

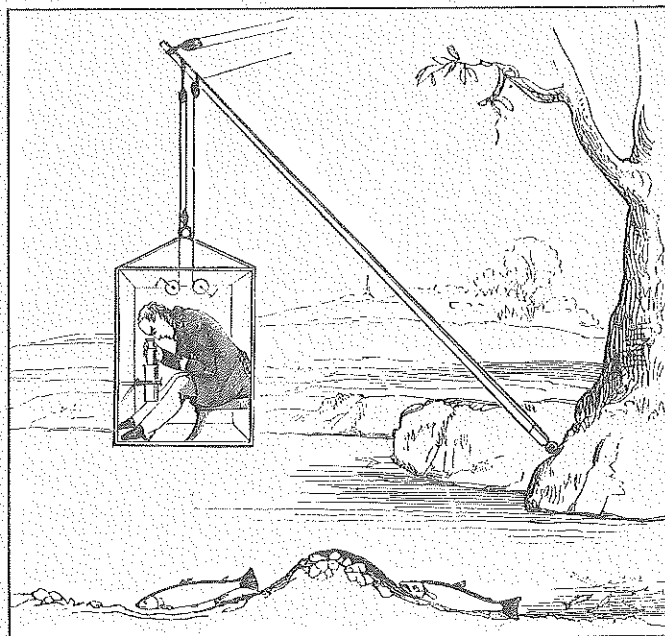
FISKENÄMNDEN
I VÄSTMANLANDS LÄN
1984 -11- 2 1

Dnr

Information från

SÖTVATTENS- LABORATORIET

Drottningholm



TORGNÝ BOHLIN

Kvantitativt elfiske efter lax
och öring - synpunkter och
rekommendationer

KVANTITATIVT ELFISKE EFTER LAX OCH ÖRING - SYNPUNKTER OCH REKOMMENDATIONER

Torgny Bohlin

VAD DENNA RAPPORT HANDLAR OM	1
HUR MYCKET FISK FINNS DET INOM EN VISS DEL AV VATTENDRAGET?	1
<u>Om filosofin bakom utfångstmetoden</u>	1
<u>Skattningsmetoder</u>	3
<u>Felkällor</u>	4
VAD KAN MAN SÄGA OM BESTÅNDET I VATTENDRAGET?	9
<u>Precisionskrav</u>	10
<u>Att jämföra olika vattendrag</u>	11
<u>En möjlig förbättring</u>	15
<u>Att bestämma hur mycket ett bestånd ökat eller minskat</u>	16
<u>Specialproblemet med stora vattendrag</u>	19
<u>Något som ser ut som en inkonsekvens</u>	20
ELFISKE OCH KOSTNADER	22
NÅGRA SYNPUNKTER PÅ ELFISKE OCH STATISTIK	22
SAMMANFATTNING AV REKOMMENDATIONER	24
ERKÄNNANDEN	24
LITTERATUR	25
ENGLISH SUMMARY: QUANTITATIVE ELECTROFISHING FOR SALMON AND TROUT - VIEWS AND RECOMMENDATIONS	26
<u>Appendix 1</u>	27
<u>Appendix 2</u>	29
<u>Appendix 3</u>	30
<u>Appendix 4</u>	31
<u>Appendix 5</u>	32
<u>Appendix 6</u>	33

VAD DENNA RAPPORT HANDLAR OM

Elfiske är en effektiv och elegant metod att fånga fisk, speciellt lax och öring i mindre vattendrag. Elfisket kan användas kvalitativt, t ex för studier av tillväxt, fekunditet etc., eller kvantitativt för att skatta beståndstäthet, överlevnad etc.

Denna rapport vänder sig i första hand till folk inom fiske- och miljövård som i sin verksamhet kommer i kontakt med projektering av elfiskeundersökningar och bedömning av elfiskeresultat, men som inte är vana vid att använda statistiska redskap. Två huvudfrågor tas upp. Den första är frågan om lämpliga skattningsmetoder - i praktiken hur man bör förfara för att beräkna antalet fiskar inom en viss, mindre del av ett vattendrag. Den andra - och kanske viktigaste - frågan är hur man bör fördela provfiskesträckorna för att kunna dra slutsatser om beståndet i vattendraget (eller större delar av det); det är detta man i praktiken oftast eftersträvar.

De erfarenheter rapporten grundas på är dels teoretiska studier av skattningsmetoder och dels resultat från i huvudsak västsvenska öringvatten. Rapporten är delvis en syntes av tidigare publicerat material (Bohlin och Sundström 1977, Bohlin 1981, Bohlin 1982, Bohlin et al. 1982).

HUR MYCKET FISK FINNS DET INOM EN VISS DEL AV VATTENDRAGET?

Om filosofin bakom utfångstmetoden

Den mest praktiska (och mest använda) metoden att beräkna beståndet inom en provfiskeyta är den s k utfångstmetoden ("the removal method"). Den bygger på att man fångar fisk så effektivt, att fångsterna vid en serie identiskt utförda fisken sjunker. Ju större fångsteffektivitet p , desto snabbare faller fångsterna. Om $p = 0.50$ fångar man 50% av kvarvarande fisk vid varje ut-

fångstomgång. Om det inom en provfiskeyta finns N fiskar, som löper risken p att fångas under en utfångst (eller sannolikheten $q = 1 - p$ att undgå fångst), skulle man teoretiskt förvänta sig fångstutfallet Np , Npq , Npq^2 , Npq^3 ... o s v vid en serie utfångster. Om man startar med 100 fiskar och fiskar med effektiviteten $p = 0.60$, skulle alltså det förväntade fångstutfallet bli:

Utfångst nr	1	2	3	4	...
Fångst	60	24	9.6	3.84	...

I praktiken utfaller fisket naturligtvis inte exakt på detta sätt (man kan ju aldrig få 3.84 fiskar). Serien har innebörden av den i genomsnitt förväntade fångsten under dessa betingelser. Om man gör flera identiska försök kan man få följande resultat:

Utfångst nr	1	2	3
Försök nr 1	54	29	8
2	66	18	12
3	57	26	14
4	59	22	10
5	59	27	9
Medelvärde	59.00	24.40	10.60
Förväntat	60.00	24.00	9.60

I ovanstående exempel har en dator programmerats för att simulera fångstutfallet, och man ser att medelvärdet redan efter 5 försök närmar sig det teoretiskt förväntade. Resultatet illustrerar det viktiga förhållandet, att även om beståndet och fångsteffektiviteten är konstanta, så varierar fångstutfallet av rena slumpskäl. Detta har den för oss tråkiga effekten att om vi med utgångspunkt från fångsterna ovan beräknar hur mycket fisk det finns inom ytan, så kommer denna skattning att variera från gång till gång:

	Skattning	Verkligt bestånd
Försök nr 1	98.8	100
2	101.5	100
3	109.6	100
4	97.2	100
5	102.1	100

Innan vi går in på hur man bär sig åt för att beräkna denna skattning, kan man konstatera, att slumpvariationerna blir mer och mer uttalade ju mindre fångstbarheten är och ju färre utfångster som görs. Mer om detta nedan.

Skattningsmetoder

Hur beräknar man då populationen inom ytan med utgångspunkt från fångstutfallet? Eftersom en skattning med okänd säkerhet är värdelös från praktisk synpunkt, bör man välja en metod som förutom "punktskattningen" också ger en möjlighet att bedöma storleksordningen av ovan illustrerade slumpvariation. Anledningen är naturligtvis att skattningar med ett stort slumpfel bör tillmätas mindre betydelse än mer exakta skattningar. Slumpvariationen beräknas oftast som ett s k Standard Error (SE). Ju större SE, desto mindre värde kan skattningen tillskrivas. Skattningen ± 2 SE bildar ett s k 95% konfidensintervall. Betydelsen av detta är att man inom intervallet bör ha inringat det sanna (men okända) värdet i 95 fall av 100.

En av de mest använda metoderna att från utfångstdata skatta beståndsstorleken samt skattningens SE är den s.k. maximum likelihood-metod som utarbetades av Moran (1951). Lösningen av denna är dock så krånglig, att Zippin (1956, 1958) såg sig föranledad att utveckla en grafisk lösning som gäller 3, 4, 5 och 7 utfångster. Lösningen i fallet av 2 utfångster är däremot enkel. Seber och Le Cren (1967) studerade bl a 2-fångstmetoden vidare, och Junge och Libosvasky (1965) visade att det också finns en relativt enkel (explicit) lösning till fallet med 3 utfångster. Detta fall är av speciellt intresse eftersom man av skäl som framgår nedan har anledning att använda 3-fångstmetoden i de flesta situationer. I Appendix 1 ges ett par räkneexempel på hur man med ovanstående metoder beräknar beståndsstorlek och slumpfel i fallet med 2 och 3 utfångster. Numera är det dock enkelt att med hjälp av en programmerbar räknemaskin eller dator åstadkomma s k iterativa lösningar för k utfångsten, där $k \geq 2$, varför man inte längre är hänvisad till Zippins grafer.

Ett alternativ till ovanstående metoder är Hayne's (1949) grafiska metod, som är snabb och enkel (t ex för fältbruk). Hur den

används framgår av Appendix 2. Även för denna regressionsmetod finns det möjlighet att beräkna SE (Ricker 1958). Ovanstående maximum likelihood-skattningar är dock från såväl teoretisk som praktisk synpunkt att föredra.

Felkällor

Hur "bra" är då utfångstmetoden? En bra skattning bör ha litet slumpfel (SE). Ett litet SE innebär att skattningen är "stabil" såtillvida, att skattningarna varierar föga om man (hypotetiskt) skulle upprepa samma procedur att stort antal gånger. Detta är dock inte tillräckligt. För att skattningen skall vara "bra" bör den naturligtvis också, i genomsnitt, hamna nära det sanna värdet. Siktet bör alltså vara så justerat, att träffbilden har sitt centrum i tavlans mitt. Om inte, har man ett systematiskt fel, vilket ger generella över- och underskattningar. För att bedöma det systematiska felets storlek hjälper inga statistiska konster, och man är hänvisad till att kontrollera metoden genom ett "facit", t ex en känd population.

Vi börjar med det slumpmässiga felet. I Tabell 1 ges ett par exempel på storleksordningen av SE, 95% konfidensintervall samt variationskoefficienten C_v , som ger SE i % av skattningen.

Tabell 1. Exempel på storleksordningen av slumvariationen vid olika värden på fångstbarheten p och antalet utfångster k . Populationsstorleken = 200 i samtliga fall. SE = standard error, K.i. = 95% konfidensintervall, C_v = variationskoefficient (SE i % av skattningen).

Tabell 1.

		SE	K.i.	C_v (%)
$p = 0.40$	$k = 2$	42.4	115-285	21.2
	$k = 3$	18.7	163-237	9.4
	$k = 4$	10.5	179-221	5.2
$p = 0.80$	$k = 2$	4.33	191-209	2.2
	$k = 3$	1.45	197-203	0.7
	$k = 4$	0.59	199-201	0.3

Denna tabell illustrerar två viktiga förhållanden. Den ena är att om p är litet så blir slumpfelet stort (i de flesta elfiskesammanhang hamnar p mellan de angivna extremerna). Det andra är att man i allmänhet vinner mycket i precision på att fiska 3 gånger i jämförelse med 2, men att vinsten blir mindre om man fiskar 4 i stället för 3. Kombinationen av låg fångstbarhet och få utfångster ger skattningar av föga praktiskt värde genom det stora slumpfelet. En slutsats man kan dra är att 3 utfångster i allmänhet ger en god precision och en rimlig arbetsinsats.

Det finns ytterligare skäl till att hålla sig till 3 utfångster snarare än 2. Beräkningarna av SE och konfidensintervall gäller nämligen endast under vissa förutsättningar, framför allt att populationen inom provytan är "stor nog". Har man för få fiskar att jobba med ljuger konfidensintervallet och man kan luras tro att man har bättre precision än vad som verkligen är fallet. Vad "stor nog" innebär i elfiskesammanhang kan man undersöka genom datorsimulering (Bohlin 1982). Det visar sig att 2-fiskemetodens konfidensintervall är giltigt endast om populationen inom ytan är större än ca 200, och att 3-fiskemetoden är betydligt robustare och ger approximativa konfidensintervall ner till en population om ca 50. 3 utfiskningar rekommenderas alltså även av detta skäl!

Av ovanstående framgår att utfångstmetoden i många fall fungerar bra om man gör åtminstone 3 fångster, och om beståndet inom provfiskeytan är större än ca 50. Vad gör man då om man tvingas avbryta fisket efter 1 eller 2 omgångar, eller om beståndet inom ytan är så litet (t ex äldre fisk), att förutsättningarna inte längre gäller? Bägge komplikationerna inträffar inte alltför sällan men klaras upp om man har ett något så när pålitligt värde på fångstbarheten p inom en större population av samma art, storleksklass och (helst) biotop. Ett exempel förklarar hur detta kan gå till: I Norumsån, Bohuslän, finns ett havsöringbestånd som också innehåller ett glest bestånd av icke vandrande fisk, framför allt hannar. Provfisken med 3, någon gång 2, utfångster sker i vardera av 20 st 100-m sektioner av ån. I var och en av dessa är dock antalet av de stationära öringarna så lågt (ofta under 10), att en direkt användning av utfångstmetoden är av tveksamt värde. Vad man då kan göra är att skapa en större population genom att summera resp.

fångst per omgång över alla avfiskade sektioner och beräkna p för denna större population. Hösten 1982 gjorde vi i ån 3 utfångster i var och en av 17 sektioner, och summerar man resultatet blir de successiva fångsterna 41, 11 och 2 i dessa sektioner. 3-fångstmetoden enligt Appendix 1 ger då en skattad fångstbarhet $\hat{p} = 0.757^*$. Om man kan förutsätta att fångstbarheten inte varierar i alltför stor utsträckning mellan sektionerna, kan man använda ovanstående p -värde för att beräkna antalet stationära öringar inom olika sektioner av ån. Inom en viss sektion fick vi resp. 6, 4 och 0 öringar, varför totalfångster T inom denna sektion är 10. Antalet öringar inom sektionen kan då skattas som

$$\hat{N} = T / (1 - \hat{q}^k)$$

där k = antalet utfångster (= 3) och $\hat{q} = 1 - \hat{p}$ (= $1 - 0.757 = 0.243$). Inom ytan finns därför

$$\hat{N} = 10 / (1 - 0.243^3) = 10.1$$

På detta sätt kan man rutinmässigt beräkna betåndstätheten inom provfiskeytor där beståndet är glest, säg mindre än 50.

Man kan göra på samma sätt om man tvingas avbryta fisket efter 1 eller 2 omgångar. I Norumsån tvingades vi att avbryta fisket i en viss sektion efter 1 fiske, vilket gav 65 öringar av åldersklassen 1+. För att kunna skatta beståndet inom denna sektion måste man skaffa ett p -värde, vilket kan ske genom att på ovanstående sätt summera fångsterna. Vi erhöll då 1002, 213 resp. 68 öringar av denna åldersklass i de sektioner där 3 utfångster gjorts, vilket ger en skattad fångstbarhet $p = 0.761$. Antalet fiskar inom den "avbrutna" sektionen blir då

$$\hat{N} = T / (1 - \hat{q}^1) = T / \hat{p} = 65 / 0.761 = 85.4$$

Hade vi avbrutit fisket efter 2 omgångar och fått t ex 65 och 17 fiskar skulle motsvarande skattning bli

$$\hat{N} = (65 + 17) / (1 - 0.239^2) = 87.0$$

* Ett " ^ " över en storhet, t ex N eller q , betecknar skattningen av storheten.

Lägg märke till att vi i detta fallet skulle kunna ha använt 2-fiske-metoden enligt Appendix 1. Genom att använda data från en större population får man dock en bättre precision, varför vi rutinmässigt brukar använda denna metod även i de fall vi fiskat 2 gånger.

Hur god blir då precisionen hos dessa skattningar? I fallet med "glesa" bestånd är det ännu så länge inte möjligt att beräkna konfidensintervall, men man kan visa (Bohlin 1982) att precisionen sannolikt blir god om man använder ett p-värde från en tillräckligt stor population (större än 100), där man fiskat minst 3 gånger och där fångstbarheten är av den storleksordning den brukar vara i el-fiskesammanhang (ca 0.5 eller större). I det "avbrutna" fallet, där populationen var relativt stor, kan man sannolikt beräkna ett hyfsad konfidensintervall eller åtminstone en god skattning av SE (Bohlin 1981, ekvation 6, samt Seber och Le Cren 1967). Under samma förutsättningar som ovan kan precision bli någorlunda (efter 1 utfångst) eller god (efter 2 utfångster).

Principen för ovanstående teknik är att man utnyttjar den kunskap (de data) man har från ett större bestånd för att därigenom göra bättre utsagor om beståndet inom en speciell provfiskeyta. Förutsättningen för att man skall kunna göra detta är dock att fångstbarheten inte varierar mellan beståndet inom den speciella ytan och den större population man har data från. Variationer i fångstbarhet kan uppstå på grund av biotopskillnad etc. Hur påverkar detta metoden? Säg, att fångstbarheten inom den större populationen skattas till 0.70, men att fisken inom den speciella ytan är mer svår fångad, så att den verkliga (men för oss okända) fångstbarheten $p = 0.60$. Genom att använda en för hög p-skattning får vi en underskattning av beståndet inom den speciella ytan, i detta fall av storleksordningen 8% efter 2 utfångster och 3% efter 3 utfångster. Man kan generellt säga att en viss variation i fångstbarhet mellan sektioner inte har någon större betydelse om man fiskar 3 gånger och om fångstbarheten är av den vanliga storleksordningen, men att felet snabbt blir större ju färre gånger man fiskar och ju lägre fångstbarheter man har. Ytterligare ett skäl till att fiska minst 3 gånger! En uppfattning om huruvida variationen i fångstbarhet är signifikant kan erhållas genom chi-2-test (Bohlin 1981).

Vi återvänder nu till det systematiska felet eller "hur bra elfisket fungerar i genomsnitt". Vi har sett ovan, att utfångstmetoden ger hyfsat stabila skattningar efter 3 utfångster. Frågan är nu, om skattningarna, ehuru stabila, ligger i närheten av den verkliga populationsstorleken. Förutsättningen för filosofin bakom utfångstmetoden är att alla fiskar inom ytan har samma fångstbarhet och att denna inte ändras mellan utfångsterna. Man vet dock, att fångstbarheten kan variera med såväl fiskstorlek som biotop, och eftersom såväl fiskstorlek som biotop kan variera inom en provfiskeyta så har sannolikt de olika fiskindividerna en i viss mån varierande fångstbarhet. Om så är fallet kan man visa, att utfångstmetoden ger en generell underskattning av det verkliga beståndet. Effekten av fiskstorlek (större fisk fångas i regel effektivare än mindre) kan i viss mån reduceras genom att man delar in fångsten i storleksklasser och beräknar separata skattningar för varje klass. Andra orsaker till en varierande fångstbarhet är dock svårare att göra något åt. Den bästa metoden att bedöma utfångstmetodens systematiska fel är att använda den på populationer av känd storlek, t ex genom att sätta in ett känt antal fiskar inom en avspärrad sektion. En serie sådana försök (Bohlin och Sundström 1977) visade en generell underskattning av storleksordningen 15% för äldre fisk och 20% för årsungar av Öring under lättfiskade förhållanden. Märkningsförsök visade att underskattningen troligen berodde på en varierande fångstbarhet fiskindividerna emellan. I vad mån resultatet är giltigt under andra förhållanden är okänt, varför en av de viktigaste uppgifterna för framtida metodstudier torde vara att "kalibrera" elfisket genom att upprepa liknande försök under olika betingelser (elfiskedon, biotop, art, temperatur etc.). Observera dock, att dylika försök måste utföras med hjälp av kända populationer. Man ser ibland att p-värden används som ett mått på hur "bra" elfisket fungerar. Detta kan emellertid vara missvisande. Våra märkningsförsök visade klart, att den dominerande felkällan var att en viss del av bestånden hade en fångstbarhet som närmade sig 0 (sannolikt sådana individer vars ståndplatser gjorde dem mycket svårfångade). De p-värden vi erhöll genom fångstutfallet var dock i allmänhet höga. Slutsatsen man drar är att höga p-värden inte garanterar att elfisket ger bra skattningar, men att låga p-värden garanterar att skattningarna är dåliga.

VAD KAN MAN SÄGA OM BESTÅNDET I VATTENDRAGET?

Det framgick av föregående avsnitt att utfångstmetoden smidigt kan anpassas till de flesta situationer man möter då man elfiskar, åtminstone i små vattendrag, och att man i de flesta fall får en mycket god uppfattning om beståndet inom provfiskeytan. Detta gäller speciellt om man följer rekommendationen om 3 utfångster och användandet av approximativt känd fångstbarhet om antalet fiskar inom ytan är litet.

Tyvärr är det dock i de flesta fall så, att även om man till äventyrs skulle känna exaktaantalet fiskar inom ytan, så är detta exakta antal inom denna speciella yta ganska ointressant. I de flesta fall blir siffran intressant endast om man från detta resultat kan dra några slutsatser om beståndet i vattendraget. Det är ju detta man oftast vill veta något om. Om det finns 0.67 öringar per m² inom en provyta, vilka slutsatser kan jag dra om ån? Om beståndet inom ytan minskade med 50% mellan 1982 och 1983, kan man då dra några slutsatser om hur beståndet i ån ändrade sig under denna tid?

För att dra denna typ av slutsatser är det uppenbart att man måste inhämta information från ett antal provytor inom vattendraget eller den del av vattendraget man avser att uttala sig om. Självfallet blir utsagor om beståndet säkrare och säkrare ju fler ställen som provfiskas (förutsatt att provytorna är representativa för området). Man inser likaledes att utsagorna om beståndet blir osäkrare om beståndet varierar kraftigt mellan olika provytor.

Hur många provytor som skall provfiskas och hur dessa bör fördelas inom vattendraget är alltså av största betydelse. Svaret på detta sammanhänger med typen av frågeställning och den precision man kräver för att besvara sin frågeställning.

Precisionskrav

Innan vi går in på de olika typer av frågeställning som oftast är aktuella i elfiskesammanhang är det motiverat att diskutera precisionskravet och dess innebörd. Som nämndes ovan är SE eller C_v ett ofta användbart mått på precisionen. Antag att man har skattat en population till 780 fiskar med $SE = 99$. C_v blir då ca. 13% och konfidensintervallet 582 - 978. I praktiken innebär detta att man kan vara rätt säker på att beståndet är någonstans i storleksordningen mellan 500 och 1000 individer. Är denna precision, som alltså motsvarar $C_v = 13\%$, tillräcklig för mina speciella ändamål? Eller bör jag, för att svara på min speciella fråga, kunna säga att beståndet är mellan t ex 700 och 800?

För att få en uppfattning om vad olika precisionskrav innebär i praktiken kan man tänka sig att man i en undersökning vill jämföra t ex populationstäthet av laxungar i ett antal olika vattendrag. Sambandet mellan variationskoefficienten C_v och möjligheten att upptäcka skillnader mellan vattendragen ser under vissa förenklade antaganden ut på följande sätt:

Tabell 2. Klassificering av undersökningar med avseende på precision. C_v = variationskoefficient. Se text för vidare förklaring!

Tabell 2

	C_v (%)	<u>Typ av undersökning</u>	<u>Skillnader man kan upptäcka</u>
Klass 4	>20	Översikt, oftast ej användbar vid kvantitativ jämförelse	-
Klass 3	~ 20	Grov klassificering: bra - dåligt	Fördubbling/halvering
Klass 2	~10	Klassificering: bra - medium - dåligt	Ökning/minskning med en faktor av storleksordningen 1.5
Klass 1	~ 5	Noggrannare jämförelse	Ökning/minskning med en faktor av storleksordningen 1.2

En ständigt återkommande fråga är vilket precisionskrav som är rimligt att ställa för att en undersökning skall kunna ge ett relevant svar. Uttömmande svar går inte att ge, men följande synpunkter kan vara värda att beaktas.

Om undersökningen inskränker sig till att konstatera om ett utrotat bestånd återetablerats räcker det självfallet med precisionsklass 4 eller 3. Vill man göra en grov inventering av ett antal vattendrag för att t ex jämföra produktionskapacitet är klass 3 tillfyllest om ambitionsnivån inskränker sig till att t ex skilja ut mycket goda vatten från mycket dåliga, och klass 2 om graderingen vill göras finare. Klass 1 bör väljas i sådana sammanhang där man t ex vill följa ett bestånd för att korrelera variationer till andra parametrar och framför allt om man har anledning att multiplicera eller dividera osäkra skattningar med varann. Det senare kan vara aktuellt när det gäller att skatta överlevnad eller inom stock-recruitmentproblematik.

Det kan vara av intresse att jämföra de variationskoefficienter som gavs i Tabell 1 och som är exempel på utfångstmetodens precision med de i Tabell 2 angivna precisionsklasserna. Man finner då att man med 3 utfångster och en rimligt god fångstbarhet i allmänhet hamnar i klass 1. Detta innebär i praktiken att man med god säkerhet kan upptäcka även små skillnader olika provfiskeytor emellan eller skillnader inom en yta mellan olika tidpunkter. Frågan nu är emellertid vilka möjligheter man har att uttala sig om skillnader i beståndstäthet mellan olika vattendrag. Detta är nästa stora fråga.

Att jämföra olika vattendrag

Om man för enkelhetens skull antar att utfångstmetoden ger exakta skattningar, d v s att man exakt får reda på antalet fiskar inom varje avfiskad provyta, så beror möjligheten att med viss precision uttala sig om hela beståndet (eller den del av beståndet som är av intresse) på följande faktorer:

(1) Hur mycket beståndet varierar mellan olika provytor inom vattendraget. Ett mått på detta är standardavvikelsen s (eller SD). s^2 kallas varians. s anger hur stor skillnad det i genom-

snitt mellan beståndstätheten i de olika provfiskeytorna och medelvärdet för samtliga ytor.

(2) Hur många provfiskeytor som inkluderas i provfisket. Detta antal betecknas n . Ju färre provfiskeytor som fiskas desto sämre precision.

(3) Hur många tänkbara provfiskeytor det totalt finns inom målområdet, d v s det vattenområde man avser att dra slutsatser om, alltså inklusive de ytor som inte provfiskas. Detta antal betecknas N och är ett mått på hur stort målområdet är. Observera att målområdet endast omfattar de ytor som verkligen är möjliga att provfiska, vare sig man gör det eller inte. Områden som inte är elfiskebara kan man inte uttala sig om. Mer om detta nedan.

Som exempel kan nämnas att det i Jölandaån, Bohuslän, finns ett öringbestånd som bebor ån från en viss bro till ett vandringshinder, vilket utgör 9900 m av ån. Denna del av ån är uppdelad i 99 st 100-m sektioner. Av dessa är 92 st elfiskebara. Vårt målområde utgörs därför av dessa 92 sektioner, varav vi provfiskar 20 st. Alltså är $N = 92$ och $n = 20$.

Vi vill nu veta hur mycket öring det finns inom målområdet eller i genomsnitt per sektion eller ytenhet.

Inom de 20 sektioner som utvalts gjordes i var och en 3 utfiskningar. Utfångstmetoden gav följande skattningar av antalet $l+$ per sektion under hösten 1982:

51.7	25.9	45.5	85.8	80.7
76.5	43.4	39.3	29.0	33.1
64.1	83.8	77.6	139	109
83.8	53.8	40.3	47.6	71.4

Medelantalet per sektion är då $\bar{x} = 64.07$ öringar. Totalt inom de $N = 92$ sektionerna fanns alltså $92 \cdot 64.07 = 5894$ öringar av åldersklassen $l+$.

Nu finns det naturligtvis inte exakt 64.07 öringar i genomsnitt per sektion i hela målområdet eller exakt 5894 fiskar. Denna siffror är ju endast en skattning baserad på 20 av de 92 sektionerna.

Hur "bra" är då denna skattning? Eller, annorlunda uttryckt, i vilken precisionsklass i Tabell 2 hamnar man? För att ta reda på detta bör man beräkna variationskoefficienten C_v , och för att få denna måste vi skatta SE. Detta kan utföras på följande sätt.

Använd en fickräknare med förprogrammerad funktion för standardavvikelse. Tryck in ovanstående värden, och ut kommer medelvärdet $\bar{x} = 64.07$ och $s = 28.73$. Denna standardavvikelse kan användas för att beräkna SE genom följande relation:

$$SE = s \sqrt{\frac{N - n}{N \cdot n}}$$

Eftersom $s = 28.73$, $n = 20$ och $N = 92$ blir SE i detta fall

$$SE = 28.73 \sqrt{\frac{92 - 20}{92 \cdot 20}} = 5.68$$

Variationskoefficienten blir då

$$C_v = \frac{SE}{\bar{x}} = 5.68/64.07 = 8.9\%$$

Nu är kalkylerna klara, och går vi in i Tabell 2 för att se vad denna precision i praktiken innebär, finner vi att man hamnar i klass 2. Provfisket håller därför sannolikt för kvantitativ klassificering. Om man har fiskat på många sektioner och resultatet inte fördelats alltför osymmetriskt runt medelvärdet kan man beräkna ett approximativt 95% konfidensintervall som

$$\bar{x} \pm t \cdot SE$$

där t ("Student's t ") är en faktor som beror på antalet inkluderade provfiskesektioner (Appendix 3). I detta fall ($n = 20$) blir konfidensintervallet

$$64.07 \pm 2.093 \cdot 5.68 = 52 \text{ till } 76 \text{ per sektion}$$

I praktiken innebär detta alltså att den verkliga men okända tätheten med stor sannolikhet ligger inom det angivna intervallet.

Vi tvingas alltså konstatera att vi trots den avsevärda fältinsatsen inte uppnått någon verkligt god precision. Den huvudsakliga orsaken till detta är den stora variationen av fisk mellan de olika sektionerna, vilket ger en stor standardavvikelse.

Detta tycks - tyvärr - vara en generell egenskap hos laxfisk i rinnande vatten. Och detta medför med naturnödvändighet att man måste fiska på ett stort antal provytor om man vill göra något så när goda utsagor om bestånd.

Hur många är då "ett stort antal"? Man kan få en indikation på detta genom att utföra ovanstående beräkningar på fältdata från från olika vattendrag under olika år. Det visar då nämligen, att variationen mellan provfiskeytor i många fall är av likartad storleksordning (SD är ofta av storleksordningen 50-100% av medelvärdet, lägre för äldre fisk och högre för yngre). För 1+ tycks SD vara av storleksordningen 70% av medelvärdet. Om så är fallet kan man göra en grov och preliminär kalkyl på hur många sektioner man rimligen bör provfiska för att uppnå en viss precisionsklass. Resultatet av en sådan preliminär bedömning ges i Tabell 3.

Tabell 3. Hur många provytor som bör provfiskas för att man skall uppnå en viss precisionsklass. N är målområdets storlek uttryckt i totalantalet tänkbara provfiskeytor.

	<u>N:</u>	<u>10</u>	<u>25</u>	<u>50</u>	<u>75</u>	<u>100</u>	<u>∞</u>
Klass 1: $C_v = 5\%$		10	22	40	54	66	200
Klass 2: $C_v = 10\%$		8	17	25	30	33	50
Klass 3: $C_v = 20\%$		6	8	10	11	11	12

För att man skall kunna använda Tabell 3 måste man skaffa ett värde på N, d v s totalantalet tänkbara provfiskeytor inom målområdet, vilket sker genom en kartering eller en intelligent gissning.

Av Tabell 3 framgår med all önskvärd tydlighet att det i allmänhet krävs mycket stora fältinsatser för att uppnå klass 1 och även klass 2. Inskränker sig behovet till en grov uppfattning klarar man sig även i större vatten med ett tiotal stationer.

Vad vi alltså hittills kommit fram till är att man med elfisken kan få en god eller mycket god uppfattning om beståndstäthet inom speciella ytor inom ett vattendrag. Vad som är svårt att åstadkomma med rimligt god precision är generaliseringar som

gäller hela målområden. Detta kräver i de flesta fall en avsevärd fältinsats.

En metod att från egna data göra en pilotkalkyl på hur många provytor som lämpligen bör inkluderas ges i Appendix 4.

En möjlig förbättring

Ovanstående, något nedslående slutsatser om möjligheterna att dra slutsatser om bestånd kan i vissa fall bli något mindre nedslående. Det konstaterades ovan, att huvudorsaken till den i många fall dåliga precisionen är den stora variationen av beståndet mellan provytorna. Man kan i vissa fall reducera inverkan av denna variation genom vad som kallas stratifiering. I ovanstående fall, där man alltså inte stratifierat, drogs alla provytorna slumpmässigt från målområdet. Rent praktiskt går detta till så, att alla sektioner inom målområdet numreras, varefter man drar lott om vilka som skall få förmånen att ingå i undersökningen. Slumpmässigheten är en förutsättning för hela utvärderingsmetodiken och måste garanteras i alla undersökningar där man avser att dra slutsatser om ett målområde som är större än antalet provfiskade sektioner. Den kan dock gå till på olika sätt. Ett sätt är att utnyttja sina föregående kunskaper om samband mellan biotop, t ex strömhastighet, bottentyp, djup, och beståndstäthet för att därmed reducera effekten av variationerna. I praktiken indelar man målområdet i mer homogena underområden. Varje sådant kallas ett stratum. En i många fall användbar indelningsgrund är bottenstruktur, och man kan då dela in målområdet i t ex hårbottensområden, som då utgör stratum 1, och mjukbottensområden, stratum 2. Inom varje stratum kommer då förhoppningsvis beståndet att variera mindre mellan sektionerna. Man drar sedan slumpmässigt ett antal provfiskeytor från varje stratum och väger sedan ihop resultatet så att det gäller för hela målområdet. Den bästa strategin är oftast att ta fler provytor inom den "bättre" biotopen än inom den "sämre". I Appendix 5 ges gången för en stratifierad provtagning med Jörlandaån som exempel. Det framgår att precisionen i detta exempel ökade från $C_v = 14.5\%$ till 12.4% . Troligen kan man i de flesta fall förvänta sig en förbättring av precisionen vid en stratifiering. Effekten kan dock variera, och att döma av våra resultat kanske man inte skall förvänta sig alltför dramatiska vinster.

I vårt fall tycks det bero på att beståndet även inom "goda" biotoper kan variera kraftigt, sannolikt av orsaker som inte har med biotop att göra (konkurrensfenomen, föregående års lekaktivitet etc.).

Att bestämma hur mycket ett bestånd ökat eller minskat

Att bestämma hur mycket fisk det finns inom ett visst målområde kan vara intressant, t ex om man vill försöka bedöma smoltproduktion etc. I många andra fall, t ex inom miljöövervakning, kan det dock ofta vara mer intressant att med god precision kunna uttala sig om t ex år-till-år-variationen och göra uttalanden i stil med "beståndet har i år ökat med mellan 20 och 40%, varför lekutfallet varit tillfredsställande". Man kan under vissa förutsättningar få en god uppfattning om en dylik variation även om man i absoluta mått inte vet så noga hur mycket fisk det finns. Förutsättningen för detta är att ökningen eller minskningen är likartad över hela målområdet, så att inte vissa ytor visar stor ökning medan andra visar stor minskning. Ur statistisk synpunkt innebär detta att en positiv korrelation ökar möjligheterna att upptäcka en tidsmässig variation. Denna korrelation kan anges som en korrelationskoefficient r . Om $r=0$ finns inget samband mellan tätheten inom en viss yta år 1 och år 2. Om $r=1$ finns det ett perfekt samband, t ex att alla ytor ökat från år 1 till år 2 med 20%. I vårt fältmaterial har vi beräknat korrelationskoefficienter för 1+ från år 1 till år 2, och precis som man skulle vänta sig är korrelationen positiv med ett r av storleksordningen 0.65. Detta kan användas för en preliminär bedömning för den provfiskeinsats som skulle krävas för att spåra en minskning (eller ökning) av viss storleksordning. Förutsättningarna är desamma som i Tabell 3 samt en korrelationskoefficient $r = 0.65$. Resultatet, som ges i Tabell 4, gäller endast under dessa förutsättningar samt att skillnaden är approximativt normalfördelad.

Som framgår av Tabell 4 behövs inga större insatser om ambitionen inskränker sig till att upptäcka stora variationer. Om man däremot har behov av att spåra minskningar av storleksordningen 10-20 % ökar drastiskt den krävda arbetsinsatsen. Det förefaller

Tabell 4. Hur många provytor som minst bör fiskas för att man skall kunna upptäcka en viss minskning (ökning) av beståndet inom målområdet. N = målområdets storlek uttryckt i antalet tänkbara provfiskeytor. Förutsättningarna ges i texten.

Minskning (%)	10	20	30	40	50	60	70
(Ökning, %)	11	25	42	67	100	150	230
N = ∞	125	30	14	11	7	5	5
N = 100	56	23	12	10	7	5	5
N = 30	25	16	10	7	5	4	4

som en provfiskeinsats omfattande 10 - 15 sektioner inom ett målområde skulle kunna ge möjlighet till att på ett hyggligt sätt följa ett bestånd inom t ex ett miljöövervakningsprogram. Även med lägre provfiskeintensitet, 5 - 7 sektioner, kan man få en viss uppfattning om beståndet, motsvarande klass 3 i Tabell 2.

I vissa fall, t ex inom ett laxbestånd med ojämn reproduktion på grund av brist på lekfisk gäller knappast Tabell 4, eftersom korrelationen i detta fall sannolikt är lägre. Man bör i så fall fiska på ett större antal provytor än vad tabellen indikerar.

Hur en beräkning av ökning/minskning kan gå till framgår av följande exempel. I Jörlandaån provfiskades 20 sektioner 1981 samt åter igen 1982. Ökade eller minskade beståndet, och i så fall hur mycket? Provfiskeresultatet blev följande:

Yta nr	1981	1982	Skillnad	Yta nr	1981	1982	Skillnad
1	11.3	51.7	40.4	11	12.3	64.1	51.8
2	12.3	25.9	13.6	12	23.6	83.3	60.2
3	28.7	45.5	16.8	13	44.1	77.6	33.5
4	43.1	85.8	42.7	14	108	139	31.0
5	103	80.7	-22.3	15	88.2	109	20.8
6	62.6	76.5	13.9	16	52.3	83.8	31.5
7	65.7	43.4	-22.3	17	34.9	53.8	18.9
8	20.5	39.3	18.8	18	67.7	40.3	-27.3
9	23.6	29.0	5.4	19	75.9	47.6	-28.3
10	21.5	33.1	11.6	20	59.5	71.4	11.9

Medelvärdena blir för 1981 och 1982 resp. 47.94 och 64.07, vilket ger en skattad ökning av 16.13 fiskar per sektion från 1981 till 1982. Hur säker är denna skattning? Är den mellan 0 och 32 eller mellan 14 och 18? Eller är det överhuvud taget någon verklig ökning? Vi kan få en uppfattning om detta genom att på samma sätt som ovan beräkna standardavvikelsen s och standard error SE, fast denna gång för skillnaden per sektion. På detta sätt utnyttjar vi bäst materialet i sådant fall där vi har en positiv korrelation. (Skulle den vara negativ är det bättre att räkna på varje provtagningsomgång för sig.) Resultatet blir då

$$SE = s \sqrt{\frac{N - n}{N \cdot n}} = 25.44 \sqrt{\frac{92 - 20}{92 \cdot 20}} = 5.03$$

Ett 95 % konfidensintervall för förändringen blir då

$$16.13 \pm t \cdot SE = 16.13 \pm 2.09 \cdot 5.03 = 5.6 \text{ till } 26.6$$

Slutsatsen blir att beståndet har ökat med storleksordningen 10 - 25 % från 1981 till 1982.

Man kan konstatera, att om vi endast fiskat på 10-12 sektioner skulle vi sannolikt inte ha "upptäckt" ökningen. Nedre delen av konfidensintervallet skulle då sannolikt ha sträckt sig nedanför 0, t ex -2 till 34. Detta är vad man kallar en icke signifikant skillnad och innebär att risken är stor att skillnaden uppkommit av rena slumpskäl.

Ovanstående resonemang och kalkyler är, som nämnts, speciellt användbara inom övervakningsprogram. Uppläggningsprogrammet är dock självfallet beroende på frågeställning. I vissa fall har man ett målområde som är eller misstänks vara påverkat av ett ingrepp i miljön och ett annat som man betraktar som opåverkat. Vill man göra jämförelser dessa målområden emellan måste de betraktas som "olika vattendrag", varför ett relativt stort antal provfiskeytor oftast bör inkluderas (Tabell 3). Om man däremot följer en eller flera målområden under en viss tid och använder samma provfiskeytor vid alla tillfällen, gäller ovanstående resonemang, och en mindre insats är sannolikt behövlig för att relevanta slutsatser skall kunna dras.

Specialproblemet med stora vattendrag

Möjligheten att elfiska kvantitativt begränsas till områden som inte är alltför djupa och starkt strömmande. De elfiskebara områdena utgör därför ofta bara en liten del av den totala arealen i ett större vatten. Vidare är det ingen skarp och väl definierad gräns mellan vad som kan betraktas som elfiskebara och inte. Ett ständigt återkommande problem är vilken typ av utsagor man kan göra om laxfiskbestånd i större vatten på grundval av elfiskedata.

Vad som först och främst bör poängteras är att målområdet endast kan utgöras av ytor som är möjliga att elfiska. För att dra slutsatser om bestånd inom icke elfiskebara områden måste andra metoder till - och några bra sådana finns inte att tillgå. Man kan tänka sig fångst-återfångst-försök med båtburet aggregat inom vissa biotoper, men detta är knappast något att rekommendera för rutinbruk. Vi får alltså tills vidare acceptera att stora delar av större vatten inte är möjliga att på grundval av elfiskedata uttala sig om.

En annan svårighet med elfiske i stora vatten är att man kan ha svårt att relatera fångst till verklig population i och med att fisk under fiskets gång kan rymma ur ytan. I en liten å är detta oftast inte något problem, men om man som ofta i större vatten är hänvisad till fiske i strandzonen kan rymning tänkas ge underskattningar av den verkliga populationen. Eftersom man ofta också arbetar på gränsen av vad som är möjligt är det sannolikt att den icke fångstbara delen av beståndet inom ytan är större än i mindre vatten, vilket sannolikt ökar underskattningen ytterligare. Möjligheten finns att avstänga provytor med avspärrningsnät, men detta är i större vatten synnerligen arbetskrävande och kan inte rekommenderas för rutinbruk.

Ovanstående problem gör det svårt eller omöjligt att i större vatten uttala sig om totalbestånd eller medeltäthet. Vad som dock i många fall troligen går bra, är att använda elfiske för att studera bestandsvariationer år från år. Filosofin är då den samma som ovan: Man utväljer ett antal stationer som regelbundet avfiskas. Vid varje tidpunkt får man en skattning av hur mycket

fisk det finns inom målområdet, ehuru siffran sannolikt är i underkant p.g. a ovanstående fiskesvärigheter. En rimlig approximation är dock att denna underskattning är av likartad storleksordning vid varje provfisketidpunkt, varför man ändock torde få en god uppfattning om beståndets verkliga variation. Jämförelser av beståndstäthet mellan olika vatten skall dock i detta fall göras med stor försiktighet.

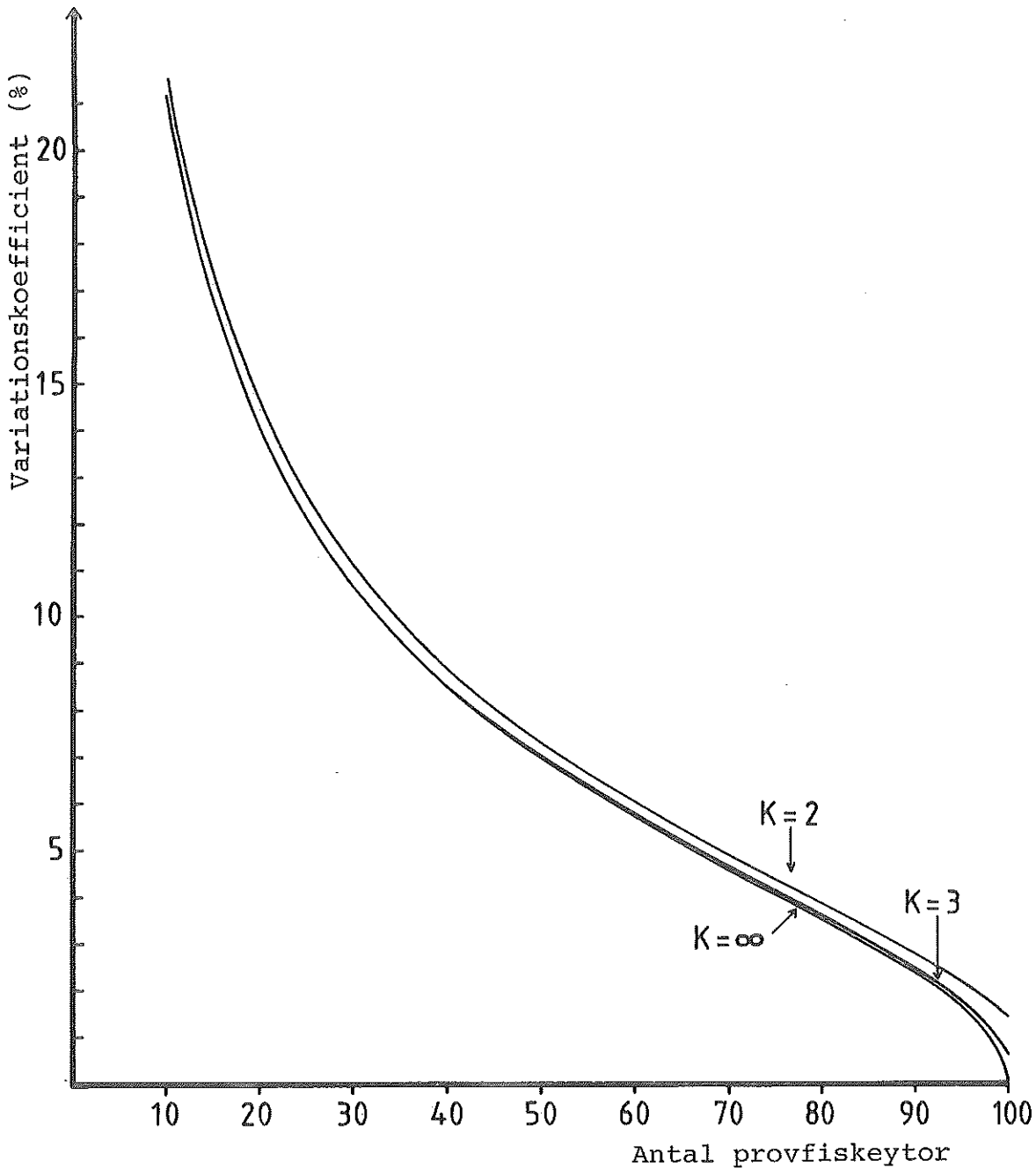
Något som ser ut som en inkonsekvens

Den uppmärksamme har möjligen lagt märke till att vi i den första delen av denna rapport tryckte på det faktum att beståndsskattningarna inom varje provyta inte är exakta utan behäftade med ett större eller mindre slumpfel. I den andra avdelningen, däremot, har vi förutsatt att dessa skattningar är exakta, och att slumpfelet genererats uteslutande genom variationen provytor emellan.

Denna inkonsekvens är inte så allvarlig som man först kan tro. Man kan visa (Bohlin et al. 1982), att man i praktiken kan betrakta de enskilda skattningarna som exakta eftersom det slumpfel som uppstår inom de enskilda provfiskeytorna knappast påverkar medelvärdesskattningen i jämförelse med det slumpfel som uppstår genom variationen mellan provytor. Detta gäller i sådana system där man endast täcker målområdet i icke alltför stor omfattning. I de fall man provfiskar hela målområdet är det naturligtvis annorlunda - här blir utfångstmetodens slumpfel den enda varianskomponenten. För den som är intresserad av att väga ihop bägge typerna av slumpvariation ges en metod i Appendix 6. I Figur 1 ges ett exempel på hur variationskoefficienten påverkas av dels antalet provfiskeytor och dels antalet utfiskningar i var och en av dessa. Det framgår att variationskoefficienten blir praktiskt taget lika för 3 utfångster som då skattningen inom varje sektion är exakt, i Figur 1 indikerad som $k = \infty$.

För att få en god uppfattning om beståndstätheten inom ett större målområde tycks det alltså inte spela så stor roll om man fiskar 2, 3 eller fler gånger inom varje provfiskeyta - huvudsaken är att man fiskar på många ställen. Litet annorlunda ställer det sig dock i de fall man huvudsakligen är ute för att skatta

populationsvariationer år från år. Man bör då sannolikt fiska 3 gånger inom varje yta men kan kanske nöja sig med ett litet mindre antal provfiskeytor.



Figur 1. Ett numeriskt exempel på hur precisionen, angivet som variationskoefficienten C_v , påverkas av antalet i undersökningen ingående provfiskeytor samt antalet utfångster k i var och en av dessa. Förutsättningarna i detta exempel är följande: Totalantal tänkbara provfiskeytor inom målområdet $N = 100$, medeltätheten per provfiskeyta = 50, dess standardavvikelse = 35, samt fångstbarheten $p = 0.5$. Kurvorna har beräknats enligt formeln i Appendix 6.

ELFISKE OCH KOSTNADER

Man bör grovt räkna med 1 à 2 kvantitativa elfisken per dag, beroende bl a på om de tidskrävande årsungarna inkluderas eller inte, samt på transporttiden. För elfiske krävs av såväl praktiska som säkerhetsmässiga skäl ett arbetslag om minst 2 personer, varav minst 1 skall vara van elfiskare. Av ovanstående framgår att man även för undersökningar med moderata precisionskrav måste räkna med många dagars arbete, d v s stora kostnader. I de fall man av ekonomiska skäl tvingas skära i kostnaderna bör man vara medveten om effekterna av en reducerad fältinsats. Tabell 2, 3 och 4 kan ge en fingervisning om dessa. Man måste oftast ta ställning till frågan om man inom en given ram bäst disponerar resurserna genom att fördela dem med en reducerad fältinsats inom flera målområden eller om man skall koncentrera arbetet till ett färre antal vatten för att få bättre information om dessa.

De frågor berörda myndigheter och organisationer vill ha svar på genom provfisken kräver alltså stora resurser. Resultaten i denna rapport kan kanske användas som argument för medel till rimliga fältresurser. Först då kan miljö- och fiskevårdsfrågor få den tyngd de förtjänar.

NÅGRA SYNPUNKTER PÅ ELFISKE OCH STATISTIK

Tveksamheten att inom den praktiska fiskevården använda statistiska och matematiska metoder är förståelig men obefogad och grundar sig många gånger på att den föreslagna formelapparaten ser skrämmande ut för den matematiskt föga bevandrade. Man kan dock jämföra dessa trassliga formler med insidan på ett elfiske-don - också det ser helt oförståeligt ut för en som inte är elektronikingenjör, men i bägge fallen gäller samma sak: Det tekniska finliret behöver man inte förstå - huvudsaken är att tekniken/matematiken fungerar och att den ger svar på de frågor man ställer.

Man möter inte allför sällan synpunkten att metoder i stil med de i denna rapport föreslagna kanske krävs i "vetenskapliga" sammanhang, men att man i "praktiken" kan göra litetsom man känner för. Detta är inget annat än att nedvärdera undersökningar som syftar till praktiska resultat. Resultatets praktiska värde och argumentens tyngd ökar om man använder en etablerad "vetenskaplig" metodik, vilket är viktigt inte minst vid förhandlingsbordet.

När det gäller de statistiska beräkningarna bör man åtminstone använda en kalkylator med förprogrammerad funktion för medelvärde och standardavvikelse. Den kostar lite och sparar en massa arbete. Har man ofta anledning att räkna på elfisken lönar det sig använda en programmerbar kalkylator och lägga in t.ex. de i Appendix I föreslagna formlerna. Ännu bättre är det naturligtvis att använda en dator, där såväl program som data kan sparas. Undertecknad står i mån av tid till förfogande för synpunkter och önskemål härvidlag.

SAMMANFATTNING AV REKOMMENDATIONER

Vid projektering av elfiskeundersökningar:

- Specificera frågeställningen. Är jag huvudsakligen ute efter att undersöka tidsmässiga variationer eller att jämföra olika bestånd?
- Definiera med utgångspunkt från frågeställningen målområdet eller målområdena. Målområdet är det område inom ett vattendrag som man avser att uttala sig om och som är elfiskebart.
- Kartera målområdet m a p storlek och biotop. Biotopindelningen kan oftast göras översiktlig, t ex hårbotten/mjukbotten, lekområden/icke lekområden etc.
- Fastställ ungefärligt precisionskrav (klass 1 - 4).
- Konsultera Tabell 3 och 4 för en preliminär bedömning av erforderligt antal provfiskeytor, eller använd Appendix 4 för en egen pilotundersökning.
- Utvälj slumpmässigt eller efter stratifiering slumpmässigt det erforderliga antalet provfiskeytor.

Vid provfiske:

- Gör rutinmässigt 3 utfångster i varje provfiskeyta. Notera del-fångsterna var för sig.

Vid täthetsskattningar:

- Använd 3-fiskemetoden enligt Appendix 1.
- Om populationen inom provfiskeytan är liten, använd en fångst-barhet skattad från en större population.
- Varje ålders- och storleksklass behandlas separat.

ERKÄNNANDEN

Statens Naturvårdverk har finansierat denna rapport genom anslag, projekt nr 5313012-6.

LITTERATUR

- Bohlin, T. 1981. Methods of estimating total stock, smolt output and survival of salmonids using electrofishing. Rep.Inst. Freshw.Res., Drottningholm 59:5-14.
- 1982. The validity of the removal method for small populations - consequences for electrofishing practice. Rep.Inst.Freshw.Res., Drottningholm 60:15-18.
 - & B. Sundström. 1977. Influence of unequal catchability on population estimates using the Lincoln Index and the removal method applied to electrofishing. Oikos 28:123-129.
 - C. Dellefors & U. Faremo. 1982. Electrofishing for salmonids in small streams - aspects of the sampling design. Rep.Inst. Freshw.Res., Drottningholm 60:19-24.
- Hayne, D.W. 1949. Two methods for estimating populations from trapping records. J.Mammal. 30:300-411.
- Junge, C.O. & J. Libosvarsky. 1965. Effects of size selectivity on population estimates based on successive removals with electrical fishing gear. Zool.Listy 14:171-178.
- Moran, P.A.P. 1951. A mathematical theory of animal trapping. Biometrika 38:307-311.
- Ricker, W.E. 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Bull.Fish.Res.Board Can. 119. 150 p.
- Seber, G.A.F. & E.D. Le Cren. 1967. Estimating population parameters from catches large relative to the population. J.Anim. Ecol. 36:631-643.
- Zipin, C. 1956. An evaluation of the removal method of estimating animal populations. Biometrics 12:163-169.
- 1958. The removal method of population estimation. J.Wildl. Manag. 22:82-90.

ENGLISH SUMMARY: QUANTITATIVE ELECTROFISHING FOR SALMON AND
TROUT - VIEWS AND RECOMMENDATIONS

The sampling design and the evaluation of quantitative electrofishing for juvenile salmon and trout in streams is discussed in relation to the objectives and to the precision requirements. The main conclusions are the following:

- (1) The removal method is usually suitable. The 3-sample case is recommended in favour of the 2-sample case for two reasons: the former yields better precision, and confidence intervals valid down to population sizes of about 50. The 2-sample case requires populations larger than 200 for valid confidence intervals.
- (2) If the population in a stream section is smaller than the limits indicated above, or if the number of removals is less than 3, population estimates of reasonable precision may be obtained using a catchability derived from a pooled population. Moderate variations in catchability among stream sections will not seriously affect these estimates.
- (3) In cases when the target area is larger than the sections actually sampled, simple or stratified random selection of stream sections should be used.
- (4) In this case, the contagious spatial distribution of salmonids in streams is the main source of imprecision, leading to large sampling efforts even for moderate levels of precision requirements.
- (5) If the main aim is to follow population changes rather than absolute figures, the field effort may be reduced if the same stations are monitored from time to time.
- (6) In large streams, where the area possible to cover with electrofishing is small relative to the total area, estimates of absolute stock parameters are of doubtful value. Estimates of population changes may, however, be accurate enough for practical purposes.

Appendix 1

UTFÅNGSTMETODEN FÖR 2 OCH 3 UTFÅNGSTER

Beteckningar: \hat{N} = skattning av populationsstorleken
 $SE(\hat{N})$ = standard error för N
 \hat{p} = skattning av fångstbarhet
 $SE(\hat{p})$ = standard error för p
 $\hat{q} = 1 - \hat{p}$
 C_1 = fångst i första utfiskningen
 C_2 = fångst i andra utfiskningen
 C_3 = fångst i tredje utfiskningen

Två utfiskningar

$$\hat{N} = C_1^2 / (C_1 - C_2)$$

$$SE(\hat{N}) = C_1 C_2 \sqrt{C_1 + C_2} / (C_1 - C_2)^2$$

$$\hat{p} = (C_1 - C_2) / C_1$$

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\hat{q}(1 + \hat{q}) / \hat{N}\hat{p}}$$

Exempel: Fångstutfall $C_1 = 266$, $C_2 = 90$

$$\hat{N} = 266^2 / (266 - 90) = 402.0$$

$$SE(\hat{N}) = 266 \cdot 90 \sqrt{266 + 90} / (266 - 90) = 14.6$$

95 % konfidensintervall för \hat{N} :

$$\hat{N} \pm 2 SE = 402.0 \pm 2 \cdot 14.6 = 373 \text{ till } 431$$

$$\hat{p} = (266 - 90) / 266 = 0.662$$

$$\hat{q} = 1 - 0.662 = 0.338$$

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{0.338(1 + 0.338) / 402 \cdot 0.662} = 0.0412$$

95 % konfidensintervall för \hat{p} :

$$0.662 \pm 2 \cdot 0.0412 = 0.580 \text{ till } 0.744$$

Tre utfiskningar

Beräkna $X = 2 C_1 + C_2$ samt $Y = C_1 + C_2 + C_3$

$$\hat{N} = \frac{6X^2 - 3XY - Y^2 + Y\sqrt{Y^2 + 6XY - 3X^2}}{18(X - Y)}$$

$$SE(\hat{N}) = \frac{\sqrt{\hat{N}(1 - \hat{q}^3)\hat{q}^3}}{\sqrt{(1 - \hat{q}^3)^2 - 9\hat{p}^2\hat{q}^2}}$$

$$\hat{p} = \frac{3X - Y - \sqrt{Y^2 + 6XY - 3X^2}}{2X}$$

$$SE(\hat{p}) = \sqrt{\frac{1}{Y} \left[\frac{\hat{q}\hat{p}^2(1 - \hat{q}^3)^2}{(1 - \hat{q}^3)^2 - 9\hat{p}^2\hat{q}^2} \right]}$$

Exempel: Fångstutfall $C_1=244$, $C_2=86$, $C_3=43$

$$X = 2 \cdot 244 + 86 = 574, Y = 244 + 86 + 43 = 373$$

$$\hat{N} = \frac{6 \cdot 574^2 - 3 \cdot 574 \cdot 373 - 373^2 + 373 \sqrt{373^2 + 6 \cdot 574 \cdot 373 - 3 \cdot 574^2}}{18(574 - 373)} = 398.4$$

$$\hat{p} = \frac{3 \cdot 574 - 373 - \sqrt{373^2 + 6 \cdot 574 \cdot 373 - 3 \cdot 574^2}}{2 \cdot 574} = 0.600$$

$$\hat{q} = 1 - 0.600 = 0.400$$

$$SE(\hat{N}) = \sqrt{\frac{398.4(1 - 0.400^3) \cdot 0.400^3}{(1 - 0.400^3)^2 - 9 \cdot 0.600^2 \cdot 0.400^2}} = 8.17$$

95 % konfidensintervall för \hat{N} :

$$\hat{N} \pm 2 \cdot SE = 398.4 \pm 2 \cdot 8.17 = 382 \text{ till } 415$$

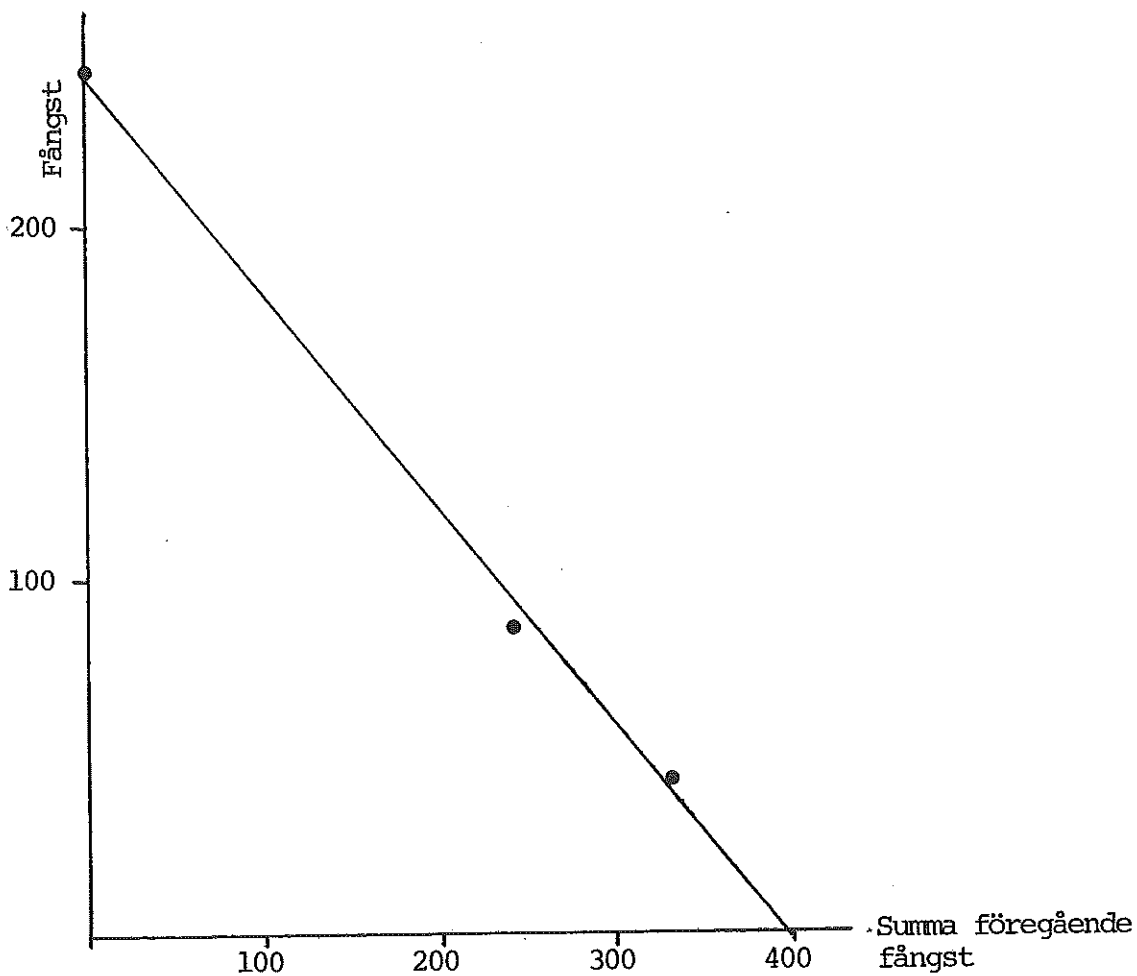
Appendix 2

HAYNE'S REGRESSIONSMETOD

Avsätt i ett diagram varje utfångst mot summan av föregående fångster. Punkterna bör falla utefter en rät linje med lutningen = $-p$. Linjen skärning med x-axeln utgör skattningen av N . Skattningen av $p = (\text{skärningen med y-axeln} / \text{skärningen med x-axeln})$.

Exempel: Fångstutfall $C_1 = 244$, $C_2 = 86$, $C_3 = 43$.

Utfångst nr	Fångst	Summa föreg. fångst
1	244	0
2	86	244
3	43	330



Populationen skattas genom skärningspunkten med x-axeln till ca 395, och fångstbarheten till $240/395 = 0.61$.

Appendix 3

t-TABELL FÖR 95% KONFIDENS

Frihetsgrader	t	Frihetsgrader	t	Frihetsgrader	t
1	12.706	11	2.201	21	2.080
2	4.303	12	.179	22	.074
3	3.182	13	.160	23	.069
4	2.776	14	.145	24	.064
5	.571	15	.131	25	.060
6	.447	16	.120		
7	.365	17	.110	30	.042
8	.306	18	.101	40	.021
9	.262	19	.093	50	.008
10	2.228	20	2.096	100	1.982

För beräkning av 95% konfidensintervall: antal frihetsgrader = $n - 1$.

Appendix 4

HUR MÅNGA PROVFISKEYTOR?

Antag, att vi vill göra en planläggning över hur många provfiskeytor som bör inkluderas i ett visst projekt som syftar till att göra en grov kartering av öringbeståndet i ett vattendrag. Vi anser att precisionsklassen 3 är tillfyllest, motsvarande en variationskoefficient $C_v = 0.20$. Vid en pilotstudie finner vi att målområdet omfattar ca 5000 m, motsvarande 100 50-sträckor. Av dessa provfiskar vi ett litet antal, beräknar medelvärde per 50-m-sträcka samt standardavvikelse, vilka blir resp. 22.9 och 18.3. Standardavvikelsen är alltså 80% av medelvärdet. Vi kallar denna koefficient $C_p = 0.80$.

En relation mellan precisionskravet C_v , populationens variationskoefficient C_p , målområdets storlek N samt det antal provfiskeytor n som enligt denna grova kalkyl bör provfiskas, är följande:

$$n = \frac{C_p^2 N}{C_v^2 N + C_p^2}$$

I ovanstående exempel får man alltså

$$n = \frac{0.8^2 \cdot 100}{0.2^2 \cdot 100 + 0.80^2} = 14 \text{ sträckor}$$

Man bör alltså med ovanstående precisionskrav provfiska storleksordningen 14 50-m sektioner i vattendraget.

Appendix 5

STRATIFIERAD PROVTAGNING

I Jörlandaån klassificerades samtliga 100-m sektioner ($N = 92$) i två strata. Stratum 1 innehåller lekområden, stratum 2 inga sådana. Antalet sektioner i stratum 1 är 68 ($N_1 = 68$), varav 14 provfiskades ($n_1 = 14$). Antalet sektioner i stratum 2 är 24 ($N_2 = 24$), varav 6 provfiskades ($n_2 = 6$). Det skattade antalet årsungar per sektion blev hösten 1982:

<u>Stratum 1</u>	<u>Stratum 2</u>
278	5.3
152	12.7
218	21.2
377	169
291	88.9
384	151
252	
89.9	
134	
484	
316	
55.0	
229	
45.5	
Medelv. $\bar{x}_1 = 236.1$	$\bar{x}_2 = 74.68$
$s_1 = 131.0$	$s_2 = 72.72$

En skattning av medelvärdet per sektion efter stratifiering är

$$\bar{x}_{st} = (N_1 \bar{x}_1 + N_2 \bar{x}_2) / N = (68 \cdot 236.1 + 24 \cdot 74.68) / 92 = 194.0$$

Standardavvikelsen för denna skattning är

$$SE_{st} = \sqrt{\frac{(N_1/N)^2 s_1^2}{n_1} \left(1 - \frac{n_1}{N_1}\right) + \frac{(N_2/N)^2 s_2^2}{n_2} \left(1 - \frac{n_2}{N_2}\right)} = 24.02$$

$$C_v = SE_{st} / \bar{x}_{st} = 24.02 / 194.0 = 12.4 \%$$

Appendix 6

NÄR KAN MAN BORTSE FRÅN UTFÅNGSTMETODENS BIDRAG TILL DET TOTALA STATISTISKA FELET?

Man kan visa (Bohlin 1981), att medelvärdesskattningens varians approximativt kan skattas på följande sätt:

$$V(\bar{x}) = \frac{V(x)(N - n) + A}{N n}$$

där A betecknar summan av utfångstmetodens varians över alla provfiskade ytor. När kan A betraktas som försumbart? En grov kalkyl genom att man såsom i Tabell 1 beräknar vilket SE man kan förvänta sig vid olika kombinationer av fisktäthet per sektion, fångstbarhet samt antal utfångster. Säg t ex att medeltätheten är 200 per sektion, $p = 0.8$ och $k = 2$. I Tabell 1 framgår att SE i detta fall bör bli 4.33, d v s en varians $= 4.33^2 = 18.75$. Säg vidare att populationens standardavvikelse är av storleksordningen 70% av medelvärdet, d v s i detta fall $= 70$. Populationens varians $V(x)$ är då $= 70^2 = 4900$. Antag vidare, att målområdets storlek är $N = 100$ och att vi provfiskat 20 sektioner, d v s $n = 20$. Vad vi då kan göra är att sätta in dessa värden i ovanstående relation:

$$V(\bar{x}) = \frac{4900(100-20) + 10 \cdot 18.75}{100 \cdot 20} = \frac{392000 + 188}{100 \cdot 20}$$

Vi kan se att utfångstmetodens varianskomponent i detta fall är 188, säg 200, medan den rumsliga variationen bidrar med ca 40000, allt ovanför bråksträcket. Det är helt givet att man i detta fall helt kan bortse från utfångstmetodens bidrag till den statistiska osäkerheten i medelvärdesskattningen.