

Utvärdering av design för Äbin

Anton Grafström och Peter Lundqvist,
Sveriges lantbruksuniversitet

2024-01-05

Inledning

Vi har på uppdrag av Skogsstyrelsen gjort en utvärdering av den statistiska designen av älgbetesinventeringen (Äbin) som är en stickprovsinventering. Stickprovsinventeringar kan göras på olika sätt, med olika statistiska metoder för att välja ett stickprov. Den samlade metoden för hur urvalet görs kallas design. Huvudsyftet med Äbin är att mäta skador orsakade av hjortdjur på tall i ungskog på älgförvaltningsnivå (ÄFO-nivå). Kort kan vårt uppdrag från Skogsstyrelsen sammanfattas i följande tre punkter:

1. Utvärdera variationen i skattning av målvariabel (betesskador) samt skattningar av variabler som borde vara relativt konstanta över tid (antal tall). Resultatet ska finnas på älgförvaltningsnivå.
2. Ge ett uttalande om mellanårsvariationen, varför ser vi det resultat som vi får? Till exempel är stickprovet för glest för att fånga upp den geografiska heterogeniteten eller att stickprovet är dåligt riktat för att träffa tallungskog i tillräckligt stor omfattning?
3. Utvärdera två alternativa upplägg för designen och jämföra dessa mot att behålla nuvarande design. I första hand ska eventuella nya samplingsupplägg generera data som är jämförbar med befintliga data. Om bedömningen blir att det inte är möjligt ska det ges tydliga underlag till fördelarna med en större förändring i upplägget. Detta för att Skogsstyrelsen ska kunna ta ställning till för- och nackdelar till eventuell implementering. Jämförelse ska göras för några typer av ÄFO (inte alla).

Förtydligande: Vi utvärderar endast designens funktion för att skatta antal tallar, antal betesskadade tallar och andel betesskadade tallar. Vi utvärderar alltså inte hur mängden betesskador relaterar till storlek på älgstammen eller rimligheten i att ha ett mål att (skattad?) andel skadade tallar ska understiga en viss procent.

Vi har delat in rapporten i tre avsnitt där vi försöker ge svar på de tre punkterna ovan. I avsnitt 1 har vi studerat den variation som nuvarande design ger för skattning av målvariablerna. I avsnitt 2 tittar vi på mellanårsvariation och vad nuvarande design ger för konsekvenser när det kommer till att kunna skatta förändring (skillnad mellan två år). I avsnitt 3 har vi jämfört nuvarande design mot flera alternativa designer för att se om det skulle finnas något specifikt som skulle kunna förbättra resultaten. För att svara på frågorna har vi använt oss av simuleringar på olika populationer som vi har skapat utifrån tidigare insamlat data. Detta ger oss möjlighet att upprepa inventeringarna många gånger på dessa populationer för att studera hur designen fungerar, som vilken variation vi kan förvänta oss att få på olika skattningar. Vi kan då också se om det finns något i den statistiska designen som ger upphov till systematiska fel på skattningar.

Vi har skapat 2 populationer av Äbin-rutor (1 km gånger 1 km) baserat på tidigare insamlat data inom Äbin. Dessa populationer fungerar då som olika ÄFO med helt kända parametrar. Det ska dock noteras att populationerna är fiktiva och att skattningar här inte representerar

dessa ÄFO för ett specifikt år. En beskrivning av hur dessa populationer har tagits fram ges i Bilaga 1.

Population 1 består av 1535 Äbin-rutor (1 km gånger 1 km) där upprepade mätningar har funnits för två på varandra följande år. Med denna population kan variation på skattning av förändring studeras. Population 2 är en sammanslagning av 4 ÄFO, där vi har konstruerat värden för vissa variabler för ett andra inventeringstillfälle som följer de mönster vi tagit fram för population 1 med verkliga observationer.

1. Utvärdera variationen i målvariabel

Här ska vi utvärdera variationen på skattning av målvariabeln andel betesskador samt variabler som borde vara relativt konstanta över tid (antal tall). Resultatet ska finnas på älgförvaltningsnivå. Att resultatet ska vara på älgförvaltningsnivå har vi i samråd med Skogsstyrelsen tolkat som att vi undersöker variationen då ett ÄFO inventeras. Vi utvärderar alltså inte variationen för alla ÄFO. För att kunna utvärdera detta har vi använt oss av simulering.

För de skapade populationerna har vi studerat hur skattningarna av antal tallar, antal skadade tallar och andel skadade tallar varierar då inventeringen upprepas på ett ÄFO som här alltså inte förändras mellan upprepningarna. Detta ger oss möjlighet att studera variationen som beror på metoden (samplingvariansen). Följande tabell 1 visar resultatet, i form av relativa medelfel på skattningar, av nuvarande metod för population 2 som består av 4 ÄFO.

Tabell 1. Simuleringsresultat för fyra ÄFO-populationer och en sammanslagen population (simuleringspopulation 2, som består av de fyra ÄFO). Inom parentes visas relativt medelfel för nuvarande ÄBIN-design. Siffrorna beskriver antal tallar, antal skadade tallar och andel skadade tallar i dessa skapade populationer (sammanslagning av flera års data inom de fyra ÄFO).

	Östra Hallands län	Norns Dalarnas län	Hammerdal /Ragunda Jämtlands län	Sydöstra Västerbotten	Alla som ett
ÄFO	"13-03"	"20-16"	"23-02"	"24-05"	*
Tallar	266651 (40%)	1055454 (20%)	3754868 (26%)	5402473 (19%)	10479446 (27%)
Skadade	53155 (36%)	125929 (25%)	474401 (32%)	509426 (26%)	1162913 (33%)
Andel	0,199 (41%)	0.119 (19%)	0.126 (29%)	0.094 (20%)	0.110 (28%)
N(rutor)	628	366	1343	733	3070

På vår skapade population 2 (sammanslagning av de fyra ÄFO) var andelen skadade tallar 11%. Nuvarande metod gav ett relativt medelfel på ca 28% för andelen skadade tallar. Resultatet som illustreras i figur 1 och visar en upprepning av 30 inventeringar är ganska tydligt. Vi kan ha relativt stora förändringar på skattningen utan att det betyder att det har skett en förändring i verkligheten. Alltså, i figur 1 beror variationen vi ser bara på metoden. Detta betyder dock inte att det är fel på metoden. Det är så här stickprovsundersökningar

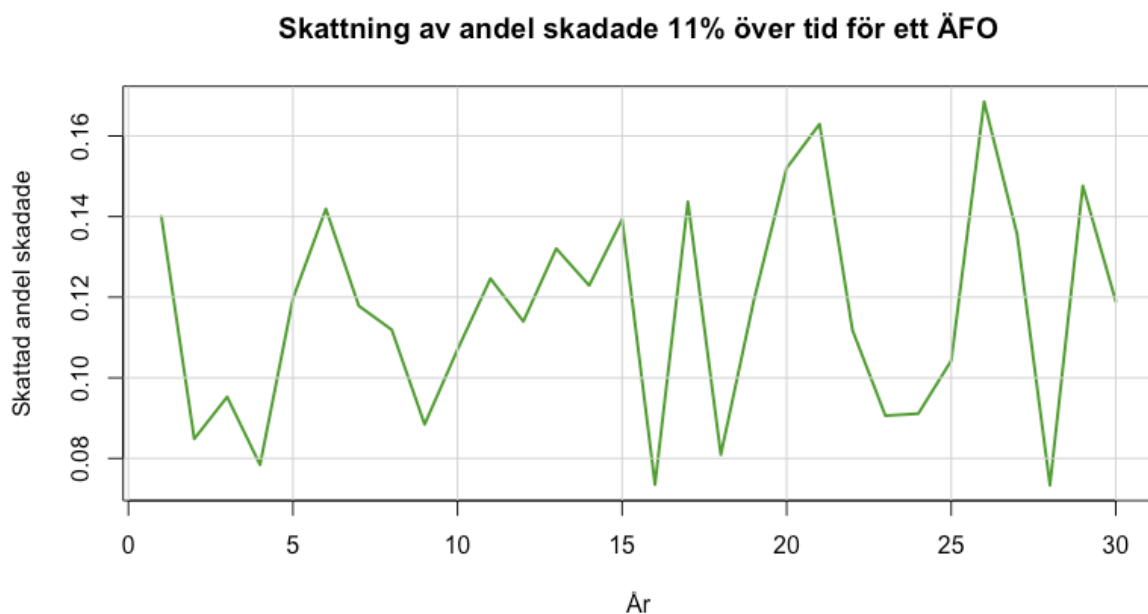
fungerar! Vad vi ser i figuren är hur metoden ger värden som sprider sig kring 11% och där genomsnittet av skattningen är nära 11%.

Observera att variationen kan minskas genom att öka stickprovsstorleken.

Med ett obundet slumpmässigt urval (gäller även grovt för andra design) krävs en fyrdubbling av stickprovsstorleken för att halvera medelfelet.

Det kostar alltså en hel del att minska medelfelet.

Exempel 1. Med ett medelfel på 3% på andel skadade tallar (ej relativt, men storleksmässigt svarar det mot ett relativt medelfel på 30% av andelen då andelen är 10%) skulle vi behöva observera en skillnad på ca 6% från en fast nivå för att kunna statistiskt säkerställa en skillnad på signifikansnivån 5%. Alltså, om vi observerar färre än 4% skadade tallar kan vi förkasta noll-hypotesen H_0 : Andelen skadade tallar är 10%, till fördel för mothypotesen H_1 : Andelen skadade tallar skiljer sig från 10%. Eftersom utfallet var lägre än 10% kan vi dra slutsatsen att andelen nu är lägre än 10%. På samma sätt skulle vi behöva observera en skadeandel på minst 16% för att vara säkra (på vald signifikansnivå) på att den faktiska skadenivån överstiger 10%.



Figur 1. Skattning av andel skadade tallar över tid då populationen är oförändrad. Detta ger en bild av metodens variation. I populationen är andelen skadade tallar 11% och oförändrad över tid.

Svaret på frågan om variation beror på faktisk skadebild eller på metod är att en stor del av variationen (troligtvis oftast den största delen) beror på metoden. Att avgöra hur stor del av den totala variationen vi ser som beror på metoden är inte möjligt eftersom det saknas information för att avgöra det. Det kan vara 100% som i figuren, eller mindre om det också sker en verklig förändring i andelen över tid. Detta är också helt naturligt och inget som indikerar att metoden inte fungerar (samma sak gäller oavsett vilken design som används).

Att vissa variabler borde vara (eller är) konstanta över tid påverkar inte de relativa medelfelen för ett givet år. Samplingvariansen och oberoende urval gör att vi får en stor variation på skattningarna mellan år (för förändring) även om målvariabeln inte ändras över tid.

2. Uttalande om mellanårsvariation

Nuvarande urval är en variant av obundet slumpmässigt urval (osu) och är inte riktat på något sätt (inom ÄFO), utan träffar tallungskog i genomsnitt i samma andel den finns inom rutorna. Som designen är konstruerad (att öka stickprovsstorleken tills 45 rutor potentiellt har ungskog) är det svårt att säga att det är för dåligt riktat. Storleken på urvalet anpassas efter hur ÄFO ser ut med avseende på ungskog. Ett osu tenderar dock att klustra sig och inte få en helt jämn geografisk spridning. Frågan om urvalet är för glest är mer kopplad till vilken osäkerhet som kan anses acceptabel, samt tillgänglig budget.

Mellanårsvariationen orsakas både av faktisk variation mellan år (verklig förändring) samt till ganska stor del av att stickproven av rutor är oberoende mellan år. Till exempel minskar mellanårsvariationen (Relativt RMSE) med ca 45% för skattning av skillnad av antal tallar mellan år för population 1 då semipermanent urval används istället för oberoende urval. Minskningen är mindre för skattning av skillnad på antal skadade tallar samt för skattning av skillnad på andel skadade tallar. Även denna lägre mellanårsvariation innehåller metodvariation, som till okänd del beror på hur inventeringen utförs inom en ruta. Det troligaste är att rutorna i denna population till största del har inventerats oberoende mellan olika år. Det kan alltså (om vi inventerar semipermanent inom rutor också) vara möjligt att minska variationen på förändringsskattningar ytterligare. Helt permanent kan inventeringen troligtvis inte bli inom ruta då vilka bestånd som ska inventeras inom en ruta förändras från år till år (bestånd växer in och ut ur målpopulationen).

Skatta förändring. Om vi har tillstånd vid två tidpunkter, Y_1 respektive Y_2 , som skattas med \hat{Y}_1 respektive \hat{Y}_2 , så skattar vi förändringen $Y_D = Y_2 - Y_1$ med $\hat{Y}_D = \hat{Y}_2 - \hat{Y}_1$. Denna skattning får variansen

$$V(\hat{Y}_D) = V(\hat{Y}_1) + V(\hat{Y}_2) - 2Cov(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2).$$

Det betyder att variansen för skattning av förändring är summan av varianserna för tillståndsskattningarna minus två gånger kovariansen mellan tillståndsskattningarna. Om tillståndsskattningarna är oberoende (vilket de är om urvalen är oberoende), så är kovariansen noll. Då får skattningen av förändringen (ungefär) dubbelt så hög varians som skattningen av tillståndet. För att få en låg varians på skattning av förändring krävs att de två tillståndsskattningarna är (kraftigt) positivt beroende, eller att båda tillståndsskattningarna har låg varians. Vi kan också nyttja att

$$Cov(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) = \rho(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) \sqrt{V(\hat{Y}_1)V(\hat{Y}_2)},$$

där $\rho(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)$ är korrelationen mellan de årsvisa tillståndsskattningarna. Om vi antar att $V(\hat{Y}_1) \approx V(\hat{Y}_2)$, då kan vi göra följande omskrivning

$$V(\hat{Y}_D) = V(\hat{Y}_1) + V(\hat{Y}_2) - 2Cov(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) \approx 2V(\hat{Y}_1) (1 - \rho(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)).$$

Man ser nu hur korrelation mellan de årsvisa skattningarna påverkar variansen för skattningen av förändring och att variansen blir låg om korrelationen är positiv och hög (nära 1). För oberoende urval är korrelationen noll och vi får då $V(\hat{Y}_D) \approx 2V(\hat{Y}_1)$.

Ett permanent eller semipermanent urval **kan** skapa ett starkt positivt beroende (en positiv kovarians) mellan tillståndsskattningarna **om** målvariabeln är stabil (inte förändras så mycket från år till år inom rutor eller förändras på liknande sätt överallt). En positiv kovarians leder till en lägre varians för skattning av förändring. Det är inte troligt att (års-)skador är särskilt stabilt mellan/över år. Jämfört med nuvarande oberoende urval kan därför vinsten med ett semipermanent urval, för skattning av förändring på andel skadade tallar, inte förväntas vara drastisk. Snarare kan ett semipermanent urval förväntas ge viss förbättring, dock endast för skattning av förändring på andel skadade tallar (då det inte påverkar tillståndsskattning av andel skadade tallar). Följande exempel visar på skattning av förändring med oberoende urval (nuvarande metod).

Exempel 2. Vi tittar igen på skattning av andel skadade tallar. Observera att föregående Exempel 1 inte är samma sak som att säkerställa en förändring om vi först observerat 10% och året efter observerar 4%. Med oberoende urval får förändringen dubbelt så stor varians som tillståndet (eller summan av de två varianserna för att vara exakt). Alltså om båda tillstånden har ett medelfel på 3% får förändringen ett medelfel på ca 4,25% (roten ur 18), så för att säkerställa en förändring (minskning eller ökning) krävs nu en skillnad på minst 8,5% mellan två tillfällen, vid 5% signifikansnivå. Alltså kan vi här inte visa, på 5% signifikansnivå, att andelen förändrats från tidigare år trots att skattningen gått från 10% till 4%.

Det krävs som exemplen visar ganska stora förändringar för att det ska gå att statistiskt säkerställa en förändring mellan år (på ÄFO-nivå) med nuvarande metod. Observera att nuvarande metod inte är konstruerad för att skatta förändring i första hand, utan för att skatta tillstånd.

Att skapa en kostnadseffektiv design som ger bra skattningar både för tillstånd och förändring över tid är mycket svårt. Att införa ett (semi-)permanent stickprov kan förbättra skattning av förändring, men ett (litet) permanent urval kan inte bli bra för att skatta tillstånd över tid. För att skatta tillstånd bra krävs att hjälpinformation används som har koppling till det vi vill skatta. Sådan information tappar kopplingen när tiden ökar (alltså, hjälpinformation som nyligen samlats in kan vara bra för att beskriva nuläget, men inte hur målvariabeln ser ut ett eller flera år framåt). Det betyder att om vi väljer ett urval som är bra nu så kommer det inte att fortsätta att vara bra i framtiden. Om vi vill kunna skatta tillståndet bra behöver urvalet uppdateras eller väljas på nytt varje gång (eller tillräckligt ofta) med bästa tillgängliga hjälpinformation. Till exempel riksskogstaxeringen har ett system med både permanent och tillfälligt urval för att skatta både förändring och tillstånd.

Det finns alltså en viss motsättning mellan att kunna skatta tillstånd bra och att kunna skatta förändring bra. Därför behövs en prioritering göras för vad som är viktigast.

Att kunna identifiera en minskning på t.ex. 2% på andel skadade tallar kanske inte betyder så mycket om vi inte vet om minskningen är från 24% till 22% eller från 7% till 5%, vilket kan bli fallet med ett ganska litet permanent urval om målvariabeln är stabil. Att få en bättre skattning av tillståndet, genom att använda ny hjälpinformation i urvalet, kan däremot leda till förbättring av skattning av förändring, jämfört med nuvarande oberoende urval som inte använder någon hjälpinformation.

Genom att studera resultat från simuleringarna (t.ex. tabell 2 och 3), kan vi se hur variationen för förändringsskattningar (mellanårsvariationen) skulle minska vid övergång till ett semipermanent urval.

Observera att variationen för tillståndsskattningar förblir oförändrad vid övergång till semipermanent urval. Om fokus ligger på tillståndsskattning finns därför inget att vinna på att ha ett semipermanent urval, snarare blir det svårare att göra designen bättre för att skatta tillstånd.

Det går att utifrån resultaten i tabellerna räkna ut/skatta hur stor kovarians som skulle skapas mellan tillståndsskattningarna vid övergång till semipermanent urval.

3. Utvärdering av nuvarande och alternativa designar

Vi har använt oss av simulering för att utvärdera nuvarande design och några alternativa designar. Kort fungerar simulering på detta sätt:

1. En känd population som är så realistisk som möjligt skapas
2. Ett stort antal upprepningar av inventeringen görs på den kända populationen
3. Skattningar och variansskattningar beräknas för varje urval
4. T.ex. följande mått beräknas
 - Systematiskt fel på skattning
 - Varians på skattning
 - Medelkvadratisk fel på skattning

En simulering på en känd population kan sedan upprepas med olika designar, stickprovsstorlekar, skattningar m.m. Detta ger möjlighet att jämföra t.ex. vilken urvalsmetod eller skattning som fungerar bäst. Vi börjar med att presentera generella slutsatser från våra simuleringar om hur nuvarande metod fungerar.

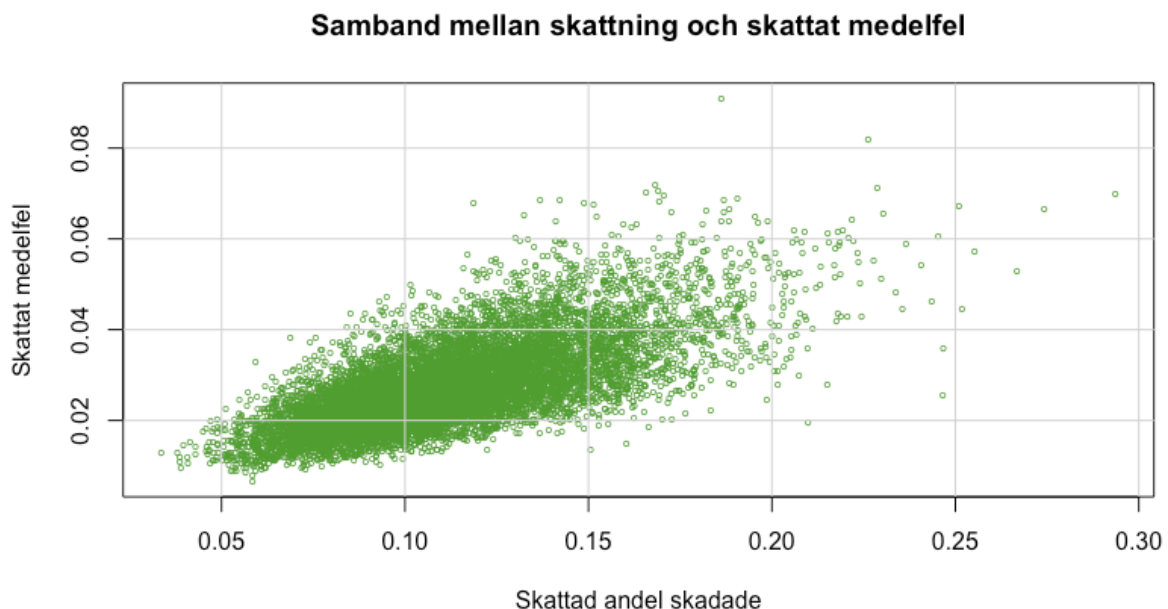
Generella slutsatser från simulering med nuvarande metod

- Metoden fungerar men ger ganska stora relativa medelfel på skattningar av antal tallar, antal skadade tallar och andel skadade tallar på ÄFO-nivå. Med fungerar menas endast att metoden kan anses statistiskt korrekt och att de systematiska felen som

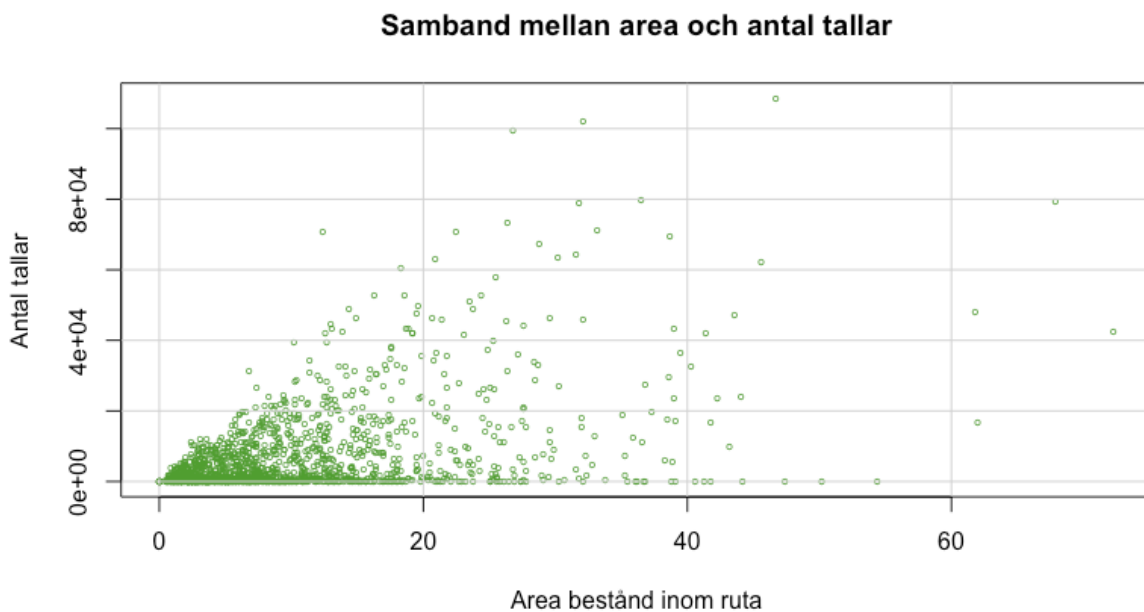
beror på design är så små att de inte förväntas ha någon praktisk påverkan på resultaten av inventeringen.

- Varians (och därmed medelfel) för skattning av andel skadade tallar underskattas något. Det är vanligt att varians underskattas något vid små urval för kvot/modell-assisterade skattningar, där variansskattningen baseras på residualer (skillnader mellan modellens värden och observerade värden). Variansskattningen för skattning av kvot (andel skadade tallar) baseras på residualer från en kvot-modell.
- Täckningsgrad för 95%-igt konfidensintervall ligger lågt, runt 90%. Troligtvis beror detta på att målvariablerna har en skev fördelning och att urvalsstorleken inte är tillräckligt stor för att kompensera helt för det.
- Skattning och variansskattning/medelfel är positivt beroende. Lågt utfall på skattning leder till lågt utfall på medelfel. Konfidensintervall missar oftare underifrån på grund av detta. Detta är mycket vanligt i inventeringar och beror också på skeva fördelningar för målvariablerna.
- Antal tallar och antal skadade tallar har ett ganska starkt samband med areal potentiell ungskog. Där liten areal generellt innebär få tallar, få skadade tallar och låg spridning på antal tallar och antal skadade tallar. Större areal innebär (i genomsnitt) fler tallar och fler skadade tallar samt en betydligt större variation på båda.

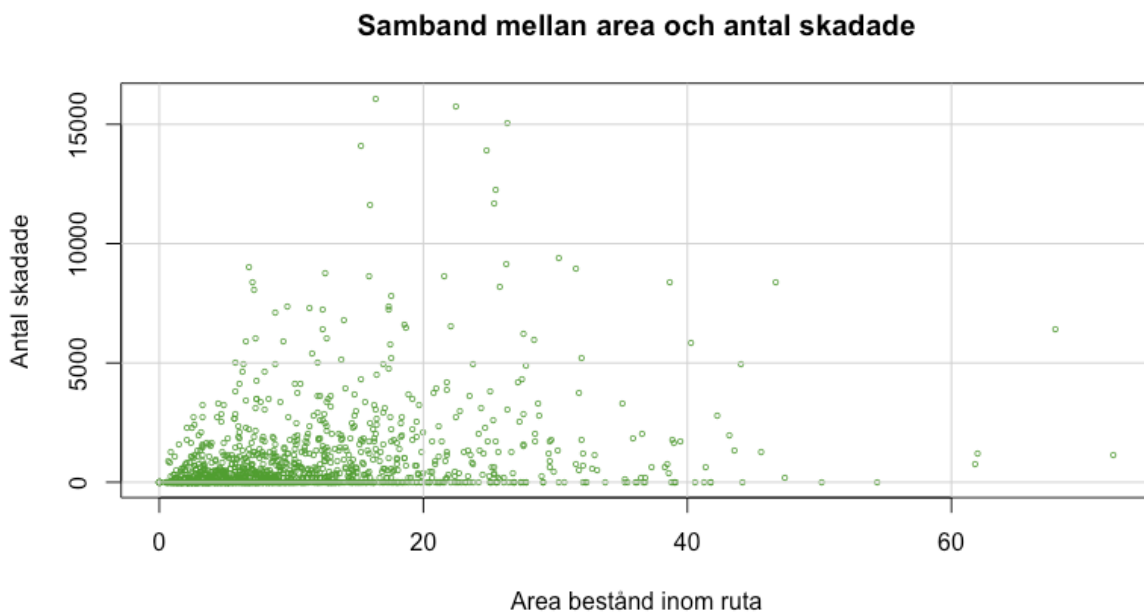
I följande figurer (figur 2-5) visas resultat för den population som består av fyra ÄFO. Figur 2 visar på sambandet mellan skattning och skattat medelfel för andel skadade tallar, där vi ser ett tydligt positivt beroende. Figur 3 visar på samband mellan area och antal tallar där vi ser fler tallar på större area samt en ökad spridning med ökad area. Figur 4 och 5 visar samma som figur 3, fast för antal skadade tallar samt andel skadade tallar.



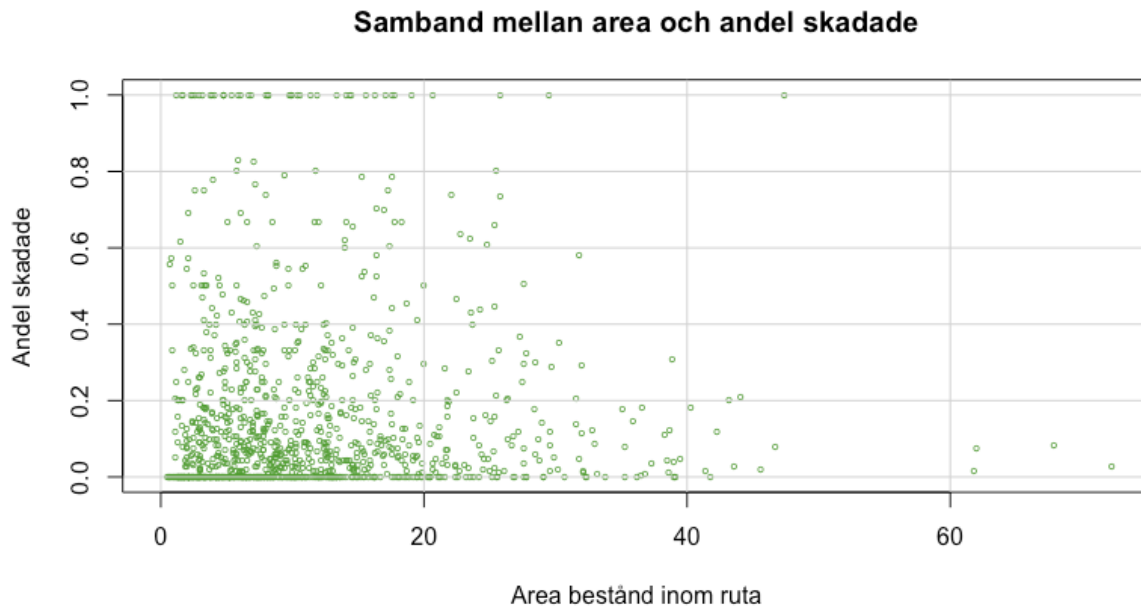
Figur 2. Denna figur visar hur ett lågt utfall på skattning hänger ihop med ett lågt utfall på det skattade medelfelet. Alltså att skattning och skattat medelfel är positivt korrelerade.



Figur 3. Denna figur visar (skattat) antal tallar i en kilometerruta beror på areal potentiell ungskog i rutan. Större areal ger större spridning.



Figur 4. Denna figur visar hur (skattat) antal skadade tallar i en kilometerruta beror på areal potentiell ungskog i rutan. Större areal ger större spridning.



Figur 5. Denna figur visar hur (skattad) andel skadade tallar i en kilometerruta beror på areal potentiell ungskog i rutan. Vi ser en viss tendens till att ha högre skadad andel där arealen är mindre.

Simulering

Fem olika designalternativ har undersökts för ÄFO-nivå. Alla alternativ har strävat mot att inventera ca 45 rutor i fält för att vara jämförbara med avseende på kostnad. De fem olika designerna presenteras här:

1. ÄBIN A. Oförändrad design. Oberoende urval.
2. ÄBIN B. Semipermanent version av nuvarande design men i övrigt oförändrad. Detta betyder att samma grundurval på 200 rutor med osu används vid varje tillfälle. Dock kan urvalet som inventeras i fält förändras eftersom vissa rutor kan falla bort ("växa ut" och inte längre ingå) samt nya rutor (bland de 200) kan tillkomma ("växa in"). Kraftigt beroende urval.
3. LPM GEO. Förbättrad geografisk spridning via local pivotal method. Oberoende urval. Här väljs först 100 rutor med LPM, sedan ordnas dessa slumpmässigt och vi stegar fram i listan tills vi hittat 45 rutor som ska inventeras i fält. Detta gör att vi inte får full effekt av den geografiska spridningen, men kan kontrollera kostnaden på motsvarande sätt som idag.
4. PiPS LPM. Inklusionssannolikheter proportionella mot areal potentiell ungskog (+0,1 ha) för att garantera positiva inklusionssannolikheter. Spridning geografiskt och i areal. Oberoende urval. Här väljs direkt 45 rutor som alla inventeras (kan vara så att några enstaka rutor inte innehåller ungskog och därför inte kräver fältinventering).
5. PiPS SCPS. Inklusionssannolikheter proportionella mot areal potentiell ungskog (+0,1 ha) för att garantera positiva inklusionssannolikheter. Spridning geografiskt och i

areal. Spatially correlated Poisson sampling (SCPS) används med permanenta slumpstal vilket skapar en koordination (viss grad av semipermanent urval). Kraftigt beroende urval. Här väljs direkt 45 rutor som alla inventeras (kan vara så att några enstaka rutor inte innehåller ungskog och därför inte kräver fältinventering).

Simuleringsresultaten för alla dessa alternativ presenteras i detta dokument i tabeller. Först följer förtydligande av beteckningar i dessa tabeller.

I tabeller används följande beteckningar för skattningar:

- X1 - Skattning av antal tallar vid tillfälle 1.
- X2 - Skattning av antal tallar vid tillfälle 2.
- XD - Skattning av skillnad i antal tallar, tillfälle 2 - tillfälle 1.
- Y1 - Skattning av antal skadade tallar vid tillfälle 1.
- Y2 - Skattning av antal skadade tallar vid tillfälle 2.
- YD - Skattning av skillnad i antal skadade tallar, tillfälle 2 - tillfälle 1.
- R1 - Skattning av andel skadade tallar vid tillfälle 1.
- R2 - Skattning av andel skadade tallar vid tillfälle 2.
- RD - Skattning av skillnad i andel skadade tallar, tillfälle 2 - tillfälle 1.

Beskrivning av kolumner i tabellerna:

Parameter – Det sanna numeriska värdet i exempelpopulationen som används, alltså det värde vi försöker skatta med vår skattning. Det kan till exempel vara totalt antal tallar eller andel skadade tallar.

Relativt RMSE – Relativt root mean square error fungerar som relativt medelfel men tar också hänsyn till eventuellt systematiskt fel på en skattning. I simuleringarna har $B = 100000$ upprepningar utförts, så att skattningen $\hat{\theta}$ av parametern θ har utfall $\hat{\theta}_i$ för upprepning i . Då skattas MSE av skattningen $\hat{\theta}$ med

$$\widehat{MSE}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B (\hat{\theta}_i - \theta)^2,$$

Vilket ger det skattade relativa RMSE

$$RRMSE(\hat{\theta}) = \frac{\sqrt{\widehat{MSE}(\hat{\theta})}}{\theta}$$

Relativt fel – Det skattade relativa systematiska felet på skattningen uttryckt som andel (0,01 = 1%). Det har för en skattning $\hat{\theta}$ beräknats enligt

$$RBias(\hat{\theta}) = \frac{\frac{1}{B} \sum_{i=1}^B \hat{\theta}_i - \theta}{\theta}$$

Täckningsgrad – I fall där varians har skattats har också ett approximativt konfidensintervall beräknats som skattning plus/minus två gånger skattat medelfel. Vi förväntar oss att täckningsgraden ska vara ca 0.95 (95%), alltså att ca 95 av 100 gånger så innehåller intervallet värdet på den parameter vi försöker skatta.

Mean(Vhat)/MSE – Denna kolumn beskriver om skattningen av variansen fungerar som tänkt. Här vill vi ha ett värde på 1. Ett värde under 1 betyder att variansen underskattas eller att det finns ett systematiskt fel. T.ex. ett värde på 0.8 betyder att variansen alternativt MSE underskattas med 20%.

* Markerar ett värde som inte har beräknats för att något saknas eller för att det inte ingår i vår uppgift att ta fram de formler som krävs för att utföra skattningarna. Främst handlar detta om att skatta varians av en skattning av förändring mellan två urval som kan vara beroende.

Resultat för population 1

Population 1 (1535 rutor) är de rutor där vi har tillgång till mätningar två år i följd (ej simulerad population). Det är endast för denna population vi kan testa samtliga designalternativ (inklusive PiPS). Resultaten för de fem designalternativen presenteras i tabell 2-6 och är alla baserade på 100 000 upprepningar av inventeringen.

Tabell 2. Population 1535. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(\hat{V})/MSE
X1	7668278	0,25	0,01	0,92	1,05
X2	8002875	0,26	0,01	0,92	1,05
XD	334597	8,49	0,05	*	*
Y1	1036380	0,37	0,01	0,87	1,06
Y2	898541	0,40	0,01	0,84	1,06
YD	-137840	-3,82	0,01	*	*
R1	0,135	0,29	0,01	0,88	0,95
R2	0,112	0,31	0,00	0,87	0,87
RD	-0,023	-2,28	0,02	*	*

Tabell 3. Population 1535. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(\hat{V})/MSE
X1	7668278	0,25	0,01	0,92	1,05
X2	8002875	0,26	0,01	0,92	1,05
XD	334597	4,65	0,05	*	*
Y1	1036380	0,37	0,01	0,87	1,06
Y2	898541	0,40	0,01	0,84	1,05
YD	-137840	-2,58	0,00	*	*
R1	0,135	0,29	0,01	0,88	0,94
R2	0,112	0,31	0,00	0,87	0,86
RD	-0,023	-1,63	0,01	*	*

Tabell 4. Population 1535. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles för fältinventering. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians (dock inte för andel/kvot vid små urval). Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	7668278	0,21	0,01	0,96	1,61
X2	8002875	0,20	0,01	0,97	1,74
XD	334597	6,67	0,03	*	*
Y1	1036380	0,34	0,01	0,89	1,22
Y2	898541	0,38	0,01	0,87	1,20
YD	-137839,6	-3,55	-0,01	*	*
R1	0,135	0,29	0,00	0,88	0,97
R2	0,112	0,30	0,00	0,88	0,92
RD	-0,023	-2,25	0,01	*	*

Tabell 5. Population 1535. PiPS mot area, local pivotal geografisk och area (PiPS LPM). Direkt val av 45 rutor. Oberoende urval mellan tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	7668278	0,14	0,00	0,97	1,34
X2	8002875	0,14	0,00	0,97	1,32
XD	334597	4,75	-0,03	*	*
Y1	1036380	0,26	0,00	0,92	1,14
Y2	898541	0,29	0,00	0,89	1,14
YD	-137840	-2,75	0,01	*	*
R1	0,135	0,22	0,00	0,92	1,09
R2	0,112	0,24	0,00	0,91	1,07
RD	-0,023	-1,77	0,02	*	*

Tabell 6. Population 1535. PiPS mot area, SCPS geografisk och area (PiPS SCPS). Direkt val av 45 rutor. Koordinerade urval mellan tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(\hat{V})/MSE
X1	7668278	0,14	0,00	0,97	1,36
X2	8002875	0,14	0,00	0,97	1,35
XD	334597	4,08	-0,01	*	*
Y1	1036380	0,26	0,00	0,91	1,16
Y2	898541	0,29	0,00	0,89	1,13
YD	-137840	-2,40	-0,02	*	*
R1	0,135	0,22	0,00	0,92	1,10
R2	0,112	0,24	0,00	0,91	1,07
RD	-0,023	-1,55	0,00	*	*

Slutsatser från simulering med population 1

När vi jämför resultaten från de fem alternativen kan vi bland annat notera att jämfört med ÄBIN A (nuvarande) så förändras inte tillståndsskattningar av ett semipermanent urval (ÄBIN B). Ett semipermanent urval påverkar däremot skattningar av förändringar till det bättre, precis som väntat. Dock har populationen skapats från faktiska observationer där rutor till största del inventerats oberoende (inom ruta) mellan olika år. Vi har inte kunnat studera vad effekten skulle bli om urvalen koordineras mellan år och inom rutor.

I denna population får vi ingen större effekt av att sprida urvalet bättre geografiskt. Det kan bero på att denna population saknar kraftiga geografiska mönster i målvariablerna. Det kan också bero på kompromissen att hålla kostnaden fix, vilket inte ger full geografisk spridning.

För skattning av antal tallar har PiPS en stor effekt, där vi väljer rutor med sannolikhet proportionell mot areal ungskog. Medelfelet minskar från 25% till 14% för antal tallar då vi använder PiPS. PiPS ger också bäst resultat för skattning av tillståndet andel skadade tallar. För skattning av förändring i andel skadade tallar ger PiPS och ÄBIN B (semipermanent) ganska likvärdigt resultat.

Något att notera är att vid PiPS måste variationen på ingående målvariabler (antal tallar och antal skadade tallar) generellt öka med storlek på hjälpvariabeln (areal). Om detta mönster inte finns så riskerar resultatet att bli sämre än att inte använda informationen. I denna population har vi ett sådant samband. Om man vill gå vidare med detta alternativ bör man noga undersöka sambandet mellan målvariabler och hjälpdata innan man sätter ett sådant alternativ.

Utifrån samlat resultat och de olika nivåerna av komplexitet i designerna framgår alternativ 4, PiPS med LPM som sprider geografiskt och i area som ett mycket konkurrenskraftigt alternativ under förutsättning att det går att få fram hjälpinformation för potentiell areal ungskog som är minst lika bra som den areal som bedömts/ritats in via flygbildstolkning. Denna information behövs för samtliga (kilometer-)rutor inom ÄFO för att användas som

hjälpinformation. Detta alternativ ligger bra till för skattning av både tillstånd och förändring i våra simuleringar.

Alternativ 5 är också väldigt bra (kanske bäst), men ger en betydligt mer komplex design att underhålla över tid och ställer därför krav på högre statistisk kompetens. Av denna anledning bedöms alternativ 4 (med oberoende urval) vara lättare att genomföra och är dessutom mindre känsligt för eventuella framtida förändringar i till exempel stratifiering (eller indelning i ÄFO).

Om fokus enbart ligger på att förbättra skattningar av förändringar utan att förbättra skattningar av tillstånd erbjuder ett semipermanent urval av nuvarande design den enklaste lösningen. Om detta alternativ ska implementeras bör inventering inom ruta också ses över och göras semipermanent för största effekt. Det kan t.ex. göras med ett permanent slumpat rutnät av punkter som alla tilldelas permanenta slumpstal. Vid varje inventering avgränsas de bestånd som ska inventeras, och ett antal punkter inom dessa väljs (som har lägst värden på de permanenta slumpstalen). Om ingen förändring i beståndens avgränsning sker behålls därmed samma urval inom rutan. Vid alla förändringar av design kommer det troligtvis att krävas en viss utveckling av metod (t.ex. hur varians ska skattas för förändring vid semipermanenta urval).

Resultat för population 2 (4 ÄFO)

Här har designalternativ 1-3 utvärderats då vi inte har kunnat generera areal potentiell ungskog för ett andra inventeringstillfälle och därför inte kunnat använda inklusionssannolikheter proportionella mot areal för ett andra inventeringstillfälle. Resultaten för de tre designalternativen presenteras i tabell 7-21 och är alla baserade på 100 000 upprepningar av inventeringen.

Tabell 7. Population 2. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	10479447	0,27	0,01	0,92	1,03
X2	11310704	0,29	0,01	0,92	1,03
XD	831257	5,21	0,03	*	*
Y1	1162913	0,33	0,01	0,89	1,03
Y2	1096379	0,34	0,01	0,89	1,03
YD	-66534	-8,12	-0,03	*	*
R1	0,111	0,28	0,02	0,90	0,91
R2	0,097	0,33	0,03	0,90	0,93
RD	-0,014	-3,16	-0,09	*	*

Tabell 8. Population 2. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	10479447	0,27	0,01	0,92	1,02
X2	11310704	0,29	0,01	0,92	1,02
XD	831257	3,80	0,02	*	*
Y1	1162913	0,33	0,01	0,89	1,03
Y2	1096379	0,34	0,01	0,89	1,03
YD	-66534	-6,60	-0,03	*	*
R1	0,111	0,28	0,02	0,90	0,91
R2	0,097	0,33	0,03	0,90	0,93
RD	-0,014	-2,78	-0,10	*	*

Tabell 9. Population 2. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians. Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	10479447	0,21	0,01	0,97	1,82
X2	11310704	0,27	0,01	0,93	1,20
XD	831257	4,48	0,02	*	*
Y1	1162913	0,29	0,01	0,92	1,31
Y2	1096379	0,33	0,01	0,90	1,10
YD	-66534	-7,51	0,01	*	*
R1	0,111	0,27	0,01	0,90	0,95
R2	0,097	0,34	0,03	0,89	0,92
RD	-0,014	-3,15	-0,11	*	*

Resultat för ÄFO 13-03, Östra Hallands län

Tabell 10. Population ÄFO 13-03. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	266651	0,40	0,01	0,86	1,17
X2	1031004	0,39	0,01	0,87	1,17
XD	764353	0,55	0,01	*	*
Y1	53155	0,36	0,01	0,90	1,17
Y2	139021	0,40	0,01	0,87	1,17
YD	85866	0,68	0,01	*	*
R1	0,199	0,41	0,09	0,86	0,72
R2	0,135	0,39	0,06	0,88	0,83
RD	-0,065	-1,50	0,14	*	*

Tabell 11. Population ÄFO 13-03. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	266651	0,40	0,01	0,86	1,16
X2	1031004	0,39	0,01	0,87	1,17
XD	764353	0,50	0,01	*	*
Y1	53155	0,36	0,01	0,90	1,16
Y2	139021	0,40	0,01	0,87	1,17
YD	85866	0,67	0,01	*	*
R1	0,199	0,42	0,09	0,86	0,71
R2	0,135	0,39	0,06	0,88	0,84
RD	-0,065	-1,32	0,14	*	*

Tabell 12. Population ÄFO 13-03. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians. Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	266651	0,38	0,01	0,88	1,29
X2	1031004	0,39	0,01	0,87	1,17
XD	764353	0,54	0,01	*	*
Y1	53155	0,33	0,01	0,92	1,37
Y2	139021	0,40	0,01	0,87	1,14
YD	85866	0,69	0,01	*	*
R1	0,199	0,41	0,09	0,87	0,75
R2	0,135	0,39	0,06	0,87	0,82
RD	-0,065	-1,48	0,14	*	*

Resultat för ÄFO 20-16, Norns Dalarnas län

Tabell 13. Population ÄFO 20-16. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	1055454	0,20	0,01	0,96	1,32
X2	1295138	0,22	0,01	0,95	1,32
XD	239684	1,46	0,01	*	*
Y1	125930	0,25	0,01	0,94	1,32
Y2	144771	0,28	0,01	0,93	1,31
YD	18841	2,75	0,02	*	*
R1	0,119	0,19	0,01	0,94	1,22
R2	0,112	0,26	0,02	0,93	1,23
RD	-0,008	-4,90	-0,18	*	*

Tabell 14. Population ÄFO 20-16. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	1055454	0,20	0,01	0,96	1,32
X2	1295138	0,22	0,01	0,95	1,32
XD	239684	1,05	0,01	*	*
Y1	125930	0,25	0,01	0,93	1,31
Y2	144771	0,28	0,01	0,93	1,32
YD	18841	1,97	0,02	*	*
R1	0,119	0,19	0,01	0,94	1,21
R2	0,112	0,26	0,02	0,93	1,22
RD	-0,008	-4,24	-0,17	*	*

Tabell 15. Population ÄFO 20-16. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians. Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	1055454	0,15	0,01	0,99	2,30
X2	1295138	0,20	0,01	0,96	1,57
XD	239684	1,26	0,00	*	*
Y1	125930	0,22	0,01	0,96	1,79
Y2	144771	0,27	0,01	0,93	1,41
YD	18841	2,55	-0,01	*	*
R1	0,119	0,19	0,01	0,94	1,26
R2	0,112	0,27	0,02	0,92	1,17
RD	-0,008	-4,96	-0,14	*	*

Resultat för ÄFO 23-02, Hammerdal/Ragunda Jämtlands län

Tabell 16. Population ÄFO 23-02. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	3754869	0,26	0,01	0,93	1,09
X2	4559016	0,29	0,01	0,92	1,07
XD	804147	2,05	0,00	*	*
Y1	474402	0,32	0,01	0,91	1,09
Y2	390988	0,33	0,01	0,90	1,08
YD	-83413	-2,37	0,02	*	*
R1	0,126	0,29	0,03	0,91	0,95
R2	0,086	0,33	0,04	0,91	0,95
RD	-0,041	-1,15	0,00	*	*

Tabell 17. Population ÄFO 23-02. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	3754869	0,26	0,01	0,93	1,09
X2	4559016	0,29	0,01	0,92	1,08
XD	804147	1,59	0,00	*	*
Y1	474402	0,32	0,01	0,91	1,09
Y2	390988	0,33	0,01	0,90	1,07
YD	-83413	-2,00	0,02	*	*
R1	0,126	0,30	0,03	0,90	0,94
R2	0,086	0,33	0,04	0,91	0,94
RD	-0,041	-1,03	0,00	*	*

Tabell 18. Population ÄFO 23-02. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians. Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	3754869	0,22	0,00	0,96	1,59
X2	4559016	0,28	0,01	0,92	1,17
XD	804147	1,91	0,03	*	*
Y1	474402	0,29	0,00	0,92	1,39
Y2	390988	0,33	0,01	0,90	1,13
YD	-83413	-2,22	-0,01	*	*
R1	0,126	0,29	0,03	0,91	1,01
R2	0,086	0,34	0,04	0,91	0,94
RD	-0,041	-1,16	0,00	*	*

Resultat för ÄFO 24-05, Sydöstra Västerbotten

Tabell 19. Population ÄFO 24-05. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN A). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Oberoende urval vid de två tillfällena.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	5402473	0,19	0,01	0,95	1,13
X2	4425546	0,22	0,01	0,95	1,14
XD	-976927	-1,45	0,01	*	*
Y1	509427	0,26	0,01	0,93	1,13
Y2	421599	0,28	0,01	0,92	1,14
YD	-87828	-2,02	0,02	*	*
R1	0,094	0,20	0,00	0,93	1,07
R2	0,095	0,27	0,02	0,93	1,09
RD	0,001	32,49	1,31	*	*

Tabell 20. Population ÄFO 24-05. Resultat med nuvarande metod (ÄBIN B). Alltså val av 200 rutor med obundet slumpmässigt urval som ordnas slumpmässigt och sedan stegas i listan tills 45 rutor valts för fältinventering. Semipermanent urval vid de två tillfällena. Alltså, samma lista (och ordning) används vid tillfälle 2 som vid tillfälle 1.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	5402473	0,19	0,01	0,95	1,13
X2	4425546	0,22	0,01	0,95	1,14
XD	-976927	-1,02	0,01	*	*
Y1	509427	0,26	0,01	0,93	1,13
Y2	421599	0,28	0,01	0,92	1,14
YD	-87828	-1,63	0,02	*	*
R1	0,094	0,20	0,00	0,93	1,06
R2	0,095	0,27	0,02	0,93	1,09
RD	0,001	28,02	1,30	*	*

Tabell 21. Population ÄFO 24-05. Resultat med (bättre) geografisk spridning via lpm (LPM GEO) med lika urvalssannolikheter och oberoende urval mellan tillfällena. Först valdes 100 rutor enligt lpm, som sedan ordnades slumpmässigt och så stegades i listan tills 45 erhöles. Varians har skattats utan hänsyn till förbättrad spridning, vilket tenderar att överskatta varians. Detta påverkar endast de två kolumnerna längst till höger.

Skattning	Parameter	Relativt RMSE	Relativt fel	Täckningsgrad	mean(Vhat)/MSE
X1	5402473	0,14	0,01	0,98	2,00
X2	4425546	0,20	0,01	0,96	1,38
XD	-976927	-1,20	0,01	*	*
Y1	509427	0,23	0,01	0,94	1,41
Y2	421599	0,27	0,01	0,93	1,25
YD	-87828	-1,86	0,01	*	*
R1	0,094	0,19	0,00	0,93	1,09
R2	0,095	0,27	0,02	0,92	1,07
RD	0,001	32,58	1,47	*	*

Slutsatser från simulering med population 2

Det framgår från tabellerna 7-21 att skattning av förändring förbättras något vid övergång till semipermanent urval jämfört med nuvarande oberoende urval. Dock är det generellt inte något drastisk förbättring, vilket tyder på att målvariablerna inte är tillräckligt stabila (att värden för rutor ändras betydligt mellan år) för att ge en stor förbättring. Data för tillfälle 2 i denna/dessa populationer har genererats för att uppvisa samma typ av samband som de faktiska observationerna från population 1. Därför finns det samma problem här, att värdena beter sig som att det är oberoende observationer mellan år inom samma ruta. Effekten av att göra urvalet semipermanent både för rutor och inom rutor kan därför vara (något) större än vad som framgår här. Med tanke på andelen rutor som innehåller ungskog och hur många rutor som byts ut (tillkommer och faller bort) mellan år, så kan vi troligtvis inte räkna med att få en stor förbättring för skattningar av förändring i andel skadade tallar genom att övergå till ett semipermanent urval.

När det gäller designalternativ 3, att förbättra/öka den geografiska spridningen, ser vi inte heller någon drastisk effekt. Vi ser störst effekt på skattning av antalet tallar vid tillfälle 1, vilket troligtvis inte beror på ökad geografisk spridning utan snarare på att vi sprider urvalet även i hjälpvariabeln areal vid tillfälle 1. Då areal inte är tillgänglig för tillfälle 2 ser vi inte samma effekt för skattning av antalet tallar vid tillfälle 2. Slutsatsen är att det inte finns någon stor effekt av att sprida urvalet bättre geografiskt.