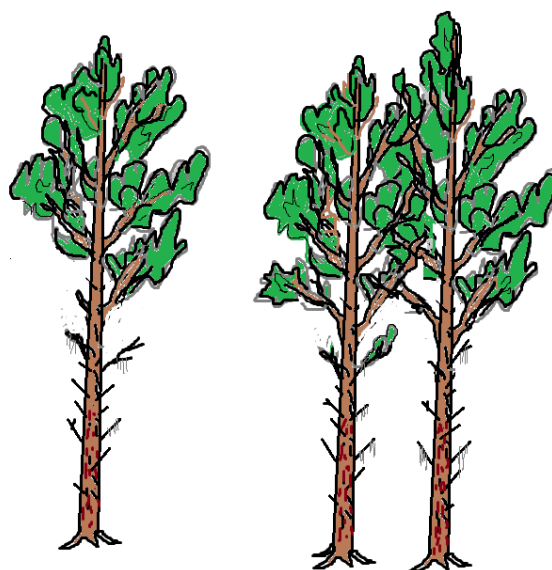




Kronandelsrelaskopering - Metodoptimering och mätfelsstudie

*Relascope sampling for crown ratio estimation –
Method optimization and measurement error study*

Bengt Isaksson



**Arbetsrapport 390 2013
Examensarbete 30hp D
Jägmästarprogrammet**

**Handledare:
Göran Ståhl**



Kronandelsrelaskopering - Metodoptimering och mätfelsstudie

*Relascope sampling for crown ratio estimation –
Method optimization and measurement error study*

Bengt Isaksson

Examensarbete i skogshushållning vid institutionen för skoglig resurshushållning, 30 hp
Jägmästarprogrammet
EX0707

Handledare: Göran Ståhl, SLU, Institutionen för skoglig resurshushållning, resursanalys
Examinator: Torgny Lind, SLU, Institutionen för skoglig resurshushållning, resursanalys

Förord

Examensarbetet har utförts vid SLU, institutionen för skoglig resurshushållning, Umeå.

Jag vill rikta ett stort tack till min handledare Göran Ståhl, samt Sebastian Schnell vilka jag fått värdefulla synpunkter av under arbetets gång. Vill även tacka Sören Wulff och Kenneth Nyström som utöver de redan två nämnda medverkade i mätfelsstudien.

Umeå, februari 2013

Bengt Isaksson

Sammanfattning

I dagens skogsbruk bedöms gallringsbehovet utifrån gallringsmallar som ger rekommendationer baserade på avvägningar mellan biologisk kunskap, ekonomiska faktorer och risker. Gallringsmallarna är anpassade efter tänkta produktionsskogar och kan således vara bristfälliga i andra fall. Därför behövs en effektiv bedömningsmetod som fungerar i både homogena och heterogena bestånd. Studier har visat att tallens (*Pinus sylvestris*) grönkronandel har påvisad effekt på diametertillväxten och genom att uppskatta denna kan ett direkt mått ligga till grund för bedömning av gallringsbehov, istället för det indirekta måttet grunddyta, som nuvarande gallringsmallar är utformade efter. Tanken är att undvika produktionsförluster genom att gallra innan grönkronan hissats upp alltför mycket. Skattningen av kronandel använder vinkelräkningsmetoden som även tillämpas vid skattning av grunddyta. För ändamålet används en variant av relaskop, där beståndets genomsnittliga kronandel erhålls utifrån enkel räkning av trädhöjder och kronlängder som täcker det vertikala relaskopets spaltöppningar.

Syftet med studien var att vidareutveckla kronandelsrelaskopering. En optimering av metoden med avseende på parametrar som styr stickprovsstorleken utfördes genom tidtagning av arbete och skattning av medelfel vid olika val av inventeringslinjelängd. Ett test för att fastställa hur personberoende mätningarna var, utfördes genom studier av vilka systematiska och slumpmässiga mätfel som erhöles då flera personer använde metoden.

Optimal inventeringslinjelängd var 5-10 m i små bestånd (5 ha) och 10-20 m i stora bestånd (50 ha). De systematiska felen vid skattning av kronandel var tämligen stora, dock inte större än vid normal relaskopering för grundytebestämning. Resultaten från mätfelsstudien indikerade att metoden är oberoende av förrättningsman, vilket är viktigt för dess användbarhet. Genom att vidareutveckla instrumentet kan förmodligen mätfelen reduceras.

Nyckelord: grönkrona, vinkelräkningsmetod, linjeinventering, gallringsbehov

Abstract

In today's forestry, thinning tables are used to assess the need for thinning. These provide recommendations based on tradeoffs between biological knowledge, economic factors and risks. The downside is that they are adapted to hypothetical production forests and thus may not be effective in other cases. Consequently an effective assessment method which works in both homogeneous and heterogeneous stands is required. Scots pine (*Pinus Sylvestris*) green crown ratio has a proven effect on diameter growth. By estimating green crown ratio, a more direct measure of the need for thinning can be used, rather than the indirect basal area measurement that thinning tables are based on. The idea is that production losses can be avoided by executing thinning before the green crown has become too short. The estimation of crown ratio uses the angle count method also applied in the estimation of basal area. To achieve the desired outcome a variant of relascope is used, where the stand's crown ratio is obtained by simple counting of trees included, due to their heights and due to their crown lengths.

The objective of the study was to further develop the crown ratio relascope method. An optimization of the method considering the parameters that control the sample size was implemented by measuring the time of work and estimating standard errors due to different choices of inventory line length. Furthermore, a test was made to determine the extent of measurement errors when several people used the method.

The optimal inventory line length was 5-10 m in small stands (5 ha) and 10-20 m in large stands (50 ha). The systematic errors in the estimation of crown ratio were moderately large, and in the same size as errors obtained by measurement with the conventional relascope. Results from the personal error study, indicated that the method is independent of the observer, which is important for its usability. By further developing the instrument, measurement errors can probably be reduced.

Key words: green crown, angle count method, line-sampling, thinning needs

Innehållsförteckning

Introduktion	6
Syfte med studien	7
Material och metoder.....	8
Teori	8
Instrument.....	8
Skattning av kronandel	8
Optimering av linjeinventeringsmetoden	11
Bestånd	11
Inventeringsmetod	12
Inventeringslinjelängd	12
Tid.....	13
Beräkningar	14
Mätfelsstudie	14
Försöksupplägg.....	14
Analys.....	15
Resultat	17
Optimering av linjeinventeringsmetoden	17
Mätfelsstudie	20
Diskussion	22
Slutsats.....	24
Referenslista	25
Bilaga 1	27
Bilaga 2.....	30

Introduktion

Tidpunkten för första gallring är en avvägning mellan att få ut virke grovt nog för att användas som gagnvirke och behovet att minska konkurrensen mellan träden. En tidig gallring ger lågt ekonomiskt netto, samtidigt som det tidigt lämnar växtutrymme åt kvarvarande träd. Senare gallring ger högre ekonomiskt netto, dock med nackdelen att många framtida huvudstammar hunnit bli olämpliga att lämna, eftersom utvecklingen mot upphissade kronor går fort i slutna tallbestånd. Som avvägning mellan dessa för- och nackdelar brukar första gallring för tall (*Pinus sylvestris*) i svenskt skogsbruk, ske vid en övrehöjd av 10-13 m (Agestam, 2009). En indikator på gallringsbehov i ogallrad tallskog, är när grönkronan är mindre än halva trädlängden (Anon, 2012).

Studier har visat att tillväxten sjunker med reducerad grönkrona. Vid försök där beskärning utfördes på tallens grönkrona, minskade diametertillväxten när 40 % eller mer av grönkronan togs bort. Ingen effekt kunde påvisas när 20 % av grönkronan togs bort (Uotila & Mustonen, 1994). I försök där 50-75 % av tallens grönkrona togs bort kunde det fastställas att tillväxtförlusten uppgick till 24-33 % efter fyra växtsäsonger i jämförelse med kontrollträden. Höjdtillväxten påverkades endast marginellt av borttagandet (Långström & Hellqvist, 1990).

Grundyta (beståndets genomskärningsyta i brösthöjd) är ett mått som skogsbruket använder vid bedömning av gallringsbehov. Den uppskattas med ett relaskop genom att projicera en spaltöppning mot trädstammarna i brösthöjd. Ifall en stam täcker spaltöppningen inkluderas den i provet och utan några ytterligare mätningar på träden kan grundytan uppskattas genom enkel räkning. Utifrån grundyta, övre höjd och ståndortsindex kan gallringsbehov bedömas med stöd av gallringsmallar, som ger rekommendationer baserade på avvägningar mellan biologisk kunskap, ekonomiska faktorer och risker. Grundytan beskriver beståndets täthet, för ändamålet skulle volymen vara ett bättre alternativ men förutsätter mera tidskrävande mätningar. Grundytan används då den har ett starkt samband med volymen, samtidigt som den enkelt och snabbt kan mätas. Övre höjd mäts för att beskriva beståndets utvecklingsfas och ståndortsindex för att beskriva markens bördighet (Agestam, 2009). Gallringmallarna är anpassade till trädslagsrena, jämna bestånd som skötts enligt "regelboken" och kan därför vara bristfälliga som beslutsstöd i olikåldriga, gruppställda bestånd och blandskogar (Anon, 2011).

Vinkelräkningsmetoden som det konventionella relaskopet använder sig av, utvecklades av Bitterlich (1948). Metoden möjliggör ett urval proportionellt mot storlek, vilket för det konventionella relaskopet betyder att sannolikheten för ett träd att inkluderas i provet tilltar med ökande diameter. Andra vinkelräkningsmetoder har tagits fram för varierande ändamål. Gemensamt är grundmetoden att bedöma diverse parametrar som på olika avstånd ska täcka instrumentets öppningsvinkel. Lappi m.fl., (1983) utvecklade ett höjdrelasskop med vars hjälp karaktärsdragen i bestånd några år efter föryngringstillfället uppskattades. Instrumentet var huvudsakligen utvecklat för naturligt föryngrade bestånd med stor höjdvariation. De högre träden ansågs vara av störst vikt för beståndets framtida utveckling och sannolikheten för att ingå i provet var därav en funktion av trädets höjd. Ett sätt att uppskatta beståndsvolym utan att använda tabeller föreslogs först av Kitamura (1962) och konceptet utvecklades vidare av McTague & Bailey (1985). Med en tele-relaskopdendrometer bestäms vilka träd som inkluderas i provet av deras kritiska höjd, det vill säga höjden där relaskopets öppningsvinkel exakt täckte trädets diameter. Instrumentet hade en mekanism som kompenserade för markens lutning. Vinkelräkningsmetoden i

kombination med linjeinventering har använts för uppskattning av volym liggande död ved (Ståhl, 1998). Metoden ansågs vara ett intressant alternativ till befintliga metoder. För att undvika systematiska fel var det viktigt att ej avvika från provlinjen och eftersom teorin byggde på ett instrument som alltid hölls horisontellt uppkom svårigheter i brant sluttande terräng. Ett kronrelaskop för uppskattning av krontäckning utvecklades av Stenberg m.fl. (2008) och ansågs tillförlitlig, speciellt i låga och glesa bestånd. I en studie utförd av Wikman (2012) testades kronandelsrelaskopering som ett sätt att bedöma gallringsbehov i förstagallringsbestånd. Efter en mätfelsstudie och studie av stickprovsfel fastställdes att kronandelsrelaskopering ur teoretisk och praktisk synpunkt var tillämpbar med avseende på precision och tidsåtgång.

Relaskopen är utvecklade för att uppskatta skogliga parametrar med godtagbar noggrannhet. Systematiska fel kan emellertid uppstå till följd av subjektivt betingade mätfel och för det vanliga relaskopet har påvisats att dessa är relativt vanliga. Danielsson & Larsson (1964) visade t.ex. att uppskattade värden ofta kunde avvika med 5-15 % från kontrollmätta värden. I en studie av relaskopering för att skatta volymen liggande död ved påvisades systematiska fel i intervallet -12 % till 9,6 % från uppmätt referens och mätfel som kombination av personeffekt och slumpfel, i intervallet 13 % till 21 % från uppmätt referens, beroende på bestånd och relaskopvinkel (Ringvall & Ståhl, 1999).

Genom att uppskatta grönkronandelen, som påverkar diametertillväxten, kan ett mer direkt mått erhållas för bedömning av gallringsbehov istället för det indirekta måttet grundyta. Detta förutsätter en effektiv metod för att uppskatta kronandel, vilket är bakgrunden till det aktuella examensarbetet.

Syfte med studien

Syftet med studien är att vidareutveckla kronandelsrelaskopering, mot bakgrund av de resultat som redovisas av Wikman (2012), genom att:

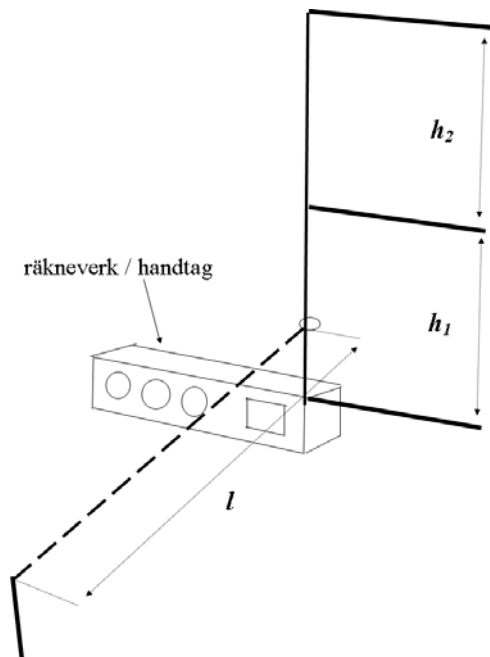
1. Optimera metoden med avseende på parametrar som styr stickprovsstorleken.
2. Utvärdera vilka systematiska och slumpmässiga fel som erhålls då flera personer använder metoden.

Material och metoder

Teori

Instrument

Kronandelsrelaskopet använder samma princip som ett konventionellt relaskop. Största skillnaden är att spaltöppningarna är vertikalt orienterad och utnyttjar trädhöjd och kronlängd istället för diameter i brösthöjd. I studien användes den instrumentprototyp, som utvecklades av Wikman (2012). Instrumentet består av en vertikal gängstång där tre bladskruvar utgör syftpinnar, vilka bestämmer spaltöppningarnas storlek. Mellan de två yttre syftpinnarna som har avståndet $h = h_1 + h_2$, registreras trädhöjd och mellan de två övre med avståndet h_2 registreras kronlängd. För att bibehålla syftpinnarna på ett fixt avstånd från ögat finns en lina, med längden l , som löper fritt längs gängstången för att möjliggöra en rät vinkel mellan lina och stång (se Fig. 1). I studien användes inställningen $h_2 \times 2 = h$, för instrumentet och var injusterad på måtten: $h_1 = 20$ cm, $h_2 = 20$ cm och avståndet till ögat $l = 30$ cm. Dessa inställningar medför att ett 10 m högt träd inkluderas på avstånd upp till 7,5 m, se vidare formel 5.



Figur 1. Illustration av instrumentprototypen som användes i studien.

Figure 1. Illustration of the instrument prototype used in the study.

Skattning av kronandel

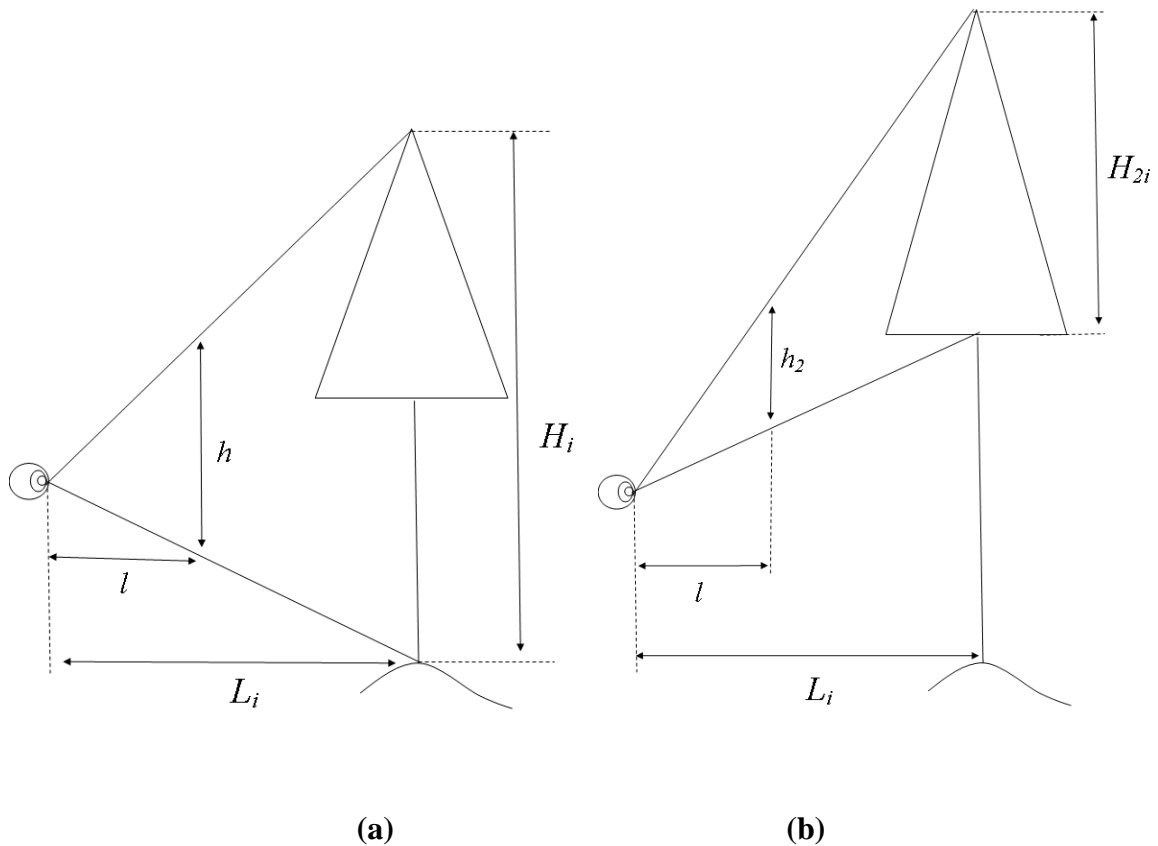
Skattningar möjliggjordes genom tillämpning av Horvitz-Thompson formeln, se formel 1. Med formeln skattades populationstotal via det stickprov som samlades in för trädhöjd respektive kronlängd (Horvitz och Thompson, 1952).

$$(1) \quad \hat{t}_s = \sum_{i=1}^{n_s} \frac{y_i}{\pi_i}$$

Här är \hat{t}_s en skattning av populationstotalen med stöd av data från en enskild provlinje. Värdet erhöles genom att summera kvoter mellan mätvärden och inklusions sannolikheter,

för de individer som valts ut med kronandelsrelaskopet. Indexet $i=1,2,\dots,n_s$ står för antalet inkluderade träd utifrån trädhöjd eller kronlängd på den enskilda provlinjen och y_i är det observerade värdet för trädhöjd eller kronlängd för träd i . Inklusions sannolikheten π_i är den sannolikhet med vilken träd i ingår i stickprovet. Den kan beräknas med stöd av resonemang om trädens inklusionsområden (Gregoire & Valentine, 2008), se formel 6 och 7.

För att träd i med höjden H_i ska passa precis i öppningsvinkeln, måste trädet befinna sig inom ett visst avstånd L_i enligt Fig. 2a. För att krona i med längden H_{2i} ska passa precis i öppningsvinkeln, måste trädet befinna sig inom ett visst avstånd L_i enligt Fig. 2b.



Figur 2. Principalskiss av kronandelsrelaskopets teori. För trädhöjd (a) och för kronlängd (b).

Figure 2. A principal sketch of the theory of the crown ratio relascope. For tree height (a) and for crown length (b).

Från Fig. 2a kan ekvation 2 härledas; på motsvarande vis kan ekvation 3 härledas från Fig. 2b.

$$(2) \quad \frac{H_i}{h} = \frac{L_i}{l}$$

$$(3) \quad \frac{H_{2i}}{h_2} = \frac{L_i}{l}$$

Trädhöjden H_i kunde bestämmas enligt formel 4. För att bestämma kronlängden H_{2i} användes h_2 istället för h (se Fig.2).

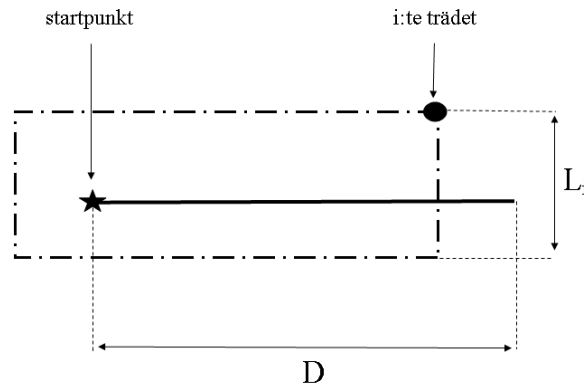
$$(4) \quad H_i = \frac{h}{l} \times L_i$$

Sträckan L_i beräknades enligt formel 5 för trädhöjd. För kronlängd användes H_{2i} och h_2 istället för H_i och h (se Fig. 2).

$$(5) \quad L_i = H_i \times l/h$$

Inklusionsområdet, som vid linjeinventering är rektangulärt bestäms av inventeringslinjelängden D och det kritiska avståndet L_i . Områdets area varierar med trädhöjden och kronlängden (se Fig. 3) och beräknades för trädhöjd enligt formel 6. För kronlängd ersattes H_i och h med H_{2i} och h_2 .

$$(6) \quad a_i = D \times L_i = D \times H_i \times \frac{l}{h}$$



Figur 3. Inklusionsområdets form. Det i : te trädet inkluderas ifall provlinjens startpunkt hamnar inom inklusionsområdet.

Figure 3. The inclusion zone. The i :th tree is included if the sample lines starting point is located in the rectangular inclusion zone.

För att räknas med i urvalet måste startpunkten för en provlinje hamna inom trädets inklusionsområde. När inklusionsområdets area a_i var känd, kunde objektets inklusionssannolikhet π_i beräknas genom att dividera a_i med områdets totala area A (för skattningar som värden per hektar dividerades a_i med 10000), se formel 7.

$$(7) \quad \pi_i = \frac{a_i}{A}$$

När inklusionsannolikheten för varje registrerat träd var känd, kunde formeln för inklusionssannolikheten sättas in i Horvitz-Thompsons formel, varvid en skattning av summa trädhöjd på provlinjen erhöles, se formel 8. Räknefaktorn R , beräknades enligt formel 9. För att erhålla summa kronlängd användes h_2 och H_{2i} istället för h och H_i .

$$(8) \quad \hat{t}_s = \sum_{i=1}^{n_s} \frac{H_i}{\frac{D \times H_i \times l}{h}} = \frac{A}{D} \times \frac{h}{l} \times \sum_{i=1}^{n_s} \frac{H_i}{H_i} = R \times n_s$$

$$(9) \quad R = \frac{A}{D} \times \frac{h}{l}$$

En skattning av populationstotalen för både summa kronlängd och summa trädhöjd erhöles således för varje provlinje genom enkel räkning av antalet träd vars höjder och kronlängder uppfyllde kriterierna för att komma med i stickprovet, samt multiplikation med en räknefaktor. Ingen mätning av höjd eller kronlängd var nödvändig. Samtliga för beståndet skattade populationstotaler summerades därefter och divideras med antalet provlinjer m i beståndet. Ett beståndsmedeltal för summa kronlängd och summa trädlängd erhöles därmed, se formel 10.

$$(10) \quad \hat{t} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{t}_s$$

För att uppskatta beståndets kronandel \hat{p} dividerades medeltalet för summa kronlängd \hat{t}_K med medeltalet för summa trädhöjd \hat{t}_T , se formel 11.

$$(11) \quad \hat{p} = \frac{\hat{t}_K}{\hat{t}_T}$$

Optimering av linjeinventeringsmetoden

Bestånd

I studien optimerades metoden linjeinventering med kronandelsrelaskop, med avseende på inventeringslinjens längd. Mätningarna utfördes i fem ogallrade tallskogar kring Bäcksjön, belägen en mil norr om Umeå (se Bilaga 2 för koordinater). Bestånden hade olika karaktär, med en variation i täthet och beståndshöjd. I varje bestånd lades 15 provlinjer ut slumpmässigt, genom att använda verktyget "create random points" i ArcMap 10.1. Gränsproblematik hanterades genom "walkback-metoden" föreslagen av Affleck m.fl., (2005). Den del av provlinjen som hamnar utanför beståndsgränsen reflekterades tillbaka in i beståndet, varvid relaskopering utfördes efter den reflekterade sträckan. Detta innebar att samma träd kunde registreras två gånger.

För att beskriva beståndets karaktär utfördes mätningar med utgångspunkt från varje provlinjes startpunkt. Grundytan uppskattades med konventionellt relaskop med räknefaktor 1 och stamantal inventerades genom att räkna alla träd inom 5,64 m radie (antalet stammar multipliceras med 100 för att erhålla värden per hektar) från provlinjens startpunkt. Inklusionsgränsen för stamantal sattes till 5 cm i brösthöjd och vid räkningen registrerades även trädslag. Inom cirkelprovytan valdes ett provträd subjektivt ut för bedömning av medelhöjd. Höjden mättes med hjälp av höjdmätare av typen, Vertex IV och en Transponder T3. Aritmetiska medelvärden för respektive parameter beskriver bestånden, se tabell 1.

Tabell 1. Beskrivning av bestånden som ingick i studien Trädslagsblandning (Trbl)

Table 1. Description of the stands included in the study. Relative species abundance (Trbl)

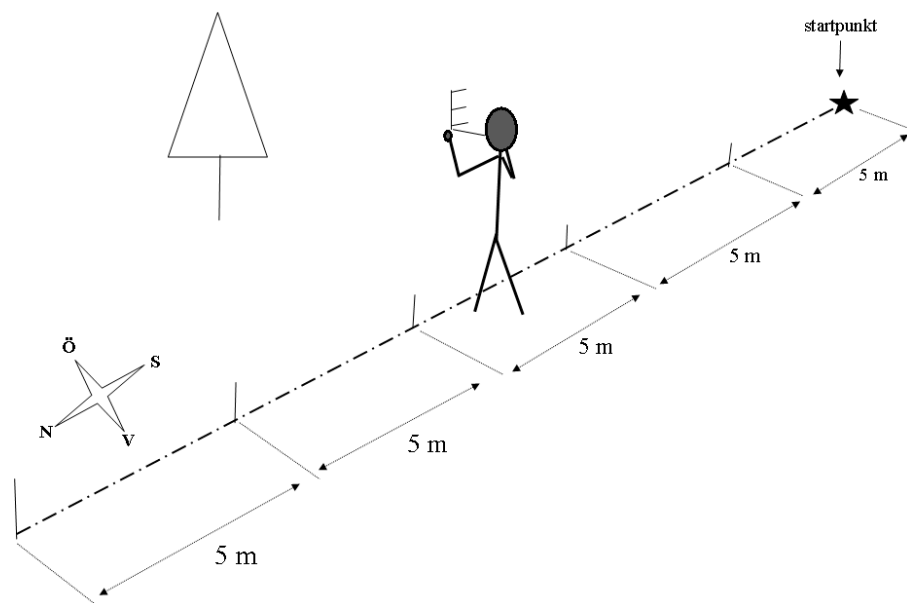
Bestånd		1	2	3	4	5
Areal (ha)		8,41	8,13	2,90	5,92	3,20
Stamantal (st/ha)		1460	2227	1727	1313	1253
Grundyta (m ² /ha)		21,7	21,4	20,1	20,4	11,4
Medelhöjd (m)		14,2	11,6	11,8	14,4	11,0
Trbl (%)	Tall	87,2	76,3	52,1	65,5	94,7
	Gran	8,2	14,4	17,0	30,5	3,7
	Löv	4,6	9,3	26,3	4,1	1,6
	Contortatall			4,6		

Inventeringsmetod

Studien inriktade sig på linjeinventeringsmetoden. Provlinjerna drogs i nordlig riktning och relaskoperingen skedde enbart på östra sidan av linjen. Förrättningsmannen relaskoperade vinkelrätt mot linjen och registrerade antingen kronlängd eller trädhöjd, eller båda för ett enskilt träd. Det förekom ingen kontrollmätning och det var enbart tall och contortatall (*Pinus contorta*) som räknades med i provet. Definition av grönkronas nedre gräns var densamma som riksskogstaxeringen använder sig av, det vill säga den första gröna kvisten på trädet, såvida denna inte var isolerad med mer än två döda grenvarv från resten av grönkronan.

Inventeringslinjelängd

En 25 meters linje mättes upp med måttband, vilken därefter delades upp i fem sektioner där trästickor nedstuckna i marken markerade gränsen dem emellan. Genom att addera sektioner med varandra kunde fem linjelängder skapas vilka var: 5, 10, 15, 20 och 25 m. Den första sektionen från startpunkten sett utgjorde provlinjelängd 5 m och den första plus den andra sektionen utgjorde provlinjelängd 10 m. De andra provlinjelängderna erhöles på samma sätt genom att addera sektioner (se Fig. 4). Relaskopering med kronandelsrelaskop utfördes separat för varje sektion, där antal trädhöjder och kronlängder som täckte respektive spalt registrerades.



Figur 4. Utformning av inventeringslinjen och dess uppdelning i fem sektioner.

Figure 4. Layout of how the inventory line was divided into five sections.

Tid

För att optimera metoden ställdes precision mot kostnad. I studien uttrycktes kostnaden som tidsåtgång och således krävdes tidtagning av arbetet. Efter att de fem sektionerna relaskoperats och trädhöjder och kronlängder registrerats, relaskoperades de fem sektionerna återigen med tidtagning. Tidtagning utfördes ej för varje enskild sektion, utan alla fem sektionerna relaskoperades i följd varvid tiden för arbetet registrerades. Det gjordes för att efterlikna tidsåtgången vid praktisk tillämpning. Varje fem meters sektion antogs utgöra en femtedel av arbetet, det vill säga en femtedel av tiden. Tiden noterades för alla provlinjer i samtliga bestånd.

Tidtagning för etablering av provlinjer genomfördes för två provlinjer i ett bestånd. Moment som omfattades var uttagning av provlinjens kompassriktning samt uppmätning av linjelängd och indragning av måttband. Tider noterades för dessa moment separat för var och en av de fem linjelängderna. Det aritmetiska medelvärdet utifrån dessa två tidtagningar för varje inventeringslinjelängd ansågs utgöra etableringstid för aktuell linjelängd. Etableringstiden adderades till relaskoperingstiden för respektive linjelängd för samtliga femton provlinjer i varje bestånd.

Gångtiden mellan provlinjer utgjorde en väsentlig del av arbetet vid relaskopering och var därför nödvändig att inkludera för att fastställa optimal linjelängd. Gångtiden uppskattades genom att skapa ett förband i beståndet där A är beståndets areal och m är antalet provlinjer, se formel 12.

$$(12) \text{ Förband} = \sqrt{\frac{A}{m}}$$

Förbandet enligt formel 12 ansågs ge ett rimligt närmevärde för avståndet mellan provlinjernas startpunkter. Förrättningsmannens gånghastighet i skog mättes med GPS av typen Garmin etrex. Förrättningsmannen gick 1000 m i varierande skogsterräng varvid

medelhastigheten kunde utläsas. Den genomsnittliga hastigheten som användes vid uppskattning av gångtid var 3,1 km/h.

Beräkningar

För att fastställa noggrannheten i skattningen beräknades medelfel, som gav en uppfattning av den förväntade avvikelsen mellan det skattade och det sanna värdet. För att beskriva noggrannheten användes det relativa medelfelet (RSE) som är medelfeletets andel av skattningen. Ju lägre RSE, desto noggrannare skattning av parametern. Som utgångspunkt för optimeringen av metoden ställdes RSE för skattningen av kronandel mot tidsåtgången för varje linjelängd. För att beräkna RSE fastställdes först populationsvariansen enligt formel 13, varefter RSE för godtyckliga värden på m kunde beräknas med stöd av formel 14.

$$(13) \quad s^2 = \frac{1}{(m-1)} \times \frac{1}{\hat{t}_T^2} \times \sum_{s=1}^m (\hat{t}_{ks} - \hat{p}\hat{t}_{ts})^2$$

$$(14) \quad RSE(\hat{p}) = \frac{\sqrt{\frac{s^2}{m}}}{\hat{p}}$$

För att finna en optimal inventeringslinjelängd som byggde på data från samtliga fem bestånd, det vill säga den i genomsnitt optimala provlinjelängden, beräknades aritmetiska medelvärden för RSE för kronandel ut. Ett aritmetiskt medelvärde för RSE erhöles för varje kombination av linjelängd och provlinjeantal. För de fem bestånden kunde det aritmetiska medelvärdet uttryckas som formel 15.

$$(15) \quad \text{arit. medelvärde } RSE(\hat{p}) = \frac{RSE(\hat{p}_1) + RSE(\hat{p}_2) + RSE(\hat{p}_3) + RSE(\hat{p}_4) + RSE(\hat{p}_5)}{5}$$

Ett aritmetiskt medelvärde beräknades även för tidsåtgång (relaskoperingstid och gångtid) för varje kombination av linjelängd och provlinjeantal.

Utifrån ett kostnad-precisionsdiagram kunde därefter optimal inventeringslinjelängd utvärderas, genom att analysera grafer för respektive linjelängd. Inventeringslinjelängden som gav lägst RSE vid viss given kostnad (tid) var den optimala linjelängden.

Eftersom populationsvariationen för kronandel visade sig vara relativt konstant, oberoende av beståndsareal, utvärderades resultatet även för fiktiva bestånd med större areal än de som inventerades i fält. Syftet var att variera gångsträckan mellan provlinjerna vilket påverkade gångtiden, som var en stor del av tidsåtgången vid arbetet och därmed en avgörande faktor för optimal linjelängd.

Mätfelsstudie

Försöksupplägg

Mätningarna utfördes enligt linjeinventeringsmetoden. Två bestånd med olika karaktär valdes ut och tre provlinjer lades slumpmässigt ut i varje bestånd. För studien valdes bestånd 2 och 4 ut och populationstotaler per hektar skattades. Varje provlinje inventerades av fem förrättningsmän. För varje provlinje skattades således summa trädhöjd och summa kronlängd, varefter kronandel kunde beräknas för var och en av förrättningsmännen, för var och en av provlinjerna. Tre av förrättningsmännen hade tidigare använt instrumentet. De andra två fick en snabb genomgång inför studien. I varje bestånd fanns en testprovlinje

där "sant" värde för trädhöjder och kronlängder uppmätts i förväg. Förrättningsmännen kalibrerade sig med stöd av dessa linjer innan de verkliga provlinjerna relaskoperades. Inventeringslinjelängden som användes var 15 m i båda bestånden och enbart tallar registrerades. Efter genomförd studie erhöles "sanna" värden på summa kronlängd och summa trädhöjd för varje provlinje, genom att teoretiskt räkna ut huruvida "osäkra" trädhöjder och kronlängder borde ha inkluderats. Detta gjordes på basis av mätningar av trädhöjd och kronlängd med en höjd- och avståndsmätare av typen Vertex IV tillsammans med en Transponder T3.

Analys

En variansanalys utfördes separat för vart och ett av de båda bestånden. Huvudsyftet var att utvärdera omfattningen av systematiska och slumpmässiga mätfel. Ett antagande gjordes att de fem förrättningsmännen i studien valdes slumpmässigt och därför betraktades förrättningsmännens avvikelser från medeltalet som slumpmässiga effekter (random-effects). Från antagandena kan formel 16 erhållas (Grandin, 2003).

$$(16) \quad y_{ij} = \mu + b_i + \varepsilon_{ij}$$

Här var y_{ij} respons variabeln uttryckt som differensen mellan den i : te förrättningsmannens skattning av den j : te provlinjen och den noggrant uppmätta referensen. Variabeln y_{ij} talade om hur mycket en förrättningsman över- eller underskattade den "sanna" populationsparametern för den givna provlinjen. Indexet $i=1\dots k$ identifierade förrättningsmännen med $k=5$ och $j=1\dots m$ var provlinjerna med $m=3$. Den generella avvikelser från "sant" värde var μ , vilken var det aritmetiska medelvärdet från alla observationer i beståndet: b_i var avvikelse från μ som en effekt av förrättningsman i : ε_{ij} var ett mått på hur mycket förrättningsman i på provlinje j avvek från $\mu + b_i$ på grund av slumpmässig variation (Grandin, 2003).

I studien var nollhypotesen att det ej förekommer någon skillnad mellan förrättningsmän, variansen för (b) = 0 och signifikansnivån 5 %. Det medförde att nollhypotesen förkastades ifall p-värdet understeg 0,05. Tolkningen av resultat då nollhypotesen förkastades var att skillnader mellan förrättningsmännens personeffekter b_i förekom.

Variansanalys genomfördes i Minitab Statistical Software 16.1.0. med balanserat ANOVA-test. Studien var balanserad eftersom varje förrättningsman tog varsitt prov på varje provlinje. Modellen var "obegränsad" vilket innebar att b_i och ε_{ij} som var slumpmässiga effekter, ansågs vara normalfördelade med medelvärdet noll och variansen: $\text{var}(b_i) = \text{var}(b)$ och $\text{var}(\varepsilon_{ij}) = \text{var}(\varepsilon)$. Huvudsyftet med analysen var inte att bestämma värden för enskilda b_i och ε_{ij} , utan istället variationen mellan förrättningsmän samt det slumpmässiga felets variation. P-värden för nollhypotesen $\text{var}(b)=0$ beräknades enligt formel 17 och därtill endera formel 18 eller formel 19 (Anon, 2008).

$$(17) \quad f = \frac{MS_b}{MS_\varepsilon}$$

$$(18) \quad \text{om } f < 1: p\text{-värdet} = 2 \times \text{Prob}(F(u,v) < f)$$

$$(19) \quad \text{om } f > 1: p\text{-värdet} = 2 \times \text{Prob}(F(u,v) > f)$$

Medelkvadratsumman MS var ett mått på den genomsnittliga variansen i de olika grupperna. $\text{Prob}(F(u,v) > f)$ var sannolikheten för ett värde större än f , från en F -

fördelning med täljarens frihetsgrader u och nämnarens frihetsgrader v . u = antal observationer för varje provlinje minus ett, i detta fall 5-1. v = totala antalet observationer i beståndet minus antalet observationer för varje provlinje, i detta fall 15-5. $Prob(F(u,v) > f) = 1 - Prob(F(u,v) < f)$ (Anon, 2008).

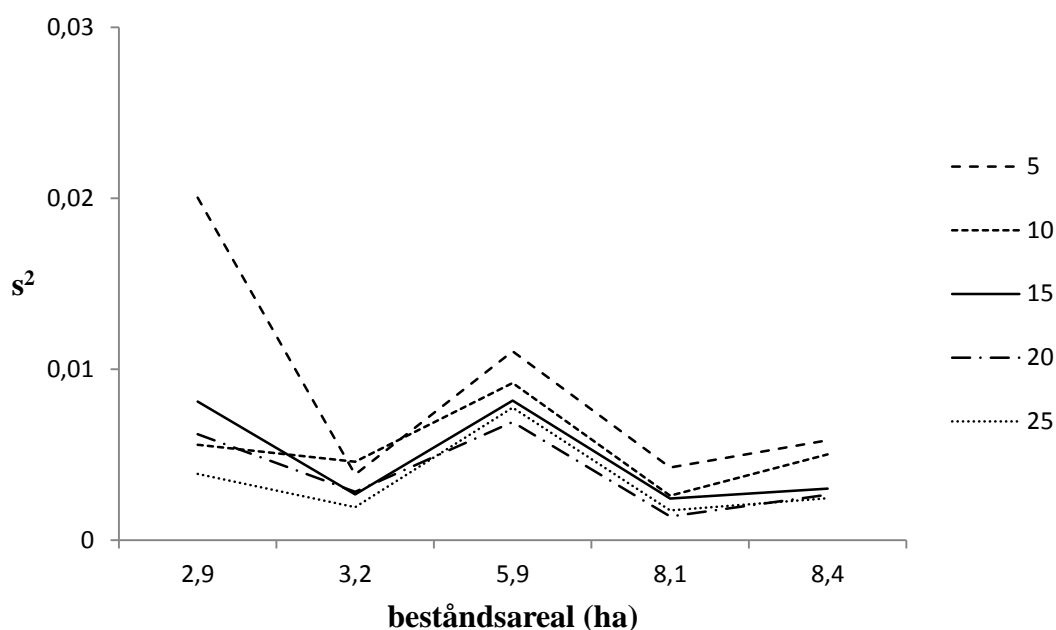
Resultat

Optimering av linjeinventeringsmetoden

Det fanns ingen enskild optimal inventeringslinjelängd för alla bestånden (se Bilaga 1). Istället varierade den optimala linjelängden mellan de inventerade bestånden och berodde även på vilket RSE för kronandel som eftersträvades.

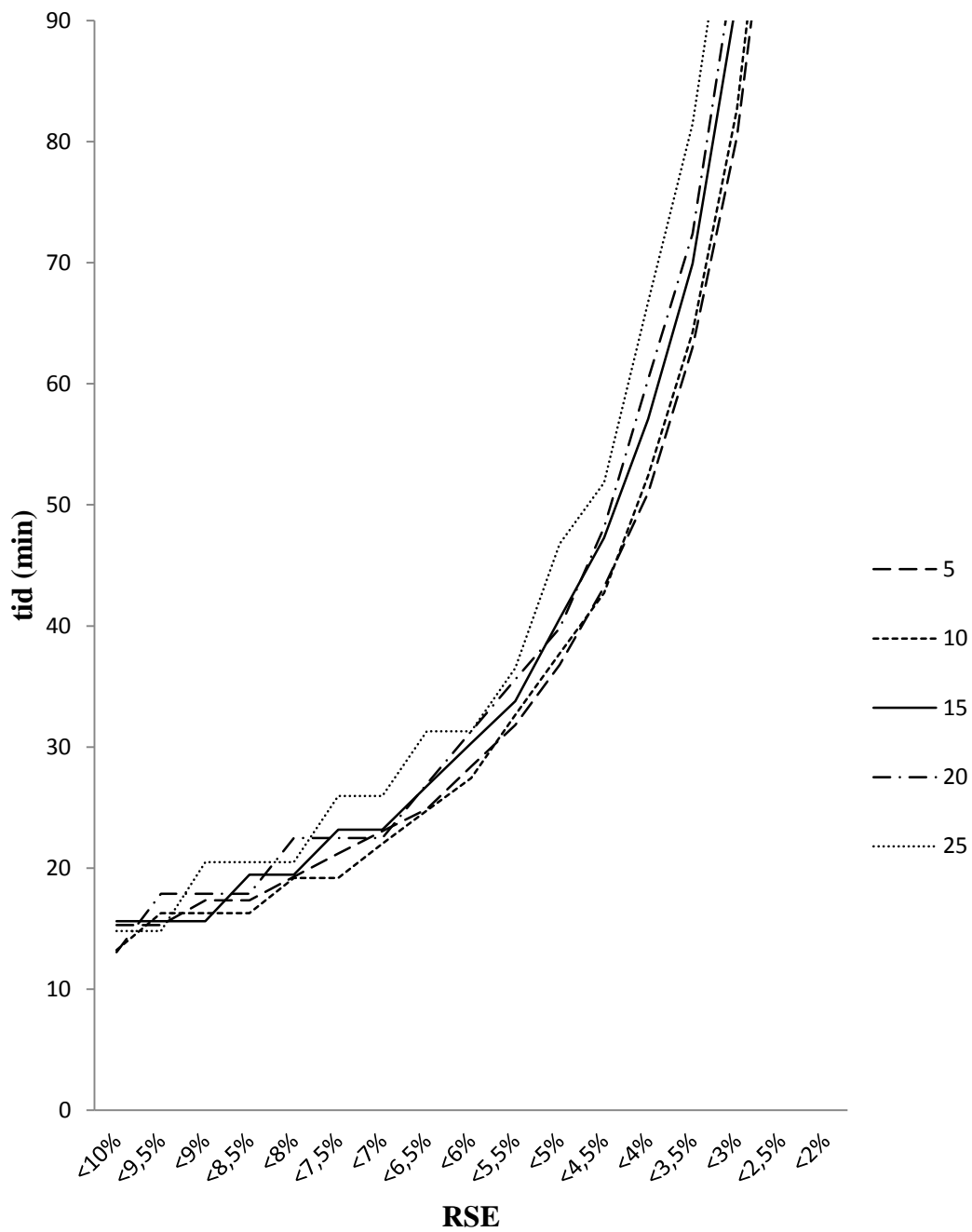
Populationsvariansen som speglar variationen mellan inventeringslinjer redovisas i Fig. 5. Den visades sig vara relativt konstant och oberoende av beståndsareal, med undantag för fallet då 5-meterslinjer användes i det minsta beståndet.

I Fig. 6 och 7 redovisas kostnads-precisionsdiagram för linjelängd, i fiktiva bestånd med storlekarna 5 ha och 50 ha. Inventeringslinjelängden vilken uppnådde ett visst krav på RSE på kortast tid var den optimala linjelängden för det särskilda kravet. Skillnaderna mellan de olika linjelängderna var ofta små och det var inte entydigt att en viss linjelängd alltid var optimal. I stora bestånd var aldrig 5-meterslinje optimal. I små bestånd varierade optimal linjelängd mellan 5 och 10 m. Att fördelen med korta provlinjer försvann med ökad beståndsareal har sin förklaring i kvoten mellan relaskoperingstid och gångtid, som sjunker med stigande beståndsareal. Det innebär att påverkan av gångtid blir större med stigande area.



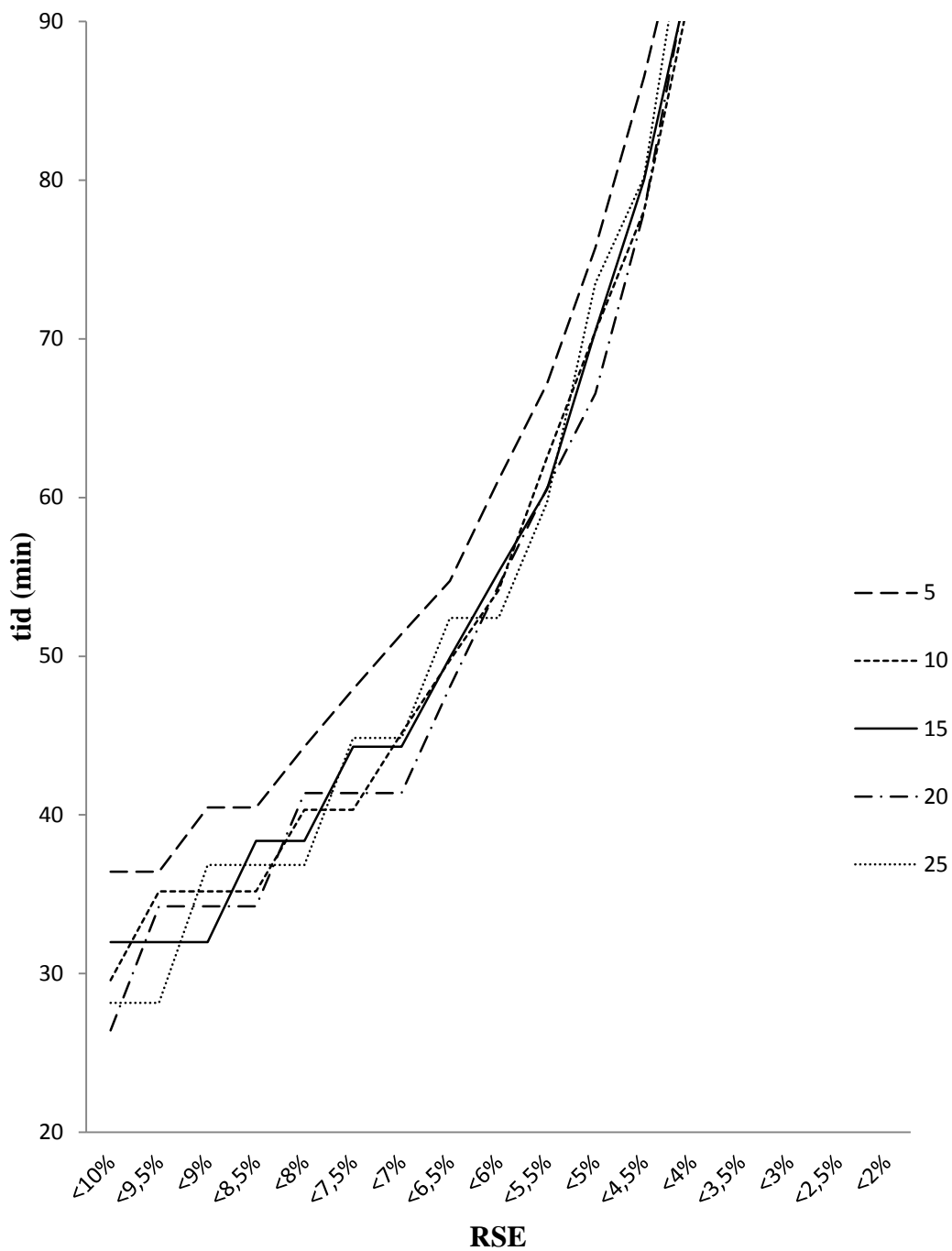
Figur 5. Åskådliggör hur den skattade populationsvariansen för kronandel förändrades med stigande beståndsareal.

Figure 5. Displays how the population variance for crown ratio changes with increasing stand area.



Figur 6. Samband mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i ett 5 ha stort bestånd när olika linjelängder används.

Figure 6. Relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in a 5 hectare large stand for different inventory line lengths.



Figur 7. Samband mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i ett 50 ha stort bestånd när olika linjelängder används.

Figure 7. Relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in a 50 hectare large stand for different inventory line lengths.

Mätfelsstudie

Nollhypotesen $\text{var}(b)=0$ kunde inte förkastas på 5 % -nivån vid skattning av kronandel. Personeffekter där olika personer i genomsnitt hamnar lite för högt eller lågt syntes således inte föreligga. Det övergripande systematiska felet μ var dock högt och uppgick till -4,1 % och -3,3 % i de två bestånden. Således gjordes en systematisk underskattning av kronandel vid relaskopering. Standardavvikelsen för de övriga slumpfelen ε uppgick till 4,8 % resp. 2,9 %. Den enskilde förrättningsmannen var följaktligen inte konsekvent i sina skattningar från provlinje till provlinje (se tabell 2).

Tabell 2. Resultatet av variansanalysen för skattning av kronandel. Relativt systematiskt fel är μ uttryckt som procentandelar av referensen. Variationskoefficienten är standardavvikelsen för b resp. ε uttryckt som procentandelar av referensen. Sqrt är förkortning för kvadratroten ur

Table 2. Result of ANOVA-test for the estimation of crown ratio. The relative systematic error is μ , expressed as the percentage of the true reference. The variation coefficient is the standard deviation for b resp. ε , expressed as the percentage of the true reference. Sqrt is abbreviation for square root

Bestånd	Effekt	Parameter skattning/ standard avvikelse (%)	P-värde	Relativt systematiskt fel/ variations koefficient (%)
2	systematiskt fel (μ)	- 3,3		- 6,7
	person $\text{var}(b)$	1,8	0,15	3,7
	slumpfel $\text{var}(\varepsilon)$	2,9		6,0
	$\text{sqrt}(\text{var}(b)+\text{var}(\varepsilon))$	3,5		7,0
4	systematiskt fel (μ)	- 4,1		- 9,5
	person $\text{var}(b)$	0	0,71	0
	slumpfel $\text{var}(\varepsilon)$	4,8		10,9
	$\text{sqrt}(\text{var}(b)+\text{var}(\varepsilon))$	4,8		10,9

För skattning av summa trädhöjd och summa kronlängd var variationskoefficienterna för slumpfelet ε och personeffekten b högre än för kronandel. I bestånd 2 vid skattning av summa trädhöjd kunde nollhypotesen $\text{var}(b)=0$ förkastas (se tabell 3).

Tabell 3. Resultatet av variansanalysen för skattning av summa trädhöjd och summa kronlängd

Table 3. Result of ANOVA-test for the estimation of sum tree height and sum crown length

Bestånd	Variabel	Effekt	Parameter skattning/ standard avvikelse	P-värde	Relativt systematiskt fel/ variations koefficient (%)
2	summa trädhöjd	systematiskt fel (μ)	2192		11,4
		person var(b)	1348	0,086	7,0
		slumpfel var(ε)	1747		9,1
		sqrt(var(b)+var(ε))	2207		11,5
4	summa trädhöjd	systematiskt fel (μ)	533		3,0
		person var(b)	1911	0,088	10,6
		slumpfel var(ε)	2493		13,8
		sqrt(var(b)+var(ε))	3141		17,4
2	summa kronlängd	systematiskt fel (μ)	355		3,7
		person var(b)	820	0,017	8,7
		slumpfel var(ε)	707		7,5
		sqrt(var(b)+var(ε))	1083		11,4
4	summa kronlängd	systematiskt fel (μ)	- 533		- 6,8
		person var(b)	616	0,103	7,8
		slumpfel var(ε)	851		10,8
		sqrt(var(b)+var(ε))	1050		13,4

Diskussion

Det fanns ingen optimal inventeringslinjelängd för samtliga bestånd, utan den varierade med eftersträvd noggrannhet och beståndsareal. I små bestånd är korta linjer att föredra, men vinsten med dessa försvinner med ökad beståndsareal. Det systematiska felet var tämligen högt vid skattning av kronandel. Kronandelen kunde skattas med högre noggrannhet än summa kronlängd och summa trädhöjd. Nollhypotesen att det inte förekommer skillnader mellan förrättningsmän, $\text{var}(b)=0$ kunde inte förkastas vid skattning av kronandel, vilket indikerar att metoden är oberoende av förrättningsman.

En inventering bör vara så kostnadseffektiv som möjligt och tiden får antagligen inte överstiga en timme per bestånd vid bedömning av gallringsbehov. För ett litet bestånd (5 ha) kan ett RSE lägre än 3,5 % uppnås på den tiden när 5-meterslinjer används. En 10-meterslinje kan likväl användas då denna ej skiljer sig nämnvärt. För större bestånd (50 ha) kan ett RSE lägre än 5,5 % uppnås på en timme. Skillnaden mellan olika linjelängder är liten, endast 5-meterslinje som kan uteslutas. Vid användandet av den längsta linjelängden 25 m, upplevdes det svårt att dra en rät provlinje när vegetationen var tät och därav rekommenderas 10 - 20 m linjelängd i de större bestånden.

Initialt varierar optimal linjelängd frekvent. Förklaringen är att ett visst krav för RSE kräver ett visst antal provlinjer. Ibland kan ett krav nästintill uppnås med x antal provlinjer, men för att komma över den kritiska gränsen måste ytterligare en provlinje inventeras. Kravet uppfylls således och det med god marginal, dock till kostnaden av längre arbetstid som kan resultera i att linjelängden ej blir optimal för det särskilda kravet. Det frekventa växlandet av optimal linjelängd avtar dock med tiden och stabiliserar sig efterhand då fler provlinjer inventerats, vilket betyder att en ytterligare provlinje ej har samma kritiska effekt på RSE.

P-värdena som beräknades för nollhypotesen $\text{var}(b)=0$ vid skattning av kronandel översteg 0,05. Det är ett positivt resultat som indikerar att metoden är oberoende av förrättningsman, vilket är viktigt för metodens användbarhet. Slumpfelele ε kan bero på att förrättningsmannen inte var koncentrerad på uppgiften varje gång och noggrannhet i bedömningar skiftade från provlinje till provlinje. De systematiska felen vid skattning av kronandel var betydande. Problemet var att förrättningsmännen registrerade fler trädhöjder än kronlängder. I studien överskattade förrättningsmännen summa trädhöjd samtidigt som summa kronlängd överskattades i lägre grad respektive underskattades för de två bestånden. Varför färre kronlängder än trädlängder registreras kan bero på svårigheter vid bedömning av grönkronans nedre gräns. Mätfelet kan förmodligen sänkas med vidareutveckling av instrumentet och en välutarbetad metod för hantering av gränstillsträd. Anledningen till att personeffektens (b -termens) variationskoefficienter för kronandel är lägre än för summa kronlängd och summa trädhöjd beror troligtvis på att denna är en kvot av dessa två. Av den anledningen var kronandel inte lika känslig för systematiska över- eller underskattningar, eftersom dessa tenderar att ta ut varandra.

Om en ny förrättningsman slumpmässigt utsågs för varje provlinje kommer det förväntade systematiska felet för kronandel vara -4,1 % till -3,3 % och det slumpmässiga felet ha en varians vilken utgör summan av b - och ε -termens varianser. För studien varierade denna uttryckt som standardavvikelse från 3,5 % till 4,8 %. Ett 95 % -konfidensintervall kan approximativt uppskattas som $\mu \pm 2 \times \sqrt{\text{var}(b) + \text{var}(\varepsilon)}$ vilket för bestånd 4 blir [-13,7; +5,5] och för bestånd 2 [-10,3; +3,7]. Vid 95 fall av 100 hamnar skattningen inom detta

intervall. Det föreligger således stor risk att underskatta kronandelen, vilket kan resultera i gallring före optimal tidpunkt.

I jämförelse med de personliga systematiska felen Danielsson och Larsson (1964) upptäckte vid användet av det vanliga relaskopet, står sig dock kronandelsrelaskopet väl. Vid användandet av det vanliga relaskopet var felet $\pm 5-15\%$ och vid skattning av kronandel med kronandelsrelaskopet var det relativa systematiska felet $-9,5\%$ till $-6,7\%$. Det kan konstateras att de systematiska felen vid användandet av kronandelsrelaskopet är på samma nivå som med det vanliga relaskopets. Notera dock att studien för det vanliga relaskopet bygger på observationer av 35 förrättningsmän och denna studie endast på 5. Dessutom användes provpunkter vid det vanliga relaskopets personliga mätfelsstudie och provlinjer i denna studie. I jämförelse med studien av transektrelaskopet (Ringvall & Ståhl, 1999) står sig kronandelrelaskopet även väl. Det systematiska felet vid användandet av transektrelaskopet låg i intervallet -12% till $9,6\%$. Personeffekten tillsammans med det slumpmässiga felet uttryckt som variationskoefficient var för transektrelaskopet inom intervall 13% till 21% och för kronandelsrelaskopet vid skattning av kronandel 7% till $10,9\%$.

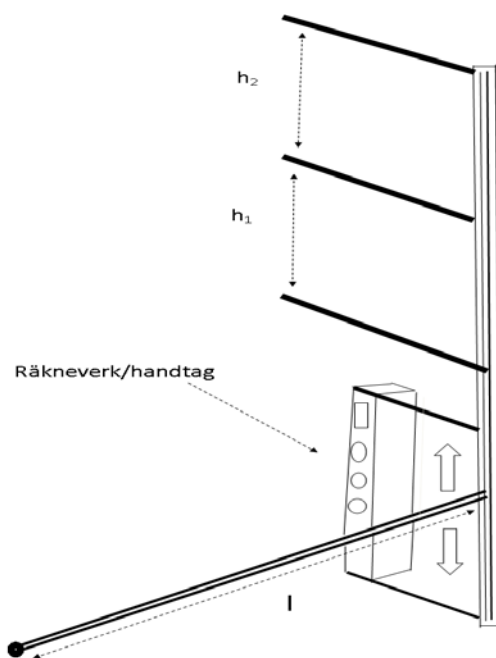
En del felkällor förelåg i studien, vilka hänsyn skall tas till vid tolkning av resultaten:

- De aritmetiska medelvärdena för RSE och tid bygger endast på data ur fem bestånd, där samtliga hade flack terräng. Ifall antalet bestånd varit fler och en större skillnad emellan dessa med avseende på terräng och skogliga parametrar som grundyta, medelhöjd, stammantal, kunde säkrare slutsatser dras, då datamängden studien byggd på varit större.
- Antagandet om konstant populationsvariation för kronandel bygger på fem bestånd, vilka till ytan sett ej var stora. En viss trend kan endast påvisas för en beståndsareal upp till åtta ha. Det är osäkert ifall det även gäller för större bestånd.
- Tidsåtgången för att relaskopera en provlinje påverkas troligtvis av förrättningsmannens erfarenhet. Därav hade resultatet varit annorlunda ifall ordningen bestånden relaskoperades i hade varit en annan. Tidsåtgången beror även på medelhastigheten som förmodligen varierar mellan olika förrättningsmän.
- För att variansanalysen ska vara tillförlitlig krävs det att slumpfelen är normalfördelade med medelvärdet noll. Det är osäkert om detta är fallet då endast ett fåtal observationer genomfördes. Med större antal bestånd i studien och ett större antal provlinjer i vardera, hade säkrare slutsatser kunnat dras utifrån variansanalysen.
- Variansanalysen bygger på ett antagande om att förrättningsmännen valdes slumpmässigt ur hela populationen av möjliga förrättningsmän, vilket inte utfördes i praktiken. Tre av de fem förrättningsmännen hade tidigare erfarenhet av kronandelsrelaskopet vilket borde påverkat resultatet. Antagligen hade mätfelen varit större ifall alla fem förrättningsmän hade varit noviser.

För framtida studier borde kronandelsrelaskopets utformning förbättras så att användningen underlättas och på så vis möjliggör säkrare skattningar. Det fanns problem med den prototyp som användes i studien, att bibehålla rätt vinkel mellan l och h resp. h_2 . Det skulle kunna lösas genom att ersätta linan, vilken uppmäter längden l med en pinne

som löper i en skena efter stängen där syftpinnarna är monterade. Det skulle möjliggöra en konstant rät vinkel mellan l och h resp. h_2 , samt att l kan löpa långt nedanför syftpinnarna vilket underlättar arbetet i bestånd med hög medelhöjd (se Fig. 8). Efter att ny utformning av kronandelsrelaskopet framställts borde ytterligare en mätfelsstudie genomföras, med fler deltagare, bestånd och provlinjer.

Ingen justering av instrumentet med avseende på h resp. h_2 och l gjordes mellan bestånden. Genom justering av dessa påverkas öppningsvinkeln vilket möjliggör att fler eller färre trädhöjder/kronlängder registreras på varje provlinje. Eftersom detta styr provstorleken likt linjelängden, skulle en optimering med avseende på linjelängd tillsammans med öppningsvinkeln varit eftersträvansvärd.



Figur 8. Ett förslag till förbättring av kronandelsrelaskopet.

Figure 8. Suggestion of an improvement of the crown ratio relascope.

Slutsats

Beroende på vilken tid förrättningsmannen lägger ner på ett enskilt bestånd och vilken inventeringslinjelängd som används, kommer noggrannheten i skattningen att variera. För att tillämpa metoden på ett optimalt sätt rekommenderas inventeringslinjelängden 5 till 10 m i små bestånd (5 ha) och 10 till 20 m i stora bestånd (50 ha).

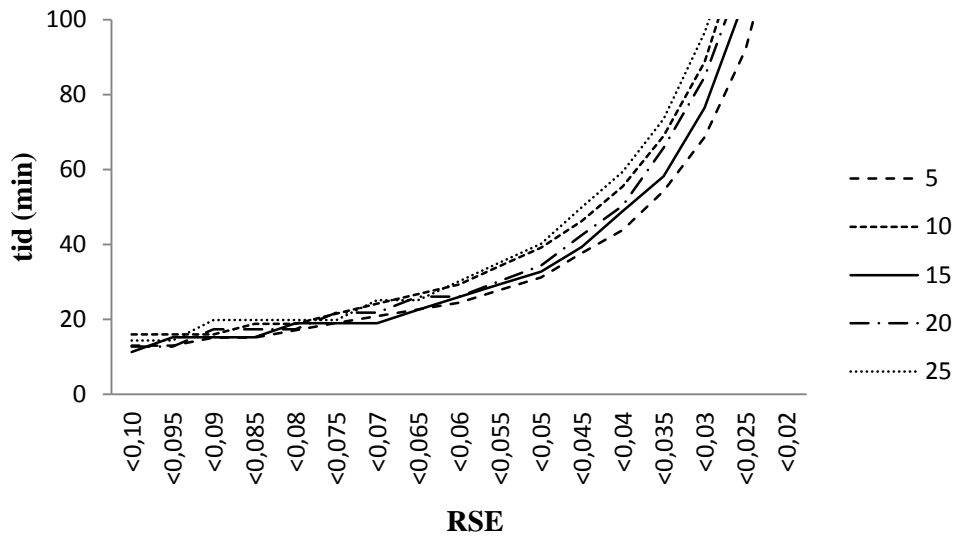
De systematiska felen vid skattning av kronandel var tämligen stora, dock inte större än vid normal relaskopering för grundtybestämning. Positivt var resultaten från variansanalysen som indikerade att metoden är oberoende av förrättningsman, vilket är viktigt för metodens användbarhet. Genom att vidareutveckla instrumentet kan förmodligen mätfelen reduceras.

Referenslista

- Affleck, D.L.R. Gregoire, T. G. & Valentine, H. T. 2005. Edge Effects in Line Intersect Sampling With Segmented Transects. American Statistical Association and the International Biometric Society. Journal of Agricultural, and Environmental Statistics, Vol. 10, No. 4, pp. 460-477.
- Agestam, E. 2009. Skogsskötselserien-Gallring. Skogsstyrelsens förlag, Jönköping.
- Anon. 2012. Är det dags att gallra.
<http://www.skogforsk.se/sv/KunskapDirekt/Gallra/Gallringsprogram-och-stamval/Nar-ar-det-dags-att-gallra/>. Uppdaterad 2012-09-26.
- Anon. 2011. Gallringsmall-tall och gran.
<http://www.skogforsk.se/sv/KunskapDirekt/Alla-Verktyg/intro-Gallringsmall---tall-och-gran/>. Uppdaterad 2013-01-15.
- Anon. 2008. Knowledgebase.
<http://www.minitab.com/enAU/support/answers/answer.aspx?id=796&langType=3081>. Uppdaterad 2012-12-13.
- Bitterlich, W. 1948. Die Winkelzählprobe. Allgemeine Forst- und Holzwirtschaftliche Zeitung, 59(1/2).
- Danielsson, I. & Larsson, U. 1964. Personal error in relascope measurements. Skogen, 51, 90-95.
- Grandin, U. 2003. Dataanalys och hypotesprövning för statistikanvändare. Reviderad version. Institutionen för miljöanalys. Sveriges lantbruks universitet.
- Gregoire, T.G. Valentine, H.T. 2008. Sampling Strategies for Natural Resources and the Environment. Applied Environmental Statistics, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Horvitz, D.G. & Thompson, D.J. 1952. A Generalisation of Sampling Without Replacement From a Finite Universe. American Statistical Association, Vol. 47, No. 260.
- Kitamura, M. 1962. On an estimate of the volume of trees in a stand by the sum of critical heights. Kai Nichi Rin Ko 73, 64-67.
- Lappi, J. Smolander, H. & Kotisaari, A. 1983. Height relascope for generation surveys. Silva fennica, vol. 17 no: 1:77-82.
- Långström, B. & Hellqvist, C. 1991 Effects on growth and sapwood area of different pruning regimes in Scots pine. Forest Ecology and Management, 239-269.
- McTague, J.P. & Bailey, R. L. 1985 Critical Height Sampling for Stand Volume Estimation. Forest Science, Vol. 31, No. 4, pp. 899-911.

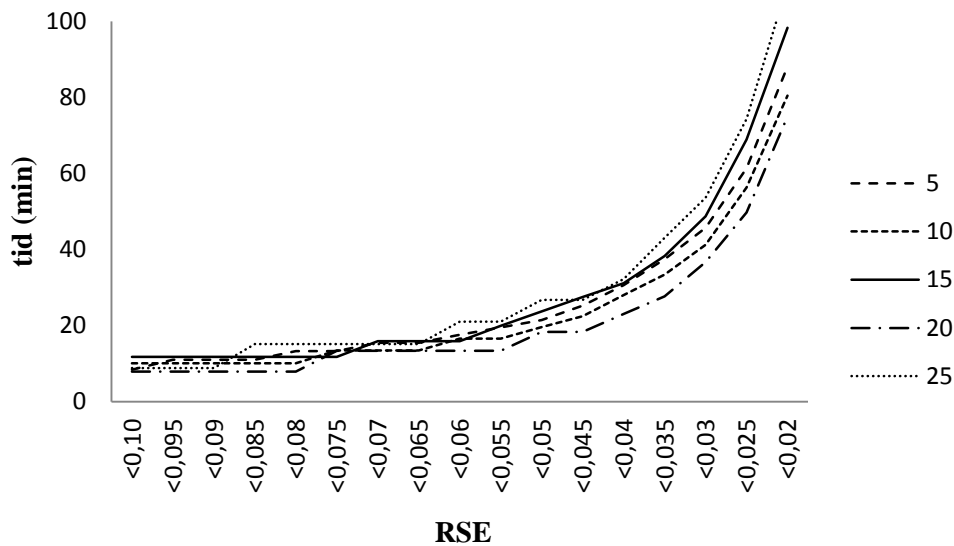
- Ringvall, A. & Ståhl, G. 1999. On the field Performance of Transect Relascope Sampling for Assesing Downed Coarse Woody Debris. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 14: 552-557.
- Stenberg, P. Korhonen, L. Rautiainen, M. 2008. A relascope for measuring canopy cover. *Canadian Journal of Forest Research* 38, 2545-2550.
- Ståhl, G. 1998. Transect relascope Sampling-A method for the quantification of coarse woody debris. *Forest science* 44, 58-63.
- Uotila, A. & Mustonen, S. 1994 The effects of different levels of green pruning on the diameter growth of *Pinus sylvestris* L. *Scandinavian Journal of Forest Research*. Vol 9, Issue 1-4.
- Wikman, J. 2012. Kronandelsrelaskopering, en ny metod för att fastställa gallringsbehov? Institutionen för skoglig resurshushållning, SLU, Umeå.

Bilaga 1



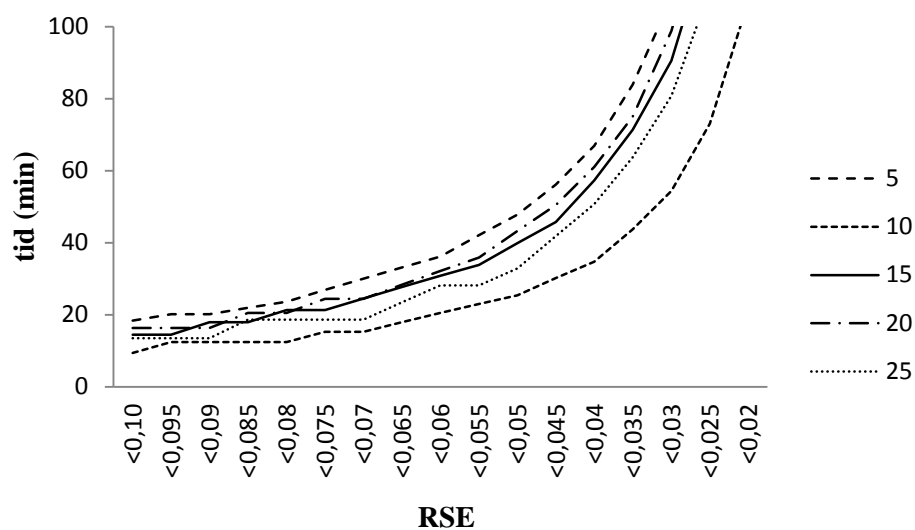
Figur 1:1. Sambandet mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i bestånd 1, när olika inventeringslinjelängder används.

Figure 1:1. The relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in stand 1, for different inventory line lengths.



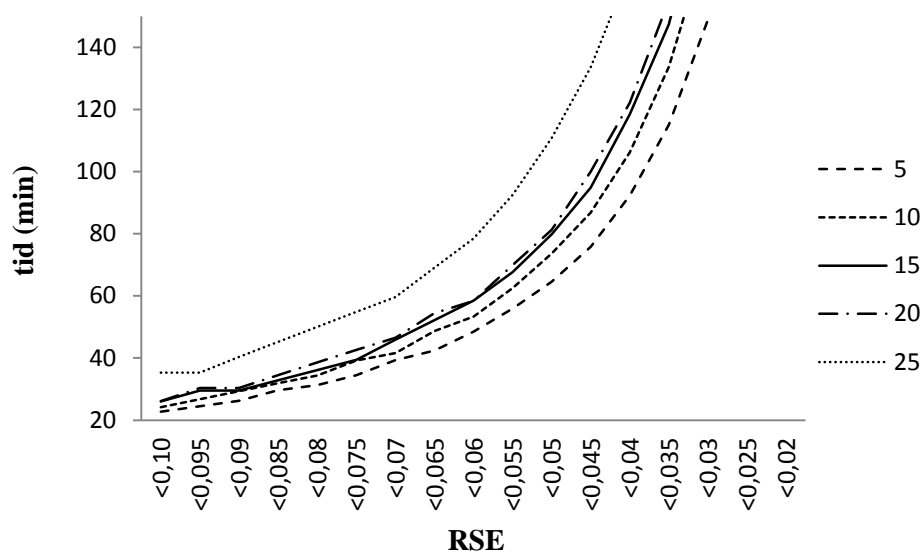
Figur 2:1. Sambandet mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i bestånd 2, när olika inventeringslinjelängder används.

Figure 2:1. The relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in stand 2, for different inventory line lengths.



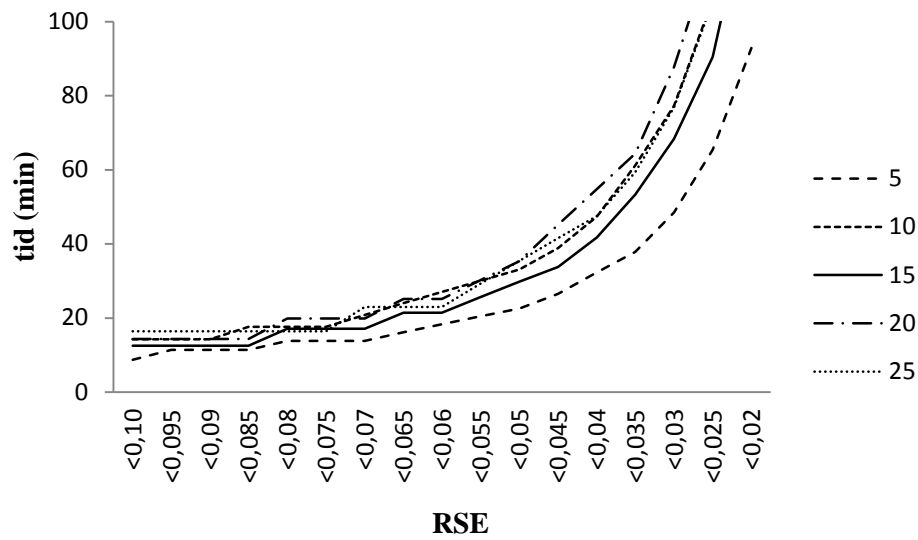
Figur 3:1. Sambandet mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i bestånd 3, när olika inventeringslinjelängder används.

Figure 3:1. The relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in stand 3, for different inventory line lengths.



Figur 4:1. Sambandet mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i bestånd 4, när olika inventeringslinjelängder används.

Figure 4:1. The relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in stand 4, for different inventory line lengths.



Figur 5:1. Sambandet mellan relativt medelfel (RSE) och tidsåtgång för uppskattning av kronandel i bestånd 5, när olika inventeringslinjelängder används.

Figure 5:1. The relationship between relative standard error (RSE) and time consumption in estimation of crown ratio in stand 5, for different inventory line lengths.

Bilaga 2

Tabell 1:2. Koordinater för mittpunkt i respektive bestånd. Referenssystem är RT 90

Table 1:2. Coordinates for the center of each stand. Reference system is RT 90

Bestånd					
	1	2	3	4	5
X	7102802	7104248	7103215	7104101	7100382
Y	1724688	1723512	1722814	1723379	1723847