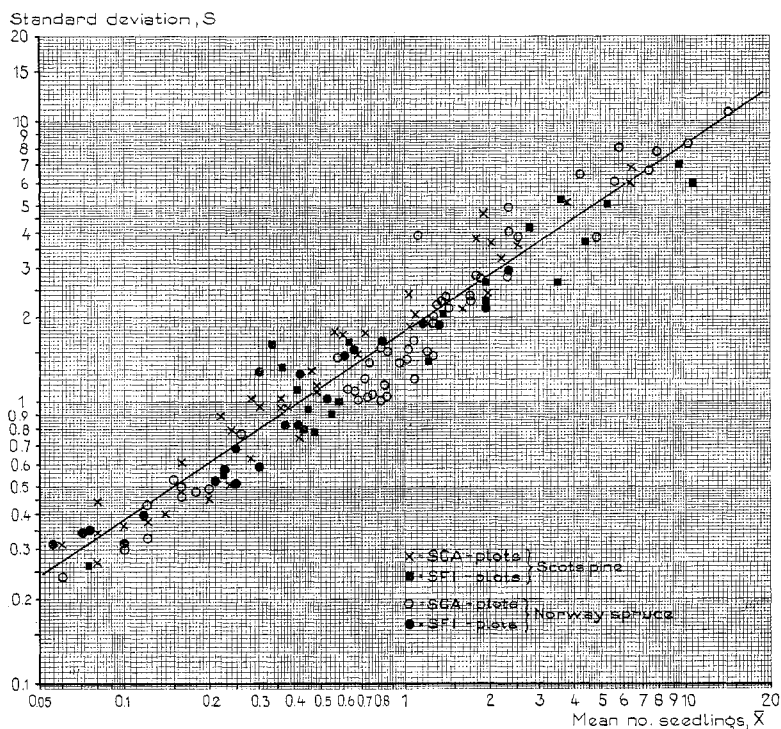


Fig. 4. Sambandet mellan det genomsnittliga plantantalet i osårat marktäckte inom cirkelytor, \bar{x} , (SCA = 12,57 m²; SFI = 6,16 m²) och standardavvikelsen, s . Tall och/eller gran.

Fig. 4. Relationship between the average no. seedlings in virgin ground cover within circular plots, \bar{x} , (SCA = 12.57 m², SFI = 6.16 m²) and standard deviation, s . Scots pine and/or Norway spruce.

4.2. Plantuppslaget i osårat humustäckte.

Genom att de delar av markytan frånräknats, som påverkats av markberedningen, kommer arealen osårat marktäckte att variera från cirkelyta till cirkelyta. Ytvariationer av liknande art, som förekommer mellan maskinellt upptagna markberedningsfläckar, föreligger tydligen. De håller sig dock inom avsevärt snävare gränser, då den av markberedningen påverkade andelen sällan överstiger 15 – 20 procent av markytan.

I fig. 4 visas på samma sätt som tidigare den vid taxeringarna uppmätta spridningen avsatt över medeltalet plantor. Antalet cirkelytor på varje taxeringsobjekt varierar mellan 30 och 75. Även här har fyra grupper bildats, bestående av tall- respektive granplantor på SFI- respektive SCA-tytor. Som framgår föreligger också i detta fall i stort sett rätlinjighet då värdena transformerats till logaritmform. Efter rätlinjig utjämning av vardera materialgruppen

kan det konstateras, att svagt signifikanta indikationer föreligger till olikhet grupperna emellan ($F = 2,801^*$; $n_1 = 6$; $n_2 = 145$). Orsaken härtill är främst, att plantuppslaget av tall på SCA-ytorna visar en något större standardavvikelse än det övriga materialet. Utjämningslinjen för detta tallmaterial skiljer sig exempelvis signifikant ($F = 6,103^{**}$; $n_1 = 2$; $n_2 = 102$) från motsvarande samband för gran. De absoluta skillnaderna är emellertid ej stora. Inom SFI-materialet föreligger däremot ingen signifikant skillnad mellan tall- och granplantornas standardavvikelse ($F = 0,102$; $n_1 = 2$; $n_2 = 47$). Sambandslinjerna för hela SCA-materialet, med cirkelytor på $12,57 \text{ m}^2$ skiljer sig ej nämnvärt från motsvarande för SFI-materialet, där cirkelytorna endast är omkring hälften så stora, $6,16 \text{ m}^2$ ($F = 2,634$; $n_1 = 2$; $n_2 = 151$).

Vi kan därför konstatera, att betydelsen av olikheter i fråga om trädslagsammansättning och cirkelytestorlek tydligen saknar större betydelse inom de här aktuella gränserna. I fig. 4 har därför hela materialets genomsnittslinje inritats. Dess konstanter /funktion (2)/ har följande värden:

| | Konstantvärden | |
|-------------------------------------|----------------|--------|
| | a | b |
| Tall och Gran. Ej korrigerade . . . | 0,2383 | 0,6687 |
| » » » Korrigerade . . . | 0,2511 | 0,6694 |

Det kan vara av intresse att jämföra detta samband, som alltså gäller det osårade marktäcknet på markberedda förnyngningsytorna inom cirkelytor med en radie av 1,4 och 2,0 m, med motsvarande värden på spridningen som TIRÉN (1949) funnit vid cirkelytetaxering ($R = 1,4 \text{ m}$) på icke markberedda hyggen i norrländsk granskog. Dessa värden kan erhållas genom att utnyttja hans funktion 18 a (s. 55) avseende sambandet mellan störningen, ρ , och planttätheten, m , vid taxering av barrträdsplantor. Eftersom, med våra beteckningar, $s = \sqrt{\bar{x}(\bar{x}\rho^2 + 1)}$ kan värden på s vid olika \bar{x} härledas ur formeln.

| | \bar{x} | | | | | |
|-------------------------------------|-----------|------|------|------|------|------|
| | 0,1 | 0,3 | 1,0 | 2,0 | 4,0 | 10,0 |
| s enl. TIRÉN | 0,34 | 0,64 | 1,48 | 2,57 | 4,56 | 9,23 |
| s enl. aktuellt samband | 0,37 | 0,77 | 1,73 | 2,75 | 4,37 | 8,07 |

Som framgår är överensstämmelsen god mellan de båda genomsnittssambanden, trots att ett extra störningsmoment, i form av markberedning, endast förekommer i ena fallet. Vi bör därför tydligen – under beaktande av de på sid. 5 nämnda förutsättningarna – kunna använda de riktvärden på

det önskvärda antalet cirkelytor i självföryngringar av tall och/eller gran, som återges i tabell 3, i stort sett oberoende av om markytan är sårad eller ej. Det bör ytterligare beaktas, att riktvärdena gäller vid slumpmässig fördelning av cirkelytorna, och att precisionen blir större än vad tabellen utvisar vid den regelbundna fördelning, som vanligen förekommer i praktiken. Å andra sidan kan vi alltid, som framgår av figuren, vänta oss en viss svårighet att förutsäga den exakta standardavvikelsen på olika föryngringsfält. Detta medför, att antalet taxeringspunkter ibland bör vara större och ibland mindre för att en viss noggrannhet skall erhållas vid uppskattningen. Figuren kan dock på samma sätt, som tidigare beskrivits när det gäller markberedningsfläckar, användas till att bedöma t ex den säkerhetsmarginal i antal provpunkter, som det kan vara angeläget att arbeta med.

Sammanfattning

I arbetet redovisas empiriskt vunna erfarenheter beträffande sambandet mellan observerat medelutfall, \bar{x} , och standardavvikelse, s , vid fröfallsmätning, kottträkning och cirkelytetaxering av naturföryngringar av tall och gran (fig. 1–4). Med ledning av genomsnittssamband, som erhållits genom numerisk utjämning med hjälp av formel (2), har tabeller (1–3) upprättats, där riktvärden på det under olika förhållanden önskvärda antalet stickprov anges. Som utgångspunkt har då tjänat formel (1), dvs att utlottningen av samplingsenheter skett enligt principen »simple random sample».

De enskilda observationernas av \bar{x} och s avvikelse från utjämningslinjen beror dels på osäkerheter vid estimeringen av de båda variablerna, men egenheter hos de olika undersökningsobjekten bidrar säkerligen också. Det senare förhållandet kan medföra, att man, för att vara säker på att minst uppnå ett visst relativt medelfel $-C-$ vill välja ett större antal samplingsenheter än man erhåller genom att utgå från utjämningslinjen. Figurernas punktsvärmar kan därvid tjäna som viss ledning.

LITTERATURFÖRTECKNING

- ENEROTH, O., 1945: Om frömängden vid fläcksådd samt om sambandet mellan plantantal per ha och slutenhetsgrad vid självsådd. — NST.
- HAGNER, S., 1955: Iakttagelser över granens kottproduktion i norrländska höjdlägen kottåret 1954. — NST.
- 1957: Om kott- och fröproduktionen i svenska barrskogar. — MSS, Band 47:8
- 1959: Om insamling av tallkott. — NST.
- 1962 a: Om insamling av grankott. — »Skogen», H. 22.
- 1962 b: Naturlig föryngring under skärm. — MSS, Band 52:4.

- 1963 a: Om fröproduktion, fröträdsväl och plantuppslag i försök med naturlig föryngring. — *Studia Forestalia Suecica* Nr 27.
- 1963 b: Om kottproduktionens fluktuationer hos tall och gran. — Stencil.
- MADANSKY, A., 1959: The fitting of straight lines when both variables are subject to error. — *Journ. Amer. Statist. Ass.*, 54:173—203, 812.
- PERSSON, O., 1964: Distance Methods. The Use of Distance Measurements in the Estimation of Seedling Density and Open Space Frequency. — *Studia Forestalia Suesica*. Nr 15.
- SARVAS, R., 1962: Investigations on the flowering and seed crop of *Pinus silvestris*. — *CIFF*, 53:4.
- TIRÉN, L., 1949: Om den naturliga föryngringen på obrända hyggen i norrländsk gran-skog. — *MSS*, Band 38:9.

Förklaringar:

CIFF: *Communicationes instituti forestalis fenniae*.

MSS: Meddelanden från statens skogsförsöksanstalt resp. skogsforskningsinstitut.

NST: Norrlands skogsvårdsförbunds tidskrift.

Summary

Variation and Size of the Random Samples when Measuring Seed Fall, Cone Setting, and Stocking

The paper reports on experiences gained empirically concerning the relationships between the mean value, \bar{x} , and the standard deviation, s , when measuring seed fall, cone setting, and stocking by means of circular plots in stands of natural regeneration of Scots pine and Norway spruce (Figs 1—4). On the basis of an average relationship obtained by numerical fitting according to formula (2), Tables (1—3) have been constructed where approximate values of the number of random samples desirable under various conditions are presented. Formula (1) served as the initial base, i. e. the allotment of sampling units has been done according to the principle of "simple random sample".

The deviations of the individual observations (\bar{x} and s) from the fitted line partly depend on inaccuracies in the estimates of the two variables, but inherent characteristics of the various objects of investigation certainly influence as well. The latter fact may cause that a larger number of sampling units are chosen than that obtained on the basis of the fitted line. The point scatter in the figures may then serve as guidance.