



Aqua reports 2026:1

Utvärdering av statistisk styrka inom övervakningsprogram för stormusslor

Joacim Näslund, Björn Rogell



Sveriges lantbruksuniversitet
Swedish University of Agricultural Sciences

Institutionen för akvatiska resurser

Utvärdering av statistisk styrka inom övervakningsprogram för stormusslor

Evaluation of statistical power in monitoring programs for large freshwater mussels

Joacim Näslund, <https://orcid.org/0000-0003-1091-2225>, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för akvatiska resurser,

Björn Rogell, <https://orcid.org/0000-0002-5553-2691>, Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för akvatiska resurser

Rapportens innehåll har granskats av:

Frans Olofsson, Länsstyrelsen i Västernorrlands län

Karl-Magnus Johansson, Länsstyrelsen i Jönköpings län

Patrik Olofsson, Länsstyrelsen i Norrbottens län

Finansiär: Länsstyrelsen i Västernorrlands län (SLU-ID: SLU.aqua.2024.5.1-362)

Rapporten har tagits fram på uppdrag av Länsstyrelsen i Västernorrlands, Norrbottens och Jönköpings län. Rapportförfattarna ansvarar för innehållet och slutsatserna i rapporten. Rapportens innehåll innebär inte något ställningstagande från uppdragsgivarens sida.

Rekommenderad citering:	Näslund J, Rogell B (2026). Utvärdering av statistisk styrka inom övervakningsprogram för stormusslor. Aqua reports 2026:1. Uppsala: Institutionen för akvatiska resurser. https://doi.org/10.54612/a.5rapd8rulh
Publikationsansvarig:	Sara Bergek, Sveriges lantbruksuniversitet (SLU), Institutionen för akvatiska resurser
Redaktör:	Stefan Larsson, Sveriges lantbruksuniversitet (SLU), Institutionen för akvatiska resurser
Utgivare:	Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för akvatiska resurser
Utgivningsår:	2026
Utgivningsort:	Uppsala
Omslagsbild:	Flodpärlmussla. Foto: J. Näslund
Upphovsrätt:	Alla bilder används med upphovspersonens tillstånd.
Serietitel:	Aqua reports
Delnummer i serien:	2026:1
ISBN (elektronisk version):	978-91-8124-172-3
DOI:	https://doi.org/10.54612/a.5rapd8rulh
Nyckelord:	flodpärlmussla, miljöövervakning, poweranalys, vattendrag

Sammanfattning

Stormusslor är betydelsefulla indikatorarter i vattendrag och framför allt flodpärlmusslan berörs av en omfattande övervakning. För att bedöma om lokala populationer av musslor ökar eller minskar behövs en god metodik inom både fältverksamhet och statistisk analys. Eftersom inventeringar av musslor är resurskrävande, sett till både tid och ekonomiska resurser, är det viktigt att metoderna optimeras för att säkerställa att tillgängliga resurser nyttjas effektivt. I dagsläget utförs dels fullständiga statusbeskrivningar där vattendrag delas in i representativa sektioner (lokaler) i vilka musslorna räknas och en delmängd mäts, dels enkla statusbeskrivningar som utgörs av inventering i enbart den sektion som har flest musslor. De enkla inventeringarna är mindre kostsamma men är svåra att utföra statistiska jämförelser på, då det ej finns någon lokalreplikering. Här utför vi en översyn av möjlig statistisk metodik för att övervaka flodpärlmussla. Vi utvärderar både skattningar av längdmått och antal, där storleksfördelningarna kan ge indikatorer om rekrytering och åldrande, medan skattningar av antal kan ge indikationer om huruvida populationerna ökar eller minskar i antal.

Våra huvudsakliga slutsatser är att:

1. Allt för få längdmått tas för att utgöra ett representativt stickprov på lokalnivå. Dock kan längdmått potentiellt användas inom vattendrag givet att längddata från alla lokaler tillsammans kan antas representera vattendraget. Optimalt bör antalet musslor som mäts vara 200 till 300 stycken.
2. I fall att längd används som indikator i övervakningen bör referensvärden för storlekarnas spridning används. Dessa kan sättas efter vattendrag där flodpärlmusslan, enligt expertbedömning, har god rekryteringsstatus.
3. Spridningen i antal inom vattendrag är naturligt hög vilket leder till att den statistiska styrkan blir för låg för att med god säkerhet kunna detektera biologiskt relevanta skillnader mellan två provtagningar.
4. Om mätfelet är känt (vilket här skattas baserat på data från en tidigare studie där samma lokaler undersökts upprepade gånger under en sommar), och om det är möjligt att anta att mätfelet är konstant mellan olika lokaler och år, kan skillnader i antalet musslor testas mellan år för delsektionerna.

Vi presenterar även ett förslag på en mer adaptiv övervakningsstrategi, baserad på initiala detaljerade undersökningar enligt metodiken "fullständig statusbedömning", följda av regelbunden uppföljning på enstaka lokaler enligt metodiken "enkel statusbeskrivning" tills dess att en indikation på beståndsförändring erhålls, då en ny detaljerad undersökning initieras.

Summary

Large freshwater mussels are important indicator species in rivers and the freshwater pearl mussel in particular is subject to extensive monitoring. In order to assess whether local populations of mussels are increasing or decreasing, a good methodology is needed in both field work and statistical analysis. Since inventories of mussels are resource-intensive, in terms of both time and financial resources, it is important that the methods are optimized to ensure that available resources are used efficiently. Currently, two methodological strategies exist in Sweden i) *complete population status assessment*, where a river is divided into representative sections (sites) in which the mussels are counted and a subset is measured, and ii) *simple population status assessments* that consist of an inventory in only the section that has the most mussels. The simple inventories are less costly but are difficult to perform statistical comparisons on. Here we evaluate possible statistical methodology for monitoring freshwater pearl mussels. We evaluate both length and number estimates, where size distributions can provide indicators of recruitment and aging, while number estimates can provide indications of whether populations are increasing or decreasing in number.

Our main conclusions are that:

1. Far too few length measurements are taken to constitute a representative sample at the site level. However, length measurements can potentially be used within rivers given that length data from all localities together can be assumed to represent the river. Optimally, the number of mussels measured should be 200 to 300.
2. In cases where length is used as an indicator in monitoring, reference values for the distribution of sizes should be used. These can be set after rivers where the freshwater pearl mussel, according to expert assessment, has a good recruitment status.
3. The variation in mussel counts among sites within rivers is naturally high, which leads to the statistical power being too low to be able to detect biologically relevant differences between two samplings with good certainty.
4. If the measurement error is known (which is estimated here based on data from a previous study where the same locations were surveyed repeatedly during a summer), and if it is possible to assume that the measurement error is constant between different sites and years, then differences in the number of mussels can be tested between years for the subsections.

We also present a proposal for a more adaptive monitoring strategy, based on initial detailed surveys according to the “complete population status assessment” methodology, followed by regular monitoring at individual sites according to the “simple population status assessment” methodology until an indication of population change is obtained, at which point a new detailed survey is initiated.

Innehållsförteckning

1.	Bakgrund	6
1.1	Projektbeskrivning.....	7
1.2	Inventeringsmetodik.....	7
2.	Utvärdering av statistisk styrka för fullständig statusbeskrivning	9
2.1	Datafördelning.....	9
2.2	Empirisk skattning av spridning (θ).....	10
2.3	Simuleringsanalys 1: Statistisk styrka, slumpmässig provtagning i vattendraget...	11
2.4	Simuleringsanalys 2: Detekterbarhet av effekt, autokorrelation mellan lokaler	15
2.5	Längdmätning	21
2.6	Stickprovsprecision och analys av antal musslor per lokal.....	23
3.	Diskussion	28
3.1	Generellt förslag på adaptiv övervakningsstrategi.....	31
3.2	Noteringar om statistiska aspekter i Undersökningstyp: Stormusslor	32
3.3	Generell diskussion om övervakningsmetodiken.....	33
3.4	Undersökningar i övriga typer av vatten	34
	Referenser.....	35

1. Bakgrund

I Sverige finns nio stormusselararter, varav sju är inhemska och lever i både sjöar och rinnande vatten. Två arter, kinesisk dammussla och vandrarmussla, är oavsiktligt introducerade och anses invasiva. Flodpärlmusslan, och tjockskaliga målarmusslan är hotade enligt den svenska rödlistan (SLU Artdatabanken 2020) och även fridlysta. Stormusslor, särskilt flodpärlmusslan *Margaritifera margaritifera*, är viktiga indikatorer på ekosystemens hälsa och har en central roll både ekologiskt och som indikatorart inom svensk miljöövervakning. Denna rapport har flodpärlmussla som fokus, men slutsatser antas kunna appliceras generellt även på andra stormusselararter. Övriga arter är dock svåra att bedöma då det finns mindre data tillgängligt för detaljerade analyser.

Flodpärlmusslan förekommer främst i strömmande vatten med låga näringshalter. Arten är känd för sin långa livslängd, ofta över 100 år, och sin komplexa livscykel som inkluderar ett parasitiskt larvstadium som är beroende av lax- eller öring för sin överlevnad. Larverna (glochidier) måste fästa på gälarna hos fiskar för att vidareutvecklas, vilket gör flodpärlmusslan till en art som är känslig för alla förändringar i vattenkvalitet som även påverkar laxfiskpopulationer. Flodpärlmusslans status antas ofta vara en stark indikator på vattendragens hälsa. Den är beroende av rena och syresatta vattendrag, samt rätt bottensubstrat, för att kunna överleva och reproducera sig, vilket innebär att artens närvaro och status kan ge en tydlig bild av vattendragets ekologiska tillstånd. Därigenom har den blivit en viktig art för akvatisk miljöövervakning i Sverige.

I Sverige används flodpärlmusslan som en indikatorart inom nationella och regionala övervakningsprogram, där den hjälper till att bedöma både vattenkvalitet och den biologiska mångfalden i vattendrag. Övervakningen syftar till att upptäcka förändringar i flodpärlmusslans populationer, vilket kan vara ett tecken på negativa förändringar i ekosystemet, som till exempel försämrad vattenkvalitet eller förändringar i fiskbestånd. Dessutom sker övervakning även för artens egen skull, då den är både rödlistad (SLU Artdatabanken 2020) och uppsatt på Art- och habitatdirektivets (Rådets direktiv 92/43/EEG) listor över i) arter av gemenskapsintresse vars bevarande kräver att särskilda skyddsområden utses (Annex II) och ii) arter av gemenskapsintresse vars uttag från naturen och

exploatering kan bli föremål för förvaltningsåtgärder (Annex V). I och med listningen i Art- och habitatdirektivets annex är arten också relevant för åtgärder och åtgärdsuppföljning relaterade EU:s restaureringsförordning (2024/1991). Genom att övervaka flodpärlmusslans status kan åtgärder sättas in i tid för att bevara både arten och de ekosystem som är beroende av den. Dessutom krävs god övervakningsmetodik för att följa förändringar i flodpärlmusslans status efter det att förväntat gynnande åtgärder utförts.

1.1 Projektbeskrivning

Projektet utfördes inom ramen för den nationella övervakningen av stormusslor och syftade till att utvärdera och delta i diskussioner kring flera centrala frågor för att förbättra och anpassa insamling och analys av övervakningsdata. En huvudsaklig del av uppdraget var att utvärdera hur de nuvarande metoderna för ”statusbeskrivning” (fullständig beståndsundersökning) och ”enkel statusbeskrivning” för stormusslor hanterar och beskriver olika stora populationsförändringar. Analyser baseras på datasimulering och analys av miljöövervakningsdata från Miljödata MVM (<https://miljodata.slu.se/MVM/>). Det ingick också att diskutera hur man kan utveckla ett mer adaptivt synsätt för övervakningen av musslor i vattendrag. Projektet inkluderar även en bedömning av om nya metoder behövs för att öka precisionen i övervakningen, eller om de nuvarande metoderna kan kompletteras.

1.2 Inventeringsmetodik

För att sätta efterföljande analyser och diskussion i kontext presenteras här en kortfattad summering av de två övervakningsmetoder som hanteras i rapporten. För detaljerade beskrivningar av metoderna, se undersökningstypen för stormusslor (Havs- och vattenmyndigheten 2016).

Fullständig statusbeskrivning: Fullständig statusbeskrivning är en detaljerad beståndsundersökning på vattendragsnivå. Vattendragsträckan med musselförekomst avgränsas och provlokaler slumpas ut stratifierat i naturligt avgränsade delsträckor. Beståndet studeras avseende utbredning, täthet, individantal och nyrekrytering. Metoden syftar till att möjliggöra bedömning av beståndets status och skyddsvärde samt uppföljning av trender. Baserat på tidigare inventeringar fördelas minst 15 provlokaler (18 enligt senare rekommendationer) över ett undersökningsområde (vattendrag); lokalerna fördelas proportionerligt över olika delsträckor, baserat på delsträckornas längd. Subjektivt valda lokaler kan

komplettera men inte ersätta de slumpmässigt utvalda lokalerna. Minst 50 musslor bör finnas per lokal, och längden bör vara 3–20 meter.

Enkel statusbeskrivning: Undersökningen begränsas till den del av vattendraget där beståndet är starkast (enligt tolkning av undersökningstypen är detta den del av vattendraget där rekryteringen kan anses vara bäst eller den plats där minsta storlek på mussla observerats). Enkel statusbeskrivning används för att ge en övergripande bild av arten inom större geografiska områden, d.v.s. en mindre tids- och resurskrävande metodik med större osäkerhet i statusbedömningen jämfört med fullständig beståndsundersökning.

Inventeringsfrekvens och tidsperiod: Undersökningar genomförs främst under juni–september vid lågt vattenstånd. I södra Sverige kan inventering börja i maj, medan norra Sverige kräver senare start p.g.a. höga vårfloeden. Uppföljningar sker vart 3–6 år beroende på påverkan och resurser.

Mätning: Mätning av skallängd på musslor utförs en delmängd av musslorna i anslutning till (men inte på) undersökningslokalerna. Vid fullständig statusbeskrivning mäts 15 slumpmässigt valda individer per lokal; mer specifikt de 15 första som detekteras vid ett nedslag en bit uppströms platsen där musslor räknas. Vid enkel statusbeskrivning mäts minst 100 individer, där inventeraren går ut i vattnet och plockar musslor löpande från det att den första musslan påträffas.

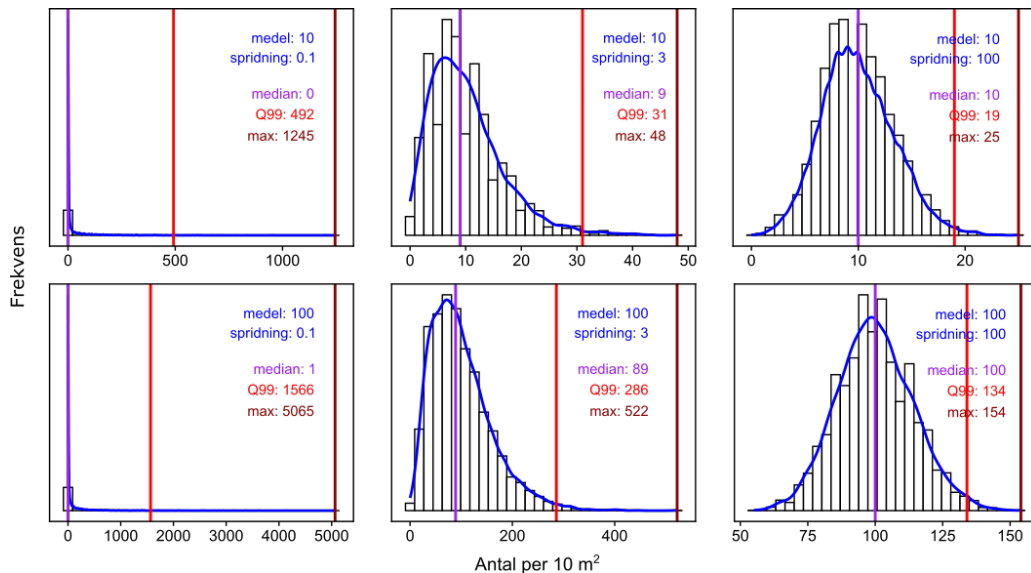
2. Utvärdering av statistisk styrka för fullständig statusbeskrivning

2.1 Datafördelning

Antalet räknade flodpärlmusslor på olika lokaler i ett vattendrag förväntas inte följa en normalfördelning eftersom populationsstorleken ofta varierar kraftigt mellan lokaler. Många lokaler kan ha få eller inga musslor alls, medan några få kan hysa stora koncentrationer. Detta leder till en skev fördelning med många låga värden och några mycket höga. Dessutom är musslorna klustrade i lämpliga habitat snarare än jämnt fördelade, vilket ytterligare ökar variationen. Denna typ av fördelning kännetecknas ofta av överdispersion och nollinflation, vilket gör att modeller som förutsätter normalfördelning inte är lämpliga för analys av sådana räknedata.

Generellt för de simuleringsstudier som genomförs i denna rapport är att vi utgår ifrån att data från fältundersökningar av musslor (i form av antal individer räknade på 10 m² provyta) följer fördelningar som beskriver räknetal. För jämförelser mellan olika lokaler eller vattendrag, är det viktigt att notera att variationen mellan provtagningslokaler är betydligt större än vad som skulle förväntas under ett slumpmässigt scenario. I dessa fall antar vi att data följer en negativ binomial fördelning (NBF) som tillåter för mer variation. Negativ binomial fördelning har vissa egenskaper som gör att den approximerar en datafördelning som förväntas observeras för räknedata (antal i heltal). Fördelningen kan teoretiskt sträcka sig från 0 till ∞ och formen på fördelningskurvan bestäms av medelvärde μ ("my") och en spridningsparameter θ ("theta") (Figur 1). Eftersom fördelningen har en nedre gräns vid 0 blir fördelningen positivt skev när medelvärdet är lågt och liknar allt mer en normalfördelning när medelvärdet ökar. En lognormal-fördelning har liknande egenskaper vad gäller den generella formen på fördelningen (positivt skev vid låga medelvärden och lik en normalfördelning vid höga medelvärden), men kan inte inkludera 0-värden, har ingen spridningsparameter, och baseras på kontinuerliga intervalldata (decimaltal). Lognormal-fördelningen används ofta för att analysera tätheter (antal per ytenhet), oftast med modifikationen att man lägger till värdet 1 till de observerade data för att hantera förekomsten av 0-värden. Förmågan att

hantera 0-värden och möjligheten att modifiera spridningen av data gör att NBF används för att ta fram data som liknar en reell observation av antal musslor på en provplats. Eftersom NBF hanterar heltal så utgår simuleringarna från att alla provplatser är lika stora (d.v.s. det är inte tätheter per se som modelleras, utan specifikt antal på en given yta).



Figur 1. Exempel på formen på datafördelningen från negativ binomial fördelning med olika parametervärden för fördelningens medelvärde (μ) och spridning (θ). Spridningen θ styr skevheten i fördelningen. I graferna visas histogram och densitetsfunktion för 5000 slumpvis dragna stickprov genererade med specificerade μ (övre rad: $\mu = 10$; undre rad: $\mu = 100$) och θ (vänsterkolumn: $\theta = 0.1$; mittenkolumn: $\theta = 3$; högerkolumn: $\theta = 100$). Notera att skalan på x-axeln skiljer sig mellan graferna. Ett stickprov motsvarar antalet musslor i heltal på en lokal (10 m²; alla lokaler antas här vara lika stora). Slumpade data visualiseras med histogram och densitetsfunktion (blå linje). Värden på y-axlarna (frekvens) anges inte eftersom detta inte är relevant för exemplet – det är formen på fördelningen som är viktig att illustrera. I varje graf anges: medianvärdet (violett linje), 99%-kvantilen ("Q99", röd linje; maxvärde om man tar bort de högsta 1% av alla värden) och maxvärdet (mörkröd linje).

2.2 Empirisk skattning av spridning (θ)

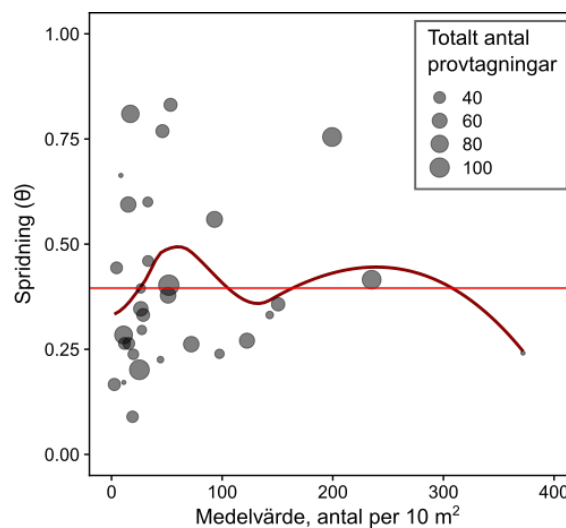
Baserat på ett dataset från Jönköpings-, Västernorrlands-, och Norrbottens län (33 vattendrag) utvärderades vilket generellt värde som NBF-spridningsparametern θ har för flodpärlmusseldata. Detta steg utfördes för att ha ett initialt värde på θ att förhålla sig till vid efterföljande simuleringsstudier.

Observerat antal levande musslor för en given lokal dividerades med provytan (m²), multiplicerades med 10 för att få täthet per 10 m², vilket antas representera en lokal som är något mindre än en genomsnittlig lokal (median i analyserade data var 40 m²). Tätheten avrundades uppåt till närmsta heltal för att kunna använda modeller baserade på NBF (avrundning uppåt för att undvika 0-värden för lokaler där det

faktiskt förekommer musslor i tätheter mindre än 0,5 per 10 m²). Spridningsparametern skattades för varje ingående vattendrag, med hjälp av `glm.nb`-funktionen i R-paketet MASS (Ripley & Venables 2024):

```
glm.nb(antal musslor per 10 m2 ~ 1)$theta
```

Medelvärdet skattades till $\theta = 0,40$ och medianen låg på $\theta = 0,34$ (Figur 2). Maxvärdet var $\theta = 0,83$ (Juån; Ånge kommun, Västernorrlands län) och minimivärdet var $\theta = 0,09$ (Örasjöbäcken; Timrå kommun, Västernorrlands län). Det finns inget tydligt samband mellan medelvärde och spridningsparametern (Figur 2). Medelvärdet indikerar att empiriska data är starkt positivt skeva, d.v.s. vattendragen har relativt låga medelvärden relativt maxvärde (jämför med Figur 1).



Figur 2. Skattning av genomsnittlig spridning (θ -värde) från provtagningar i Jönköpings-, Västernorrlands-, och Norrbottens län (32 vattendrag; ett vattendrag uteslöts då det skattade θ -värdet översteg 4000). Röd horisontell linje visar medelvärdet (0,40); mörkröd linje visar samband mellan vattendragens spridning (θ) och medelvärde (μ) genom icke-linjär loess-regression (spann = 0,8); storlek på datapunkter illustrerar antal prover som fanns tillgängliga för skattningarna för varje vattendrag (varje punkt representerar ett vattendrag).

2.3 Simuleringsanalys 1: Statistisk styrka, slumpmässig provtagning i vattendraget

För att undersöka hur olika parametrar påverkar möjligheten att statistiskt upptäcka en förändring i populationsstorlek, s.k. statistisk styrka ("power"), genomfördes en simuleringsstudie med negativt binomialfördelade data. Tre centrala parametrar varierades systematiskt:

- **Stickprovsstorlek (N , antal lokaler)** varierade mellan 5 och 25 lokaler, i steg om 5 (d.v.s. vi simulerar data för 5, 10, 15, 20 och 25 ingående lokaler

i en provtagning). Vi har här antagit att undersökning av fler än 25 lokaler är en orimlig fältansträngning.

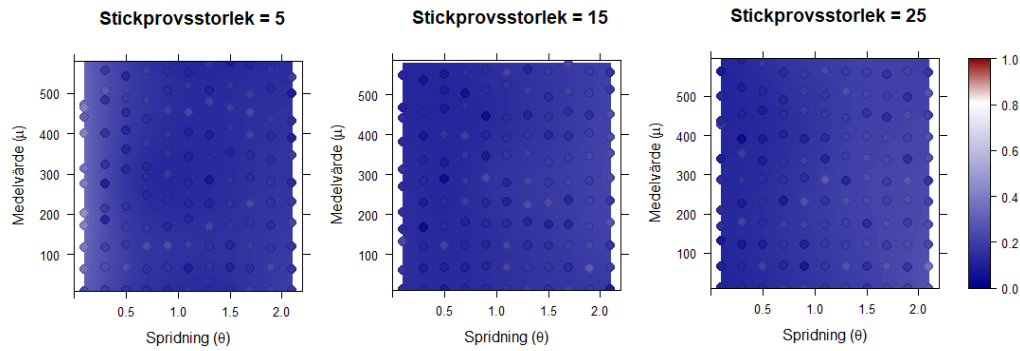
- **Spridningsparametern (θ)** varierade mellan 0,1 och 2,1, i steg om 0,2. Vi valde minimivärde på 0,1 baserat på den empiriska utvärderingen ovan (Figur 2) och ett maxvärde som ligger dubbelt så högt som det empiriska maxvärdet ovan för att täcka in fler möjliga scenarier.
- **Medelvärde (μ) i antal musslor per 10 m²** varierade mellan 10 och 510, i steg om 50. Minimi- och maxvärden ansågs rimliga för utvärdering givet empiriska data (Figur 2).

Totalt genomfördes 100 simuleringar (iterationer) för varje kombination av parametrar. I varje simulering genererades två dataset ("A" och "B"), båda med samma stickprovsstorlek och spridning, men där medelvärdet i "B" var 20 % högre än i "A" – vilket motsvarar en tänkt populationsökning på 20% mellan två provtagningar. Båda dataset följde en negativ binomialfördelning.

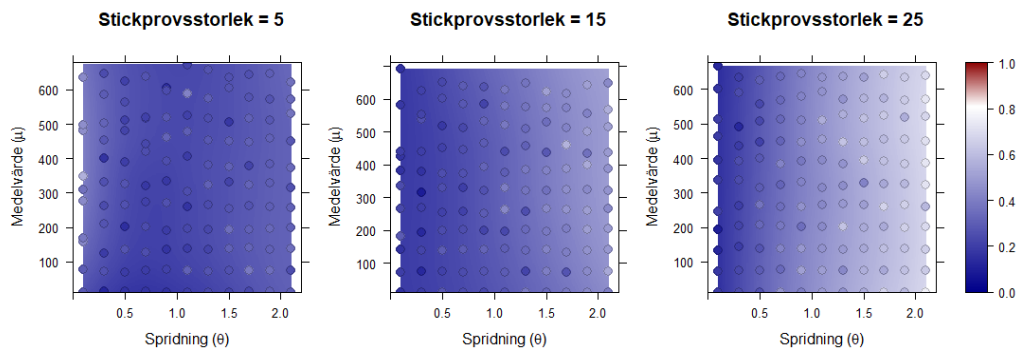
För varje simulerat datapar anpassades en negativ binomial regression (`glm.nb`), där responsvariabeln förklarades av en faktorvariabel med nivåerna "A" och "B". Simuleringen noterade om den observerade skillnaden mellan "A" och "B" var **statistiskt signifikant** vid signifikansnivån $\alpha = 0,1$, och om effekten dessutom var i rätt riktning (ökande i simuleringen). Konventionellt används normalt $\alpha = 0,05$ för att indikera statistisk signifikans; här höjdes tröskelvärde till det värde (0,1) där man normalt börjar diskutera möjligheten att en trend har detekterats. Tillfredsställande power sattes till 0,8 (80%) enligt konvention; detta värde innebär att risken för ett typ II-fel (att falskt förkasta en verklig skillnad) är 20%.

Resultaten visar att power för att detektera en generell populationsökning på 20%, i en provtagningsdesign där lokaler varje provtagningsår slumpas ut utan hänsyn till föregående provtagningslokaler, kan förväntas vara genomgående låg under de förhållanden som simulerats (Figur 3). Power låg alltid långt under 80%.

Ytterligare en simulering kördes för att undersöka power när populationsförändringen är +50% mellan två provtagningar (i övrigt samma parameterinställningar). I denna simulering börjar vi närma oss en power på 0,8 vid de högsta stickprovsstorlekarna (d.v.s. vid provtagning på omkring 25 lokaler) (Figur 4).



Figur 3. Värmekartor ("heatmaps") som summerar statistisk styrka (power; enligt färgskala till höger i figuren) för att detektera en populationsökning på 20% mellan två provtagningar, givet olika kombinationer av stickprovsstorlek (från vänster till höger: $N = 5$, $N = 15$ och $N = 25$), spridningsparametervärde (θ , spann: 0,1 – 2,1) och medelvärde på antal musslor per 10 m² (μ , spann: 10 – 510). Punkter i graferna visar medelvärden på simuleringar för varje simulerad parameterkombination.



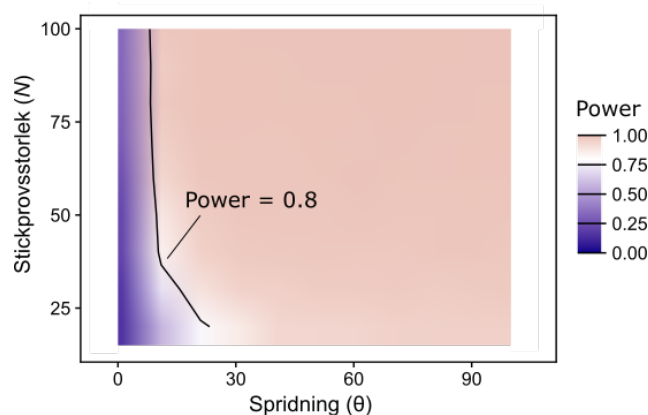
Figur 4. Värmekartor ("heatmaps") som summerar statistisk styrka (power; enligt färgskala till höger i figuren) för att detektera en populationsökning på 50% mellan två provtagningar, givet olika kombinationer av stickprovsstorlek (från vänster till höger: $N = 5$, $N = 15$ och $N = 25$), spridningsparametervärde (θ , spann: 0,1 – 2,1) och medelvärde på antal musslor per 10 m² (μ , spann: 10 – 510). Punkter i graferna visar medelvärden på simuleringar för varje simulerad parameterkombination.

I en sista simulering ändrades parametervärdena till mer ideala värden för analys:

- **Stickprovsstorlek (N, antal lokaler)** varierade mellan 20 och 100 individer, i steg om 10. Fler lokaler ger bättre power; här simulerar vi provtagningar från 20 till 100 ingående lokaler (vilket anses vara en orimlig ansträngning).
- **Spridningsparametern (θ)** varierade mellan 1 och 101, i steg om 10. En höjning av spridningsparametern så att simulerad data inkluderar datafördelningar som är nära normalfördelade (se Figur 1).
- **Medelvärde (μ) i antal musslor per 10 m²** varierade mellan 10 och 510, i steg om 50. Samma som tidigare simuleringar.

Den analyserade populationsförändringen sattes till 20%, som i den första simuleringen.

Analysen av denna sista simulering baseras på genomsnittlig power sett över alla medelvärden i antal musslor per 10 m², för att få en övergripande bild av när provtagningen leder till tillfredsställande statistisk styrka. Resultaten indikerar att huvudproblemet ligger i den naturliga datafördelningen av musslor. Inte ens vid en provtagning av 100 lokaler får man en god genomsnittlig statistisk styrka om inte datafördelningen har en spridning på en bit över $\theta = 10$ (Figur 5). Vid mer rimliga provtagningsansträngningar (stickprovsstorlek: 20–25 lokaler) behöver spridningsparametern ligga kring $\theta = 15$ till 20.



Figur 5. Värmekarta som summerar genomsnittlig statistisk styrka (power; enligt färgskala till höger i figuren) för att detektera en populationsökning på 20% mellan två provtagningar, givet olika kombinationer av stickprovsstorlek (N , spann: 20 – 100) och spridningsparametervärde (θ , spann: 1 – 101). Grafen visar genomsnittlig power för alla ingående värden för antal musslor per 10 m² (μ , spann: 10 – 510). Svart linje i grafen visar gränsen där den statistiska styrkan är tillfredsställande (power = 0,8).

Slutsats: Simuleringsanalysen indikerar att det är svårt att få en bra statistisk styrka. Problemet förefaller ligga i musslornas naturliga fördelning i vattendragen, där de i genomsnitt har relativt låga tätheter i förhållande till den maximala tätheten i vattendraget. Analysen utgår från analys genom en generaliserad linjär modell som antar att data är negativt binomialt fördelat. Analysen antar också att stickprov (lokaler) slumpas ut på nytt vid varje undersökningstillfälle, vilket inte följer gängse praxis. Normalt väljer man samma lokaler som vid föregående undersökning. Om resultaten från specifika lokaler är starkt korrelerade från ett provtagningstillfälle till nästa så kan man förvänta sig en högre chans att detektera förändringar, givet att man tar hänsyn till att data är beroende av lokal. Simulering av sådana data är betydligt svårare och har inte genomförts här. Efterföljande simuleringar testar den statistiska styrkan med ett alternativt angreppssätt, där förutsättningarna är optimala vad gäller data varande beroende av lokal. Det viktigaste budskapet från simuleringen ovan är att den naturliga datafördelningen är svår att hantera

statistiskt, samt att man har mycket låg statistisk styrka om man inte tar hänsyn till att data sannolikt är spatialt autokorrelerad över tid.

2.4 Simuleringsanalys 2: Detekterbarhet av effekt, autokorrelation mellan lokaler

Likt föregående simuleringsanalys utvärderades den statistiska styrkan man erhåller från olika antal provplatser inom ett vattendrag (provplats = stickprov) baserat på NBF med olika parametervärden och stickprovsstorlekar.

För varje parameterkombination simuleras två dataset, ett som representerar en initial observation ("år 1") och en som representerar observation vid en upprepade undersökning ("år 2"). För observationen år 2 har medelvärdet 80% av det initiala medelvärdet ($\mu \times 0,8$), vilket innebär att vi vet att den underliggande datafördelningen som data slumpas från representerar ett vattendrag där musselpopulationen har reducerats till 80% av den initiala populationen mellan provtagningarna. Eftersom habitatkvalitet sannolikt påverkar musselantalet på en given provplats förväntas det att en lokal som "år 1" har relativt höga antal även ska ha relativt höga antal "år 2", och en provplats som har relativt lågt antal musslor "år 1" förväntas ha relativt lågt antal även "år 2". För att ta hänsyn till beroendet mellan musseltäthet och provplats så sorteras varje simulerat dataset i storleksordning och lokal-ID delas ut till varje par av observationer (se datastruktur i Tabell 1). Detta innebär att data från de olika provplatserna är perfekt rank-korrelerade mellan de två undersökningarna. Proceduren leder till ett sammanslaget dataset som är mycket välförstått för analys, något som ofta inte ses i verkligheten – resultaten som härleds från analysen representerar därmed ett förenklat system och större osäkerhet kan förväntas i analys av riktiga data. Men, om ett stickprov inte kan anses vara tillräckligt under de simulerade förhållandena så kan man inte anta att det skulle fungera bättre vid analys av riktiga musseldata.

Totalt 300 simuleringar kördes för varje parameterkombination i situationer där mellan 10 och 25 lokaler har provtagits (testade stickprovsstorlekar, N : 10, 15, 20 och 25). Stickproven representerar specificerade underliggande NBF, men olika bra beroende på stickprovsstorlek (lägre antal innebär sämre representation; se Figur 6) För varje enskild simulering jämfördes år 1 och år 2 statistiskt för att se om vi kan detektera åtminstone en trend ($p > 0,1$) i minskningen i den simulerade populationen. Vi vet att underliggande fördelningar som stickproven slumpas från representerar en situation där det faktiskt är en minskning från år 1 till år 2, men det slumpmässiga urvalet av data från fördelningarna gör att det inte alltid kan ses på lokalnivå.

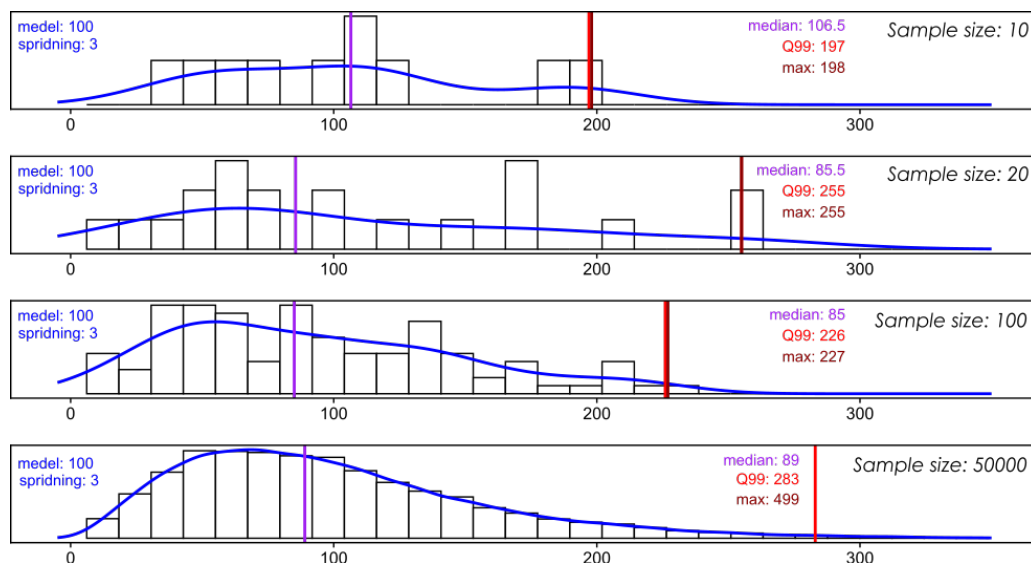
Tabell 1. Exempel på simulerad data från 10 lokaler. Notera att data är rangordnade per lokal (t.ex. Lokal 10 har högst värden båda åren och Lokal 1 har lägst värden båda åren).

Lokal-ID	år 1	år 2
1	58	74
2	66	75
3	72	76
4	73	78
5	76	81
6	78	91
7	88	92
8	90	93
9	104	94
10	112	95

Den efterföljande analysen gjordes med en regressionsmodell där $\log_{10}(\text{antal musslor} + 1)$ är den beroende variabeln, år är en oberoende faktor och lokal ingår som en slumpmässig variabel för att hantera att data från de olika provplatserna inte är oberoende. Modellen analyserades genom R-paketet lme4 (Bates m.fl. 2025) enligt följande struktur:

$$\log_{10}(\text{antal musslor} + 1) \sim \text{år} + (1|\text{lokal})$$

Modellen är något onödigt komplicerad, men är specificerad för att även kunna hantera analys av fler än två "år" av simulerad data samtidigt. I föreliggande fall där bara två år ingår skulle potentiellt ett enklare parat t -test kunna användas. Notera även att data här analyseras utifrån antagandet att observerad data är lognormal-fördelad (men vi vet att den baseras på NBF). Detta är för att analysen ska representera en analys av tätheter snarare än antal – eftersom vi i simuleringen utgår från att alla lokaler är likstora så behöver vi inte beräkna tätheter (utan utgår snarare från att 10 m² alltid undersöktes i vår simulerade provtagning, så att simulerade heltal även representerar täthet per 10 m² rakt av). Som noterats ovan så analyseras täthet typiskt sett baserat på antagandet att tätheter på provplatser följer en ungefärlig lognormal-fördelning (d.v.s. täthetsdata analyseras transformerad som $\log_{10}(\text{täthet} + 1)$). Att lägga till +1 till tätheten görs för att kunna inkludera nollvärden (tätheter på 0 individer per ytenhet). Vilket värde som läggs till tätheten är godtyckligt, men spelar roll för modellens skattningar; att lägga till just 1 är ofta standard och innebär rent konkret att man överskattar tätheten med 1 individ per ytenhet över samtliga provplatser. Givet att man analyserar tätheter över en större yta (ex. 10 m²) antas en överskattning på 1 vara marginell.

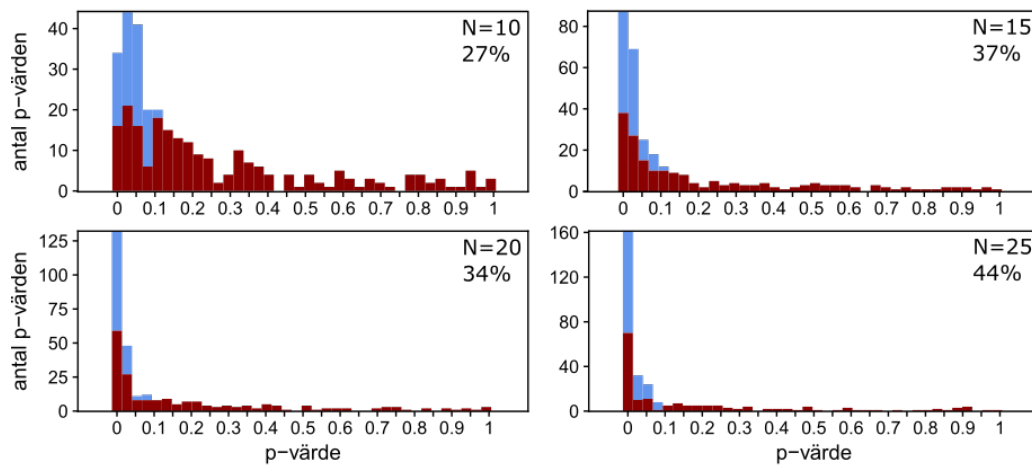


Figur 6. Exempel på hur olika slumpmässigt dragna stickprov ("sample size") fördelar sig vid olika stickprovsstorlekar. Alla dragningar kommer från samma underliggande datafördelning (negativ binomial fördelning med medel $\mu = 100$ och spridningsparameter $\theta = 3$). Nedersta grafen visar fördelningen vid ett stickprov (N) på $N = 50000$, vilket mycket väl representerar den underliggande fördelningen. Ju färre stickprov som dras, desto mer riskerar den observerade fördelningen att utseendemässigt avvika från den underliggande fördelningen; medianen är dock relativt stabil.

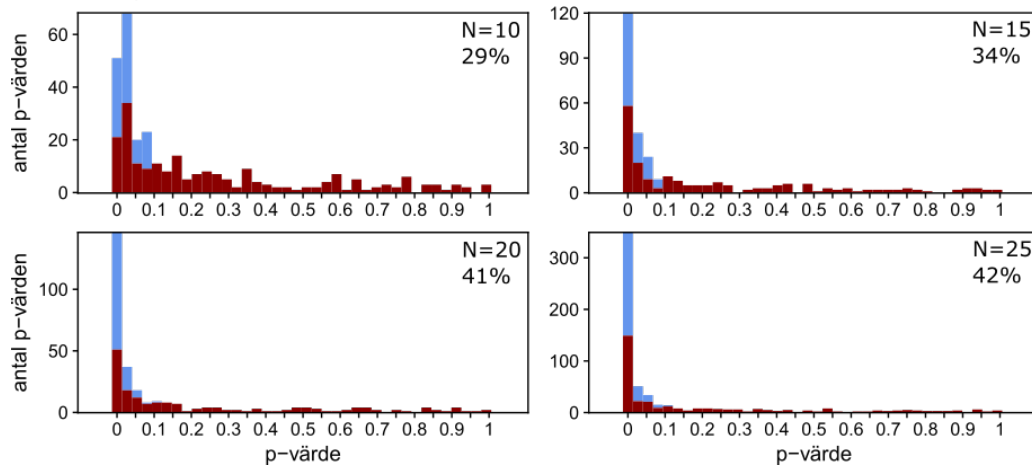
Från alla analys-scenarier beräknades proportionen av resultat som påvisar en minskning; resultat som inte indikerade någon trend ($p \geq 0,1$) eller som falskt påvisade en ökning med $p < 0,1$ räknas som misslyckade eftersom "provtagningen" inte lyckats representera den minskning som vi har låtit ingå i simuleringsproceduren. Exempel på illustrationer av andelen korrekt utvärderade analyser för olika scenarier visas i Figur 7, Figur 8 och Figur 9.

Resultaten visar att chansen att detektera en förändring mellan två provtagningar (reduktion till 80% av ursprunglig population) är relativt liten. I vattendrag med de mest skeva fördelningarna av musslor (spridning: $\theta = 0,1$; se Figur 2) påvisas trenden i färre än 50% av simulationerna vid den högsta provtagningsansträngningen (antal lokaler: $N = 25$) (Figur 7A-B). Det kan också noteras att det inte sällan detekteras falska signifikanta ökningar (Figur 7A-B: röda delar av staplar vid $p < 0,05$). När skevheten minskar till det observerade genomsnittet ($\theta = 0,34$; se Figur 2) så ökar andelen sanna indikationer på en minskning, men bara marginellt till omkring 50% (Figur 8A-B); det finns också fortfarande en substantiell andel falska indikationer på ökande populationsstorlek. Vid det observerade maxvärdet av spridningsparametern ($\theta = 1,0$; se Figur 2) ökar antalet korrekt indikerade trender till omkring 60% (Figur 9A-B) och andelen falska indikationer på ökande populationsstorlek har minskar, men förekommer fortfarande.

A) Spridning: $\theta = 0.1$ Medelvärde: $\mu = 20$

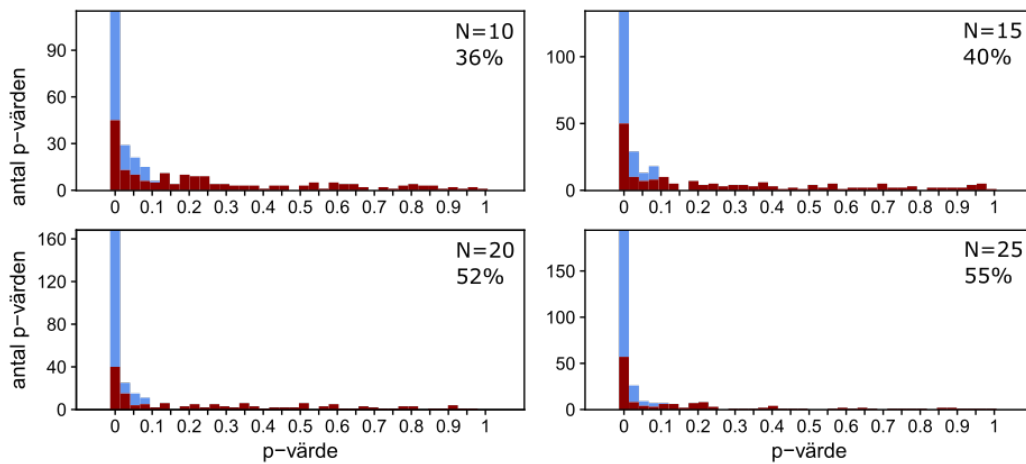


B) Spridning: $\theta = 0.1$ Medelvärde: $\mu = 100$

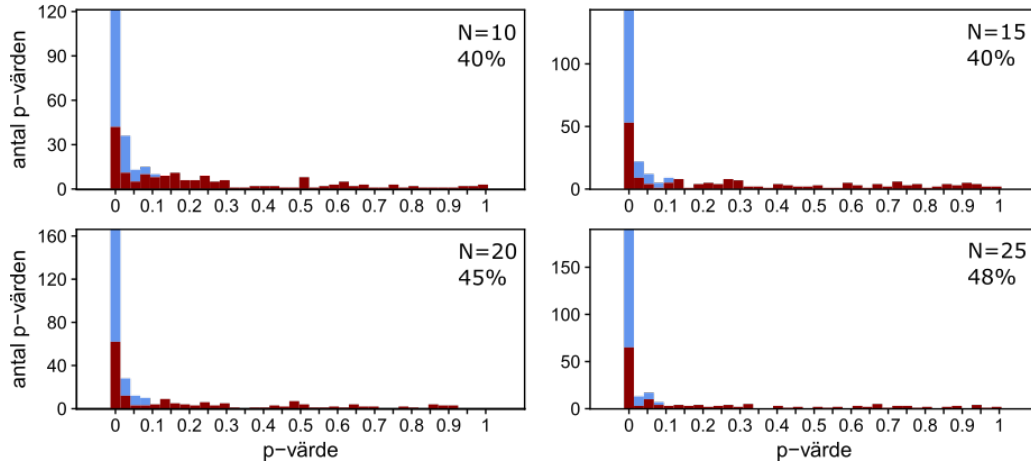


Figur 7. Antal analyser som visar signifikant minskning mellan två undersökningar (80% minskning i simulerad populationstäthet) för olika stickprovsstorlekar (antal provtagna lokaler). Analyser baseras på 300 simuleringar per scenario. Simuleringar baseras på minsta observerade spridningsparametervärde, $\theta = 0,1$ (se Figur 2) och medelvärden av antal musslor per 10 m² på A) 20 individer och B) 100 individer.

A) Spridning: $\theta = 0.34$ Medelvärde: $\mu = 20$

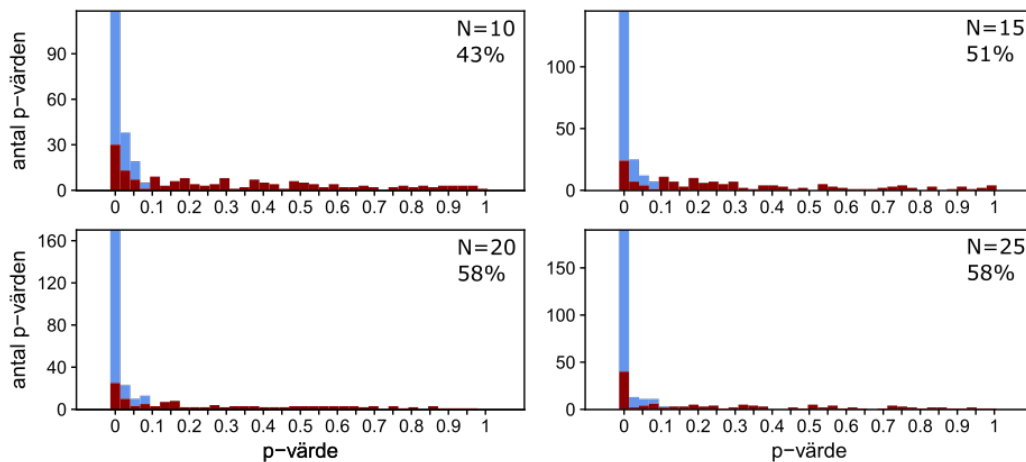


B) Spridning: $\theta = 0.34$ Medelvärde: $\mu = 100$

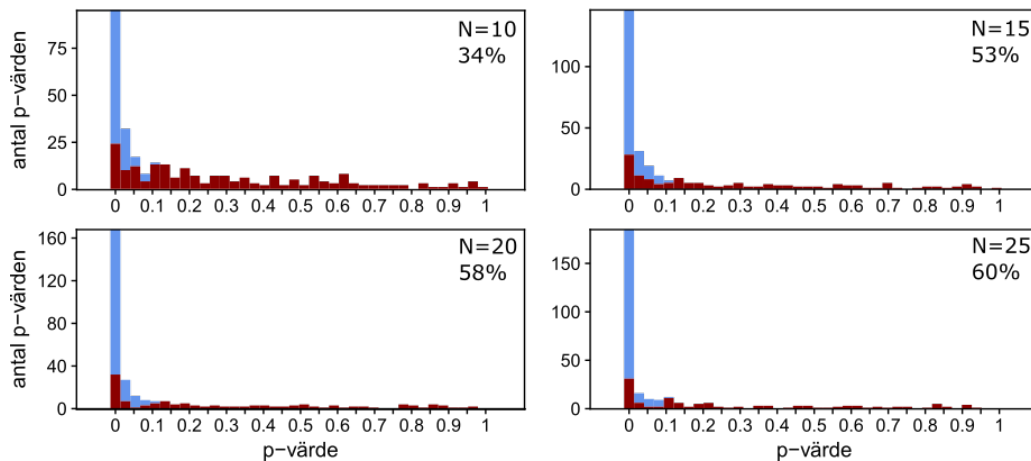


Figur 8. Antal analyser som visar signifikant minskning mellan två undersökningar (80% minskning i simulerad populationstäthet) för olika stickprovsstorlekar (antal provtagna lokaler). Analyser baseras på 300 simuleringar per scenario. Simuleringar baseras på genomsnittligt observerat spridningsparametervärde, $\theta = 0,34$ (se Figur 2) och medelvärden av antal musslor per 10 m² på A) 20 individer och B) 100 individer.

A) Spridning: $\theta = 1.0$ Medelvärde: $\mu = 20$



B) Spridning: $\theta = 1.0$ Medelvärde: $\mu = 100$



Figur 9. Antal analyser som visar signifikant minskning mellan två undersökningar (80% minskning i simulerad populationstäthet) för olika stickprovsstorlekar (antal provtagna lokaler). Analyser baseras på 300 simuleringar per scenario. Simuleringar baseras på maximalt observerat spridningsparametervärde, $\theta = 1,0$ (se Figur 2) och medelvärden av antal musslor per 10 m² på A) 20 individer och B) 100 individer.

Slutsats: Givet underliggande antaganden om analysmetodik är den statistiska styrkan i analyserna att betrakta som relativt otillfredsställande även om antalet undersökta lokaler (stickprovsstorlek) skulle ökas från dagens rekommenderade 18 lokaler till 25 lokaler inom statusbeskrivningsmetodiken. Simuleringen utgår från en enklare analysmetodik, baserad på log-transformerade täthetsdata, jämfört med Simuleringsanalys 1 ovan. Denna enklare analysmetod används dock ofta för den typ av data som här analyseras. Data i simuleringen beter sig väldigt väl vad gäller den spatiala autokorrelationen, troligtvis bättre än i ett verkligt undersökningsscenario.

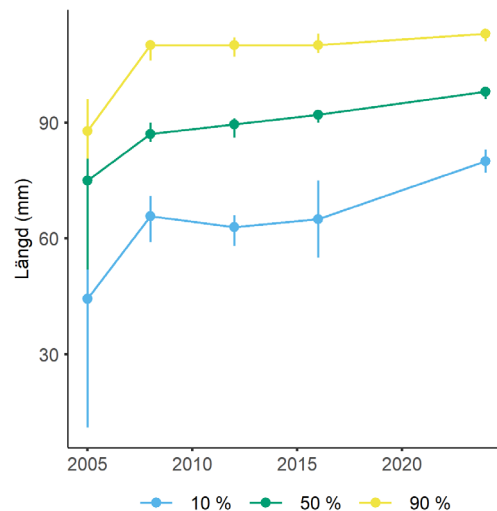
2.5 Längdmätning

En utvärdering av längdmätta individer är relevant eftersom längdfördelningen av en population kan användas för att beräkna indikatorer beskriver hur storleksfördelningen förändras över tid, vilket kan bero av faktorer såsom rekrytering och förändrad dödlighet. En vanligt förekommande analys i bedömningen av ett bestånds status är att använda indikatorerna L10, L50 och L90 för att undersöka förändringar i storleksstrukturen (Figur 10). För att undersöka storleksstrukturer användes längdindikatorerna L10 (den 10 %-iga längdkvantilen, d.v.s. den längd som 10 % av individerna är mindre än), L50 (den 50 %-iga längdkvantilen, d.v.s. den längd som 50 % av individerna är mindre än), och L90 (den 90 %-iga längdkvantilen, d.v.s. den längd som 90 % av individerna är mindre än). För dessa indikatorer kan en minskning av längdindikatorerna tyda på rekrytering om det totala antalet musslor samtidigt ökar, eller en ökad dödlighet av stora (gamla) individer om det totala antalet musslor samtidigt minskar. Ökande trender i längdindikatorerna kan tyda på ett äldre bestånd. Vid en stabil populationsstorlek är längdindikatorerna ofta stabila, och visar på ett för arten naturligt spann i storlekar. I viss mån kan därför jämförelser av spridningen mellan L10, L50 och L90 utföras mot bestånd som enligt expertbedömning är välmående (d.v.s. regelbunden rekrytering och stabil dödlighet).

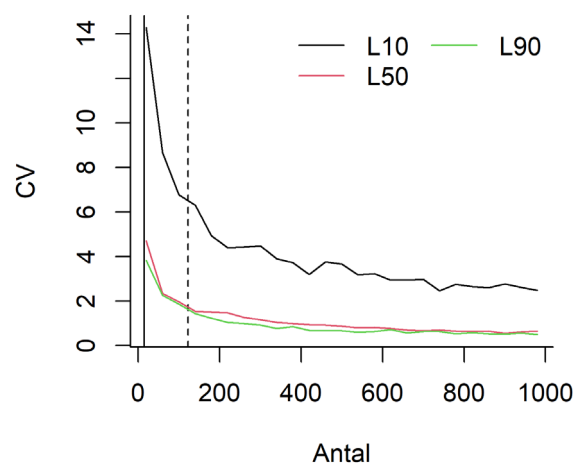
Var och en av längdindikatorerna testades för linjära trender över år. Detta gjordes genom att passa en regression där längdkvantilen förklarades av år. I regressionen finns två felkällor, dels ett stickprovsvil fel inom år och dels årsspecifika effekter som avviker från ett linjärt samband. För att kontrollera för dessa två felkällor bootstrappades data med 999 pseudoreplikater på två nivåer, inom år (individnivå) och mellan år (årsnivå). Signifikans testades genom att jämföra absolutvärdet av lutningen från den bootstrappade regressionen med absolutvärdet av regressionslutningen under en nollhypotes (där det inte finns en koppling mellan längdkvantilen och år, d.v.s. en lutning på noll med ett tillhörande stickprovsvil fel). År där färre än 10 individer fångats exkluderades. För att undersöka vilket antal individer som behövs för att få stabila värden av ovan nämnda indikatorer användes data ifrån Skraveltjärnbäcken, eftersom denna lokal hade de flesta längdmätta individer (Figur 10).

Analyserna av längdindikatorerna L10, L50 och L90 utfördes med bootstrap, d.v.s. att vi ifrån samtliga individers data slumpmässigt tog ett stickprov med återinsättning. Storleken på stickprovet tilläts variera mellan 20 och 1000 individer, och för varje stickprovsstorlek upprepades den slumpmässiga provtagningen 200 gånger. Över dessa 200 replikater skattades variationskoefficienten CV ($CV = 100 \times \text{standardavvikelsen} / \text{medelvärde}$) för de indikatorer vi ville undersöka. CV kan sägas beskriva hur stor variationen är som en procent av medelvärdet, vilket gör att

CV blir jämförbar mellan olika lokaler trots att de kan ha olika storlek. Eftersom replikaten för analysen erhöles från samma längdfördelning är samvariationen i CV och stickprovsstorleken enbart beroende på felmarginalen. Ju lägre CV desto bättre relativ precision. Målnivån är därmed att stickprovsstorleken skall vara i det intervall där CV inte påverkas nämnvärt av ökad stickprovsstorlek (Figur 11).



Figur 10. Längdfördelning hos flodpärlmusslor från Skraveljtjärnbäcken. Den nedre linjen illustrerar 10 % kvantilen, det vill säga det värde som 10 % av individerna är mindre än. Den mittersta linjen representerar 50 % kvantilen (medianen, det värde som hälften av individerna är mindre än). Den övre linjen representerar 90 % kvantilen (den längd som 90 % av individerna är mindre än). Vertikala linjer visar osäkerheten (det bootstrappade 95 %-iga konfidensintervallet). Notera att det första året har mycket stora felstaplar orsakade av det låga antalet individer ($N = 15$).



Figur 11. Variationskoefficienten (CV) för tre längdindex plottat mot en (simulerad) stickprovsstorlek, för flodpärlmussla i Skraveljtjärnbäcken. De tre längdindikatorer som utvärderats är L10 (längden som 10% av musslorna är mindre än), L50 (längden som 50% av musslorna är mindre än), L90 (längden som 90% av musslorna är mindre än). Den streckade vertikala linjen representerar det genomsnittliga antalet (medianen) musslor som längdmäts per år i varje vattendrag. Den heldragna vertikala linjen representerar det genomsnittliga antalet (medianen) musslor som längdmäts per år i varje delsektion.

Resultatet visar att dagens provtagning ligger under den nivå som behövs för en god analys av L10. På lokalnivå är antalet mätta musslor långt under det som krävs medan antalet mätta individer på vattendragsnivå ligger betydligt närmre, men inte inom, det intervall där CV inte längre påverkas av stickprovsstorleken (ca 200–300 mätta individer).

Slutsats: Slutsatsen är att det krävs runt 200–300 längdmätta individer för att få stabila skattningar av den lägre längdindikatorn (L10). I och med att L10 är den minsta storleksindikatorn, är det också den indikator som kommer att svara främst på minskningar i storlek drivet av rekrytering. Anledningen till att det krävs en högre stickprovsstorlek för L10 är sannolikt att rekryteringen ofta är något begränsad. Denna mängd musslor får sannolikt anses orimlig att mäta på enskilda lokaler, utan utgör snarare en målnivå för den totala ansträngningen i ett vattendrag. En alternativ undersökningsstrategi för att bedöma rekrytering är att på ett mer kvalitativt sätt bara notera huruvida musslor under en viss längd förekommer eller ej. Detta ger viktig information om förekomst av juvenila musslor, men kvantitativa bedömningar uteblir.

2.6 Stickprovsprecision och analys av antal musslor per lokal

I och med att inventeringarna är så pass resurskrävande finns ett behov av att kunna utvärdera enstaka år för skillnader. Eftersom det finns ett okänt mätfel kopplat till varje räknat antal kan delsektioner ej testas direkt för skillnader mellan år. En möjlig lösning på problemet är att mätfel uträknat för andra lokaler, och anta att mätfelet är konstant över år och lokaler. Under ett sådant antagande kan en modell tvingas ta hänsyn till mätfelet, vilket leder till att enstaka värden kan jämföras dock under det starka antagandet att ingenting annat skiljer sig mellan år. Här testas vi att använda data som insamlats för att testa för mängden nedgrävda musslor. Under denna studie besöktes samma 15 lokaler inom ett vattendrag (Brånsån, Västernorrlands län) fem gånger under sommaren och sensommaren 1994 (Tabell 2). Brånsån besöktes även under oktober, men antalet musslor som observerades i oktober var mindre än de tidigare tillfällena, varför detta mättillfälle har strukits från analyserna.

För räknetal beror felskattningen på medelvärdet. För låga medelvärden är felskattningen i % högre än för höga medelvärden; i lokaler med högre tätheter så utgör de absoluta skillnaderna som beror av slumpmässiga variationer helt enkelt en relativt mindre andel av det totala antalet musslor. Detta fenomen kan observeras i Tabell 2 om man tittar på den procentuella genomsnittliga felskattningen för den övre (Q1) och undre (Q4) kvartilen i datamaterialet (Q1 = de fyra lokaler med högst

musslor; Q4 = de fyra lokaler med lägst antal musslor). För Q1 (medelantal: 252,3 musslor per lokal) är den genomsnittliga maximala skillnaden i upprepade mätvärden 34,8%, medan den för Q4 (medelantal: 5,4 musslor per lokal) är 202,1%. Även andra (Q2; medel: 126,0 musslor) och tredje (Q3; medel: 35,2 musslor) kvartilen har betydligt lägre felskattning i analyserade data jämfört med Q4. Detta spelar roll för enkel statusbeskrivning, där enbart en lokal undersöks. Givet att den enkla statusbeskrivningen genomförs på den lokal som uppfattats representera det starkaste delbeståndet i vattendraget handlar det sannolikt ofta om relativt höga tätheter som ska utvärderas. Notera här att felskattningsestimaten som presenteras är baserade på data från enbart ett vattendrag under en sommar. Det är inte osannolikt att man får andra värden i andra vattendrag. Dessutom kan felskattningen förväntas öka om olika personer utför inventeringen, eller om det är substantiella skillnader i livsmiljön (t.ex. vattenflöde) vid olika undersökningstillfällen. För en säkrare analys bör mer data från denna typ av upprepad inventering (över en kortare period, under vilken den detekterbara delen av musselpopulationen kan förväntas vara relativt oförändrad) insamlas och analyseras.

Antalet musslor i Brånsån modellerades som beroende på lokal, i en Bayesiansk modell implementerad i R-paketet MCMCglmm (Hadfield 2010). En Poisson-fördelning användes för att beskriva data, tillsammans med en parameter som tillät för mer variation än vad som förekommer i en ren Poisson-process. Skattningen av den överflödiga variationen ("residualvariationen") användes därefter för att testa skillnader mellan år i Kärmsjöbäckens delsektioner, som inventerades 2016 och 2020. För att dra slutsatser om antalet musslor hade ökat eller minskat i Kärmsjöbäcken, passades de två värdena för varje delsektion (antalet musslor 2016 och 2020) i en Bayesiansk modell. För att kunna dra slutsatser mellan två år fixerades residualvariationen i modellen till den $1/(\text{antalet musslor vid första mätningen} + 1)$, plus den 95%-iga kvantilen av residualvariationen skattad i Brånsån. Det första av dessa specifika värden beror på att felskattningen av en Poissonmodell är beroende på medelvärdet $[1/(\text{antal} + 1)]$. Anledningen att modellen fixerat residualvariationen till ett högre värde (95%-kvantilen), var att detta ger en mer konservativ skattning, vilket känns rimligt i och med att flera påverkande faktorer kan skilja sig mellan år. Modellen testade om skillnaderna mellan åren överskred vad som skulle vara förväntat givet det fixerade mätfelet. I de fall att åren skiljer sig, kan proportioner tas fram, både i relation till tidsserien på delsektionen och uttryckta som i relation till hela vattendragets bestånd (Tabell 3).

Om man fokuserar på de skillnader som har statistiskt stöd, visar resultaten att två av lokalerna i Kärmsjöbäcken har ökande antal av musslor. Dessa representerar en ökning av cirka 11 % av det totala antalet musslor i Kärmsjöbäcken, antaget att

undersökta lokaler representerar vattendragets totala populationsstorlek. I en utökad analys bör tätheterna viktas mot den area som lokalerna representerar. Två andra lokaler har potentiellt lokala utdöenden. Dessa har dock inget statistiskt stöd, då det initiala antalet musslor i dessa delsektioner var mycket lågt.

Tabell 2. A. Antal musslor räknade på 15 lokaler, vid upprepade tillfällen, i Brånsån 1994 (2 juni till 18 oktober). Kolumnerna längst till höger sammanfattar maximal skillnad i procent (Max%) samt variationskoefficienten i procent (CV%). CV anger hur mycket en enskild räkning förväntas avvika från det sanna värdet, under antagandet att det fanns samma antal musslor på varje enskild lokal vid alla undersökningstillfällena. B. Medelvärden för Max% och CV% redovisas i tabell B (notera att CV för Q4 är olämpligt att utvärdera på grund av låga medelvärden i data; dessa varken presenteras eller analyseras). Måttillfället i oktober (18/10) har uteslutits från analysen, då en större andel av musslorna antas vara nedgrävda vid denna tid på året jämfört med övriga undersökningstillfällen.

A

Lokal	Kvartil	2/6	23/6	21/7	15/8	20/9	18/10	Max%	CV%
1	Q3	12	12	11	12	12	(8)	9,1	3,8
2	Q4	5	6	1	4	3	(4)	500	-
3	Q4	10	9	7	8	5	(7)	100	-
4	Q1	162	190	142	157	162	(121)	33,8	10,7
5	Q3	35	38	38	42	41	(30)	20,0	7,2
6	Q4	5	7	3	4	5	(4)	133,3	-
7	Q2	113	119	96	99	92	(66)	29,3	11,2
8	Q2	152	161	156	142	154	(113)	13,4	4,6
9	Q1	216	295	258	281	299	(200)	38,4	12,6
10	Q1	322	358	415	393	418	(286)	29,8	10,7
11	Q3	35	52	76	58	54	(15)	117,1	26,7
12	Q4	4	4	7	5	5	(4)	75,0	-
13	Q2	125	88	111	98	110	(41)	42,0	13,2
14	Q1	187	197	195	195	204	(142)	9,1	3,1
15	Q2	117	151	146	126	164	(105)	40,2	13,5

B

Medelvärde	Max%	CV%
Total: Q1, Q2, Q3	34,8	10,7
Q1	27,8	9,3
Q2	31,2	10,6
Q3	48,7	12,5
Q4	202,1	-

Tabell 3. Musselpopulationernas utveckling vid de olika lokalerna i Kärmsjöbäcken. Kolumnen "Förändring" indikerar om det fanns en statistiskt säkerställd förändring, avsaknad av värde i denna kolumn ska tolkas som att inget signifikant samband upptäcktes, Plustecken "+" tolkas som en signifikant ökning ($p < 0,05$) och minustecken "-" som en signifikant minskning ($p < 0,05$); "(+)" och "(-)" (plus/minus inom parentes) tolkas som att förändringen var marginellt signifikant ($0,05 < p < 0,1$). Kolumnerna "#2016" och "#2020" visar antalet noterade musslor för de två åren. "% inom lokal" är den procentuella förändringen inom delsektion och "% hela pop." är procentskillnaden i relation till hela vattendragets bestånd som enbart ges vid signifikanta effekter, eller vid utdöenden.

Lokal	Förändring	#2016	#2020	% inom lokal	% hela pop.
Lokal 1		147,79	143,69		
Lokal 2		136,16	158,16		
Lokal 3		341,17	258,31		
Lokal 4		229,90	233,28		
Lokal 5		16,70	26,06		
Lokal 6		156,72	182,45		
Lokal 7		4,24	2,13		
Lokal 11	Ev. utdöende	1,00	0,000	-100,00	-0,025
Lokal 12		0,99	4,54		
Lokal 13	Ev. utdöende	2,00	0,00	-100,00	-0,05
Lokal 14		57,60	91,47		
Lokal 15		28,81	22,24		
Lokal 16		103,81	128,59		
Lokal 17		335,09	342,07		
Lokal 18	+	226,68	405,24	78,77	9,77
Lokal 19	+	39,57	79,33	100,46	2,17

Slutsats: Data från de upprepade inventeringarna i Brånsån 1994 indikerar att det finns en relativt god överensstämmelse på lokalnivå, från en inventering till en annan (Tabell 1). Undantaget de lokaler där tätheterna av musslor är mycket låga (där enstaka musslor har stor inverkan på skattningen av mätfel) ligger maximala absoluta skillnaden (Max %) i antal musslor mellan undersökningstillfällen på i genomsnitt 34,5% och variationskoefficienten (CV%; hur mycket en enskild räkning förväntas avvika från det sanna värdet) ligger på 10,7%. Både Max% och CV% minskar med ökande antal musslor på en lokal, vilket är en helt naturlig effekt, som noteras ovan. De skattningar som här erhållits används senare som grova riktlinjer för att sätta en tumregel för när en förändring på en enskild lokal kan flaggas. Vi vill dock poängtera att skattningarna av mätfel är baserade på ett mycket begränsat datamaterial och skulle kunna stärkas med hjälp av fler liknande undersökningar som upprepas flertalet gånger under ett år.

I den mer detaljerade (och förhållandevis avancerade) analysen av skillnader inom delsektioner mellan år (Tabell 3) utgår vi också från de tidigare insamlade data ifrån

Brånsån, i form av skattade mätfel inom lokaler. Vi gör därefter ett antagande att mätfelet är konstant mellan lokaler, fältpersonal och år. I vanliga fall skattar modeller ett stickprovsvfel och testar om skillnader ligger inom eller utanför felmarginalen som ges av stickprovsvfelet. När delsektioner inte är replikerade inom år kan man inte utföra dessa standardmetoder eftersom stickprovsvfelet inte kan skattas. Om man antar att mätfelet är samma som det som tidigare skattats i Brånsån kan man låsa en modell till att använda detta redan kända mätfel. Då kan man också jämföra skillnader mellan icke-replikerade lokaler mellan år, vilket kan vara värdefullt för en resurseffektiv förvaltning. Det är viktigt att vara väl medveten om att skillnader i fältpersonalens utbildning, eller andra skillnader mellan år som avviker ifrån det man vill undersöka (antal upptäckta musslor), kan ge upphov till avvikande/felaktiga resultat. I fall att metoden används rekommenderar vi att noggranna anteckningar förs angående fältförhållande, samt att samma fältpersonal ska utföra momenten i den mån det är möjligt.

3. Diskussion

Den fullständiga statusbeskrivningen som utförs i nuläget lider av en låg statistisk styrka, vilket indikeras av de två simuleringsstudier som genomförts här, baserade på olika antaganden om provtagningsdesign och förhållande mellan data över tid. Detta är dock inget som enkelt avhjälps genom att öka antalet undersökta lokaler (även om principen ”ju fler desto bättre” alltid gäller, givet att urvalet av lokaler sker enligt en god provtagningspraxis). Istället beror den relativt svaga statistiska styrkan på hur musslorna fördelar sig naturligt inom vattendrag, vilken karaktäriseras av en övergripande skev datafördelning med låga genomsnittstätheter relativt de maximala observerade tätheterna (s.k. positivt skev fördelning).

De fullständiga statusbeskrivningarna bedöms ändå ge god information om musslornas populationer, speciellt när tidsserier byggs på med fler än två år. Fler år av data i en tidsserie tenderar att jämna ut den naturliga- och slumpmässiga variationen i data, vilket gör det lättare att skilja denna variation från en faktisk trend (givet att trenden är konsekvent i en riktning). När populationer ökar i storlek finns en förväntad tillkomst av mindre individer. Storleksanalyser kan därför vara ett värdefullt tillägg till tidsserier av fullständiga statusbeskrivningar. Vill man kunna inkorporera storleksförändringar på lokalnivå (inte bara för hela vattendraget) så krävs dock en mycket högre provtagningsansträngning än vad som anges i nuvarande provtagningsinstruktion, och är förmodligen inte rimligt sett till provtagningsansträngning. En mer holistisk analysmetodik som kombinerar skattningar av antal på lokalnivå och storleksfördelning på vattendragsnivå är något som inte har hunnits med inom detta projekt, men bör kunna utvecklas framöver.

När fullständig statusbeskrivning genomförs, rekommenderas dessa att fortsätta genomföras enligt nuvarande metodik för att säkerställa att insamlad data förblir jämförbar över tid. Det är inte rekommenderat att minska stickprovsstorleken i form av antal undersökta lokaler. Vid analys bör man dock beakta den relativt svaga statistiska styrkan.

Vad gäller statistisk utvärdering av data från enkel statusbeskrivning kan en sådan vara möjlig att utföra genom att anta ett konstant mätfel mellan studier. Genom test

av en modell som utvecklats här antas en sådan analys var möjlig att implementera, men detta kommer sannolikt att kräva stöd i analys (exempelvis genom utveckling av analyspaket med användarinstruktioner) eftersom modellen inte är trivial att applicera.

En mycket grov tumregel är att om skillnaden i antal mellan år överstiger 20% till 30% så är det ganska sannolikt att antalet musslor på en lokal har förändrats. Det ska dock noteras att den maximala procentuella skillnaden mellan två undersökningar observeras vara större än detta värde. Tumregeln baseras på den på lokaler med relativt höga antal musslor, och fungerar inte för lägre antal (medel < 30 individer). En 20%-ig förändring mellan år motsvarar ungefär 70% av den maximala skillnaden i procent för upprepande besök samma år på en lokal med fler än 100 räknade musslor (motsvarande de två övre kvartilerna Q1 och Q2 i Tabell 2) och det motsvarar även nära $2 \times CV$ för Q1 och Q2 ($2 \times CV$ för Q3 ligger närmre 25%). Man kan räkna ut minsta detekterbara förändring (MDF) genom en formel:

$$MDF_{\%} = z \times CV \times \sqrt{\frac{2}{n}}$$

där z är z -värdet för konfidensnivån, CV är variationskoefficienten och n är antal mätningar. Med $n = 1$ och en konfidensnivå på 90% ($z = 1,645$) ligger MCF kring 22% för Q1, 25% för Q2 och 29% för Q3 (se Tabell 2 för referens till Q1-3); MCF för Q4 beräknas inte eftersom CV inte beskriver dessa data bestående av låga värden på ett adekvat sätt.

Det är viktigt att tänka på att tumregeln inte utgör något statistiskt test, utan det krävs en mer ingående analys för att fastställa resultatet, t.ex. i linje med den analys vars resultat presenteras i Tabell 3. Denna tumregel gäller framför allt för lokaler med förekomst av över 100 musslor, eftersom lokaler med färre antal musslor kan ha betydligt högre slumpmässiga förändringar. När lokalen innehåller färre musslor ökar risken att större procentuella förändringar kan vara slumpmässiga. Det är också viktigt att ta stor hänsyn till att studierna blir jämförbara mellan år. Det är också önskvärt att det samlas in ett bättre dataunderlag för skattning av mätfel, d.v.s. upprepade studier av samma lokal inom ett år, likt det data som presenteras i Tabell 2. Detta för att kunna göra en bättre bedömning av vilken tumregel som ska indikera förändring.

Vad gäller storleksmätningar så rekommenderas att säkerställa att antalet mätta individer totalt (om möjligt) mäts 200 till 300 individer per vattendrag. Detta krävs för analyser av storleksfördelning med fokus på de mindre musselindivider. Om fokus ligger på storleksförändring på lokalnivå inom ett övervakningsprogram baserat på fullständig statusbeskrivning så är det rekommenderade antalet på 15

individer för lågt för en säker utvärdering. Eftersom mätning av hundratals musslor på varje enskild lokal sannolikt kan anses vara en alltför stor ansträngning är det rimligare att fokusera på en kvalitativ utvärdering (förekomst/icke-förekomst) baserat på riktat eftersök av små musslor. För enkel statusbeskrivning är det rekommenderade antalet musslor som ska mätas (100 stycken) för lågt för en säker analys; rekommendationen bör höjas till det dubbla (när så är möjligt).

För att potentiellt effektivisera den nationella övervakningen ges nedan ett förslag på en adaptiv övervakningsstrategi, vilken kombinerar fullständig statusbeskrivning med enkel statusbeskrivning. Strategin leder till potentiellt minskad informationsinsamling över längre tidperioder för varje enskilt vattendrag, men möjliggör en övergång till en större andel övervakning utförd med enkel statusbeskrivning. Under antagandet att det går göra fler enkla statusbeskrivningar per resursenhet, jämfört med fullständig statusbeskrivning, kan potentiellt fler vattendrag övervakas på en grövre informationsnivå. Strategin som föreslås riktar sig mot en avvägning mellan detaljerad datainsamling och generell överblick, med en mekanism som leder till mer detaljerad undersökning när behov av detta indikeras. Denna avvägning behöver utvärderas med hänsyn till det databehov som finns för att förvalta musselbestånd, samt hur mycket resurser som finns tillgängliga i form av pengar, tid, personal, m.m. Detta kan variera på olika platser i landet. Sannolikt finns det starka argument för att behålla en regelbunden detaljerad övervakning i form av löpande fullständig statusbeskrivning i vattendrag där hela musselbeståndet kan anses extra viktigt att hålla koll på. Ett exempel på detta är vattendrag där musselbeståndet kan förväntas förändra sig på grund av tillkommande påverkansfaktorer eller restaurerande åtgärder riktade mot att förbättra förutsättningarna för musselbeståndet. Den föreslagna provtagningsstrategin utgår till stor del från att musselbeståndet förväntas vara stabilt, eftersom återinventering med fullständig statusbeskrivning initieras när en förändring indikeras från den enkla statusbeskrivningen. Detta medför en risk för utökat övervakningsbehov (med krav på större övervakningsresurser) om större populationsförändringar är frekvent förekommande. I fall där många vattendrags musselbestånd indikeras förändra sig vid samma tidpunkt kan prioritering krävas och det är troligen rimligt att i sådana fall prioritera uppföljning av minskande populationer framför ökande populationer.

Vid övergång från fullständig till enkel statusbeskrivning (d.v.s. mellan Steg 1 och Steg 2 nedan) bör man ta i beaktning vilken lokal som ska följas med den senare metoden. Undersökningstypen anger dels i) att lokalen med det starkaste delbeståndet ska väljas (sidan 3; Havs- och vattenmyndigheten 2016), och dels ii) att den lokal som är bäst ur rekryteringsperspektiv, eller den med minsta funna mussla, ska väljas (sidan 5; Havs- och vattenmyndigheten 2016). Här får man anta att dessa skrivningar säger samma sak och att styrkan i ett delbestånd definieras av

rekryteringsindikatorer och inte absolut antal musslor oavsett storlek. Antalet musslor bör dock också tas hänsyn till vid lokalval för enkel statusbeskrivning eftersom de proportionella mätfelen blir mindre när fler musslor kan räknas och mätas. Det kan även finnas en poäng i att även utvärdera vilken lokal som är känsligast mot påverkan vid val av lokal inom ramen för den föreslagna adaptiva undersökningsstrategin. För val av enskild/enskilda lokaler som ämnas nyttjas inom en adaptiv strategi föreslås därför att en sammanvägd bedömning görs baserad på rekrytering (bör förekomma), antal (så höga antal som möjligt) och bedömd känslighet mot påverkan.

3.1 Generellt förslag på adaptiv övervakningsstrategi

Steg 1: Fullständig statusbeskrivning som ”baslinje”

Vid etablering av övervakning i ett vattendrag bör en fullständig statusbeskrivning utföras för att få en god bild över populationens tillstånd. Denna statusbeskrivning ger detaljer om fördelning av musslor inom vattendraget, maxtätheter, genomsnittstäthet, storleksfördelning, m.m., vilket är data som är viktig för att förstå en given populations karaktär i ett vattendrag. Denna initiala datainsamling utgör sedan en baslinje som kan jämföras emot vid behov.

Steg 2: Program med regelbunden enkel statusbeskrivning med påföljande analys

Efter den initiala fullständiga statusbeskrivningen går övervakningsprogrammet in i en fas av löpande enkel statusbeskrivning på den mest lämpliga lokalen (eller på två eller fler lokaler om sådant behov anses finnas). Denna fortlöper till dess att indikationer om förändring i populationsstorlek har observerats. Indikation på förändring kan vara t.ex. att en 20% förändring från baslinjevärdet har noterats, eller att en något mindre förändring från baslinjevärdet (t.ex. 15%) observeras under två på varandra efterföljande undersökningar. När detta inträffar är det motiverat att göra en fullständig statusbeskrivning, dels för att undersöka hur generella förändringarna verkar vara (här krävs en viss försiktighet i tolkning, givet den relativt svaga statistiska styrka som indikerats; här kan en utveckling av mer holistiska analysmetoder potentiellt bidra till en högre säkerhet i slutsatser) och dels för att sätta en ny baslinje att jämföra mot framöver.

Indikation på förändrad populationsstorlek är inte nödvändigtvis den enda anledningen till att utföra en ny fullständig statusbedömning. Även annan inkommande information bör kunna leda till inplanering av denna undersökning, t.ex. att en ny kontinuerlig påverkansfaktor uppkommit, eller att en störning av

något slag som kan tänkas påverka musselpopulationen har, eller misstänks ha, inträffat.

Steg 3a: Indikation på minskande population eller försämrade populationsstruktur från enkel statusbeskrivning:

Utför fullständig statusbeskrivning för att följa upp huruvida förändringen är generell för vattendraget eller bara lokal för provplatsen som används inom enkel statusbeskrivning.

Steg 3b: Indikation på ökande population eller förbättrad populationsstruktur från enkel statusbeskrivning:

Planera in en fullständig statusbeskrivning för att uppdatera ”baslinjen”

3.2 Noteringar om statistiska aspekter i Undersökningstyp: Stormusslor

I undersökningstypen för stormusslor (Havs- och vattenmyndigheten 2016) finns ett stycke på sida 3 som diskuterar den statistiska utvärderingen av data. Denna del bör kommenteras, varför detta stycke har lagts till rapporten.

Texten i undersökningstypen anger:

“Om man avser att använda parametriska test för behandling av data måste antalet lokaler utökas (d.v.s. vara fler än 15)”

Detta är inte en korrekt bedömning av när parametriska tester är lämpliga (med parametriska tester menas modeller som utgår från antaganden om den naturliga fördelningen av data; den antagna fördelningens parametrar, t.ex. medelvärde, standardavvikelse, spridning skattas från ingående data). Det är inte antalet observationer i sig som avgör om man kan använda parametriska modeller för dataanalys, utan hur väl data uppfyller modellens antaganden. Moderna statistiska metoder (t.ex. generaliserade linjära modeller) tillåter användning av icke-normalt fördelade data, olika varianser mellan grupper etc., även med relativt få observationer – så länge modellerna är korrekt specificerade. Fler observationer påverkar inte den underliggande datafördelningen som beskriver data. Fler observationer ökar dock den statistiska styrkan generellt.

Texten rekommenderar generellt så kallade icke-parametriska tester, t.ex. Wilcoxon's parade t-test, Mann-Whitney U-test, teckentest, eller Kruskal-Wallis ANOVA. I vissa fall kan dessa metoder vara motiverade (när datapunkternas

inbördes rangordning är den relevanta basen för tolkning). Det måste dock noteras att testerna baseras på en rangtransformering av data, vilket i princip kastar bort en stor mängd av informationen som data innehåller. Det enda som spelar roll i rangtransformerade data är de olika värdenas rank i förhållande till varandra (exempel: tre mätdata 1000, 500, 3 transformeras till 1, 2, 3 efter rangordning); magnituden i skillnaden mellan olika värden försvinner. Transformationen innebär generellt en försämrad statistisk styrka, och resultaten är svårtolkade eftersom de måste tolkas enligt den applicerade rangskalan som man transformerat data till (man undersöker om det finns systematiskt högre eller lägre rangvärden i minst en grupp av data jämfört med övriga ingående grupper); man kan inte direkt tolka hur mycket de skiljer sig på den naturliga skalan i vilken mätvärdena ursprungligen mätts. Icke-parametriska tester är även svåra att applicera om man har spatialt autokorrelerade data över fler än två år.

En omformulering av denna text är rekommenderad. Moderna statistiska metoder är ofta mer avancerade och kräver mer av analytikern, t.ex. vad gäller den statistiska programvara som nyttjas för analys. För att underlätta att utföra andra typer av analyser än vad undersökningstypen idag rekommenderar kan lättanvända analyspaket med instruktioner tas fram i framtida projekt. Även om detta är tids- och resurskrävande så kan den totala vinsten i effektivisering och kvalitet väga tyngre.

3.3 Generell diskussion om övervakningsmetodiken

Trots att analyser indikerar en relativt svag statistisk styrka bedöms övervakningsmetodiken vara tillräckligt väl designad för att i stora drag bibehållas i nuvarande form.

Den fullständiga statusbeskrivningen bidrar med mycket information om musselbestånden i de undersökta vattendragen, om än svåranalyserad sådan. Fördelningen av lokaler i vattendrag, baserad på stratifierad slumpning vid första undersökningstillfälle med återbesök vid efterkommande undersökningar, bedöms vara rimlig. Ur ett perspektiv där många års data redan samlats in finns inga starka argument för att ändra något och minska jämförbarheten mellan historiskt och framtida insamlade data. Antalet lokaler som undersöks (15 enligt undersökningstypen, vilket senare har ökats till 18) anses också rimligt med de förutsättningar som finns för analys. Minskning av antalet lokaler rekommenderas inte, eftersom den statistiska styrkan sjunker ytterligare i ett sådant scenario. En ökning av antalet undersökningslokaler stärker möjligheten att detektera förändringar (ett statistiskt faktum), men eftersom i) en ökning med mer än ett fåtal

extra lokaler anses vara praktiskt orimlig och en sådan liten ökning förefaller bara ge en marginell effekt på den statistiska styrkan.

Den enkla statusbeskrivningen kan nyttjas för att samla in mindre detaljerad information från fler vattendrag. I kombination med goda estimat av magnituden i felskattningar av musseltätheter bedöms denna metodik vara ett bra komplement till den fullständiga statusbedömningen. Enligt förslaget till en adaptiv undersökningsstrategi skulle enkel statusbeskrivning kunna nyttjas för att följa bestånd efter det att en initial fullständig statusbeskrivning har etablerat en "baslinje" för vattendraget.

För att kvantitativa analyser av storleksfördelning är det viktigt att antalet längdmätta musslor är tillräckligt stort. En nivå på 200–300 individer per vattendrag rekommenderas för att få en god bild av förändringar i de mindre storleksklasserna. Med dagens rekommendation om 15 individer på vardera av 18 undersökningslokaler når man rekommendationen. Vill man bedöma förändringar på enskilda lokaler, t.ex. vid enkel statusbeskrivning, bör antalet musslor om möjligt nå 200–300 individer, vilket kan jämföras med dagens rekommendation på 100 individer.

3.4 Undersökningar i övriga typer av vatten

När det gäller övrig provtagning i breda vadbara vattendrag, icke-vadbara vattendrag, och sjöar kan vi bara ge generella rekommendationer i mycket grova drag, med utgångspunkt i de analyser och bedömningar som gjorts för undersökningar i mindre vadbara vattendrag ovan. I princip borde liknande provtagningsstrategier som föreslås ovan kunna nyttjas, d.v.s. initialt detaljerade med efterföljande enklare uppföljning av förändringar. Med utgångspunkt från upprepade provtagningar kan den procentuella felskattningsnivån uppskattas, vilken sedan kan användas för att assistera bedömningar från räkningsstudier som utförs vid upprepade tillfällen på samma lokal. Sannolikt är det betydligt svårare att hitta exakt samma provplats i dessa typer av vatten, vilket innebär att felskattningarna riskerar att bli stora. Givet att det procentuella skattningsfelet kan förväntas minska med högre räknevärden så borde man sikta på att räkna en så stor mängd musslor som möjligt med de metoder som finns tillgängliga för dessa vattentyper. Dessutom kan en potentiellt lägre precision i lokalernas exakta positionering från en undersökning till en annan bidra till att variationen i antal räknade musslor ökar. Med andra ord behöver lokalerna sannolikt vara stora, dels för att få in ett adekvat antal musslor i räkningen och dels för att utjämna den spatiala variationen i täthet som kan öka det slumpmässiga felet i räkningarna.

Referenser

- Bates D, Maechler M, Bolker B, Walker S, Christensen RHB (2025). lme4: Linear Mixed-Effects Models using 'Eigen' and S4. CRAN.
<https://doi.org/10.32614/CRAN.package.lme4>
- Hadfield J (2010). MCMC methods for multi-response generalized linear mixed models: the MCMCglmm R package. *Journal of Statistical Software* 33:1-22. <https://doi.org/10.18637/jss.v033.i02>
- Havs- och vattenmyndigheten (Bergengren J, von Proschwitz T, Lundberg S, Söderberg H, Norrgrann O) (2016). *Undersökningstyp: Stormusslor (Version 1:3: 2016-11-01)*.Handledning för miljöövervakning; Undersökningstyp. Göteborg: Havs- och vattenmyndigheten.
<https://www.havochvatten.se/vagledning-foreskrifter-och-lagar/vagledningar/ovriga-vagledningar/overvakningsmanualer-for-miljoovervakning/overvakningsmanualer/stormusslor.html>
- Ripley B, Venables B (2024). MASS: Support Functions and Datasets for Venables and Ripley's MASS. CRAN.
<https://doi.org/10.32614/CRAN.package.MASS>
- SLU Artdatabanken (2020). *Rödlistade arter i Sverige 2020*. Uppsala: SLU.
<https://www.slu.se/globalassets/ew/subw/artd/6-publikationer/31.-rodlista-2020/rodlista-2020.pdf>