

Utvärdering av provtagningsprogram i den fria vattenmassan i marin miljö



Utvärdering av provtagningsprogram i den fria vattenmassan i marin miljö

Kjell Leonardsson, Sveriges lantbruksuniversitet
Mats Blomqvist, Hafok AB

Havs- och vattenmyndighetens rapport 2018:25

Havs- och vattenmyndigheten

Datum: 2018-09-17

ISBN 978-91-88727-16-9

Detta är en rapport som har tagits fram på uppdrag av Havs- och vattenmyndigheten. Rapportförfattarna ansvarar för innehållet och slutsatserna i rapporten innebär inte något ställningstagande från Havs- och vattenmyndighetens sida.

Havs- och vattenmyndigheten

Box 11 930, 404 39 Göteborg

www.havochvatten.se

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

SAMMANFATTNING.....	5
BAKGRUND	6
KRAV PÅ FRAMTIDA PROGRAM	9
MATERIAL OCH METODER	9
Underlagsdata.....	9
Skattning av varianskomponenter.....	17
Oberoende replikat inom station.....	18
Variation mellan stationer inom och mellan vattenförekomster	19
Varianskomponenter	22
Statistisk styrka att upptäcka trender.....	23
Statistisk styrka vid bedömning med gränsvärden.....	24
Osäkerhet i bedömning av syrebrist	27
Dimensionering av provtagningsprogram.....	27
RESULTAT OCH DISKUSSION	28
Variation i tid och rum	28
Varianskomponenter	28
Varianskomponenternas variation inom år.....	32
Provtagningsfrekvens kontra rumslig replikering.....	33
Statistisk styrka att upptäcka trender.....	37
Ytvatten, 0-10 m	37
Syre i bottenvatten.....	43
Statistisk styrka vid bedömning med gränsvärden.....	44
Ytvatten, 0-10 m	44
Syre i bottenvatten.....	52
Extremvärden vid klassning av miljöstatus med närsalter.....	54
Dimensionering av provtagningsprogram med hjälp av mätdata	56
Bedömning av miljöstatus med data eller med kustzonsmodellen?.....	59
Kunskap om vattenutbytet är viktig för att förstå tillståndsklassningen	60
Statusbedömning med hjälp av mätvärden eller modellberäknade värden?	63
Tillförlitlighet i beräknade värden med hjälp av kustzonsmodellen jämfört med uppmätta värden.....	66
Statistisk styrka kontra minimering av den totala mängden fel.....	67
SLUTSATSER OCH REKOMMENDATIONER	68
REFERENSER	70

APPENDIX 1	73
APPENDIX 2	75

Sammanfattning

Utvärderingen omfattar övervakningsprogram med fysikalisk-kemiska variablerna i den fria vattenmassan i kust och utsjö. Syftet har varit att undersöka om övervakningen är dimensionerad för att kunna följa upp miljömålen och för att göra bedömningar av miljötillståndet inom ramen för vatten- och havsmiljödirektivet. Programmet ska klara av att upptäcka relevanta trender, såväl lokala, regionala som storskaliga och samtidigt ge tillförlitliga svar på miljötillståndet i enskilda vattenförekomster. För att utvärdera olika provtagningsdesigner behövs varianskomponenter som återger variationen i tid och rum på olika skalor för var och en av variablerna. Replikat, som saknades i strikt bemärkelse, ersattes med prov från olika djup eftersom mätvärden för enskilda variabler, utom temperatur och salinitet, från olika djup i intervallet 0-10 m visade sig vara oberoende. Bristen på replikerade stationer över tid inom vattenförekomst löstes genom att utesluta faktorn vattenförekomst i analyserna. Denna åtgärd motiverades av att variationen mellan stationer inom de enskilda typområdena var ungefär densamma inom och mellan vattenförekomster. Varianserna skattades för faktorerna år, månad och station samt interaktioner mellan dessa och användes sedan för att utvärdera olika dimensioneringsalternativ. De parametrar som ingick i utvärderingen var: temperatur, salthalt, DIP (fosfat), DIN (nitrit+nitrat+ ammonium), silikat, total-N, total-P, klorofyll a, syre, svavelväte, siktdjup, pH, (total)alkalinitet, humus, DOC och TOC.

Resultaten visade att dagens övervakningsprogram är väldimensionerat för att kunna upptäcka måttligt stora trender inom 10 år, 2-5 % per år, för många av variablerna. Detta gäller i första hand storskaliga trender, dvs kust kontra utsjö inom varje bassäng, men i många fall även regionala (typområde) och lokala (station) trender. Ett undantag var klorofyll a, för vilken det skulle krävas trender på minst 10 % per år för att kunna upptäckas med 80 % statistisk styrka inom 10 år. Dagens övervakningsprogram framstod som kraftigt underdimensionerat för att kunna göra tillförlitliga tillståndsbedömningar inom ramen för vatten- och havsmiljödirektivet, med undantag av syre i bottenvatten.

Eftersom flaskhalsen utgörs av kravet på tillförlitliga tillståndsbedömningar skulle det behövas en kraftig resursförstärkning för att öka den rumsliga och tidsmässiga replikeringen i merparten av typ- och bedömningsområdena. Vissa åtgärder kan dock vidtas för att förbättra precisionen i tillståndsbedömningarna utan ytterligare provtagning. En sådan åtgärd är att ändra utformningen av bedömningsgrunden för näringsämnen. Osäkerheten i den parametern beror nästan uteslutande på variationen mellan medelvärdena för de variabler som ingår, DIN, DIP, totN och totP, snarare än hur mycket mätdata som finns för var och en av dem. För klorofyll föreslås metodutveckling istället för utökning av antalet stationer. Kustzonsmodellen föreslås ersätta mätdata för att bedöma miljötillståndet, där mätdata används för att validera modellresultaten och sedan assimileras för att öka säkerheten i framräknade resultat.

Bakgrund

Övervakning av den fria vattenmassan utförs inom såväl nationell som regional miljöövervakning och inom recipientkontroll för att följa miljötillståndet i havet. Syftet med den marina miljöövervakningen har tidigare varit att följa upp de svenska miljömålen samt uppfyllande av åtaganden inom Helcom och Oskar. Dimensioneringen av nuvarande program baseras huvudsakligen på en utvärdering av Andersson et al. (2004) i vilken fokus huvudsakligen låg på möjligheten att upptäcka trender samt rumslig autokorrelation. Tillkomsten av vatten- och havsmiljödirektivet (2000/60/EG, 2008/56/EG) har lett till ett behov att åter se över provtagningsstrategierna inom dessa program. Vattendirektivet och havsmiljödirektivet har inneburit ett ökat behov av rumslig täckning inom programmen, men framförallt att förhålla sig till gränsvärden för olika miljöstatus som fastställts i föreskrifter (HVMFS 2012:18, HVMFS 2013:19) med målet att nå god ekologisk/miljö status. Inom vattendirektivet ska bedömningar göras på vattenförekomstnivå, vilket är en utmaning eftersom det i nuläget finns 653 vattenförekomster i kustzonen. Vattenförekomsterna är indelade i 25 kustvattentyper baserat framförallt på exponering, salthalt och vattenutbyte (NFS 2006:1). Inom havsmiljödirektivet ska bedömningar göras inom bedömningsområden på en större skala, antingen kustvattentyper, havsbassängers utsjövatten eller hela havsbassänger. Eftersom bedömningen redan görs i kustområdena inom vattendirektivet blir Havsmiljödirektivets roll huvudsakligen att bedöma miljötillståndet i utsjöområdena. I öppet hav, från 1 nautisk mil ut till yttre gränsen för svensk ekonomisk zon, används 12 bedömningsområden som motsvarar de stora havsbassängerna med undantag av Kattegatt som, för vissa parametrar, delats upp i en sydlig och en nordlig del (HVMFS2012:18). I många program har en viss anpassning till dessa direktiv redan genomförts, medan man inom en del program ännu inte tagit ställning till hur man skall förhålla sig eftersom syftet med dessa program inte i första hand är att följa upp vattendirektivet utan snarare få svar på den lokala eller regionala miljöutvecklingen.

Även om ambitionen med vatten- och havsmiljödirektivet är att ge ett tillförlitligt svar på miljötillståndet så befinner sig bedömningsgrunderna i en utvecklingsfas och kommer så att göra under många år framöver. En del av utvecklingsarbetet av de ekologiska bedömningsgrunderna har gjorts inom forskningsprogrammet WATERS som finansierats av Naturvårdsverket och Havs- och vattenmyndigheten. Inom ramen för detta forskningsprogram presenterades även förslag till hantering av osäkerhet vid utvärdering av resultat från övervakningsprogram (Carstensen & Lindegarth 2016, Lindegarth et al. 2013a,b). I dessa publikationer föreslås en uppbyggnad av ett referensbibliotek med varianskomponenter på olika spatio-temporala skalor för olika parametrar för att underlätta analyser av osäkerhet i samband med statusbedömningar och vid revidering av provtagningsprogram. Sådana analyser av osäkerhet har gjorts på data från övervakning av den fria vattenmassan vid några olika tillfällen (Forsgren & Leonardsson 1999, Wikner et al. 2008, Bignert et al. 2016). Resultaten från dessa utvärderingar visar att den rumsliga variationen i många fall kan vara större än den temporala

variationen, vilket innebär att det skulle löna sig med rumslig replikering på bekostnad av antalet provtagningstillfällen jämfört med det omvända.

En annan typ av osäkerhet som påverkar möjligheten att påvisa förändringar utgörs av mätosäkerhet. Teknikutvecklingen under de senaste decennierna har förbättrat både noggrannheten och precisionen i de kemiska analyserna, men det finns fortfarande risk för låg datakvalitet om inte proverna hanteras korrekt. En analys av datakvaliteten hos mätdata för närsalter från Svealandskusten har visat att påtagliga förändringar i totalfosfor och totalkväve skulle kunna vara orsakade av byte av analyslaboratorium snarare än en verklig förändring (Walve 2012). Det är därför viktigt att ha i åtanke att varianskomponenter som räknas fram i samband med utvärderingar av provtagningsprogram inte är konstanta eftersom variationen i såväl tid som rum kan förändras över tiden.

En genomgång av de olika nationella programmen med tidsplan för revidering ges i Havs- och vattenmyndigheten (2014a). I Havs- och vattenmyndighetens rapport (2014b) görs en översyn av de nationella miljöövervakningsprogrammen för att se hur de kopplar till havsmiljödirektivet. I rapporten redovisas en bristanalys och utvecklingsbehov, samt vilka åtgärder som planeras för att förbättra de 13 övervakningsprogrammen. För den fria vattenmassan bedöms övervakningen av deskriptorn övergödning (D5) vara tillräcklig, men att det finns ett fortsatt behov av effektivisering och förbättrad rumslig täckning av övervakningen. Den här utvärderingen syftar därför bland annat till en översyn och optimering av de program som mäter närsalter. Programmet Hydrografiska förändringar (D7) följer storskaliga förändringar av temperatur, salthalt och strömförhållanden i alla havsbassänger (7.1). Alla hydrografiska observationer som ingår i programmet bedöms behövas för att följa upp storskaliga hydrografiska förändringar samt som stöd eller förklarande parametrar för andra deskriptorer. Dessutom menar man att övervakningen är en förutsättning för att ta fram prognoser som behövs för samhällets fysiska säkerhet. Eftersom mätdata är viktiga för validering av de modeller som finns för kustzonen och öppet hav behövs även en översyn av behovet att uppdatera mätprogrammen för detta syfte. Förutom att göra prognoser kan modellerna användas till att ta fram förväntade halter/värden för många olika parametrar i samtliga vattenförekomster. Med tanke på att faktiska mätningar saknas i många vattenförekomster skulle t ex kustzonsmodellen kunna vara ett viktigt verktyg för att bedöma statusen i sådana vattenförekomster. Med hjälp av dataassimilering i kustzonsmodellen skulle man kunna förbättra säkerheten i sådana bedömningar. En översyn av kustzonsmodellen behövs därför för att kunna peka ut vilka vattenförekomster som bör prioriteras för provtagning av den fria vattenmassan. Ett sådant arbete har påbörjats av SMHI i och med den här utvärderingen och en första sammanställning av resultat har redovisats till HaV.

Det finns sedan tidigare några utvärderingar av provtagningsdesign i den fria vattenmassan med koppling till vattendirektivet och havsmiljödirektivet (Wikner et al. 2008 och Carstensen et al. 2015). Wikner et al. (2008)

fokuserade på Bottenviksdistriktet och kom fram till att en blandning av stratifiering och slumpning av mätningar över det område som skall övervakas var den mest kostnadseffektiva strategin med god mätprecision. Förslaget innebar i korthet provtagning under juni-augusti på två slumpade stationer i var och en av två vattenförekomster i de utvalda huvudmynningsområdena, med provtagning under tre av sex år. Strategin baseras på en undersökning av Umeå Marina Forskningscentrum av rumslig variation hos pelagiska variabler i Bottenvikens inre kustvatten under augusti 2006. I Carstensen et al. (2015), som fokuserade på klorofyll a, föreslås månatlig provtagning på fasta stationer i olika typområden för statistisk analys med hjälp av en variansanalysmodell. I och med provtagning varje månad erhålls många frihetsgrader vilket ökar möjligheten att se förändringar över framförallt tid. Den rumsliga aspekten kan också hanteras, men kostnaden för provtagning under den biologiskt lågproduktiva vintersäsongen minskar utrymmet för rumslig täckning under den produktiva säsongen. Även om ett prov per månad ger stora möjligheter att upptäcka förändringar över tid kan den uppmätta förändringen variera avsevärt beroende på vilken dag i månaden provtagningen genomförs (Walve et al. 2014).

Syftet med den här utvärderingen har varit att undersöka vilka möjligheter som finns att påvisa eventuella trender på olika rumsliga skalor samt möjligheter att göra korrekta bedömningar av miljötillståndet med de fysikalisk-kemiska parametrarna som mäts i den fria vattenmassan. Med möjligheter avses här statistisk styrka och för att kunna beräkna denna behövs varianskomponenter som återger variationen i tid och rum på olika tidsmässiga och rumsliga skalor för var och en av parametrarna. En betydande del i arbetet med denna utvärdering har utgjorts av analyser för att skatta de relevanta varianskomponenterna. Upplägget i rapporten följer arbetsgången i utvärderingsarbetet. Först redovisas analyserna av variationen i tid och rum, följt av utvärdering av hur variationen påverkar möjligheten att påvisa trender beroende på parameter och dimensionering av provtagning. Därefter redovisas resultat om hur variationen i tid och rum påverkar möjligheten att göra en korrekt bedömning av miljötillståndet i förhållande till en fastställd gräns.

De parametrar som ingått i utvärderingen är: temperatur, salthalt, DIP (fosfat), DIN (nitrit+nitrat+ammonium), silikat, total-N, total-P, klorofyll a, syre, svavelväte, siktdjup, pH, (total)alkalinitet, humus, DOC och TOC. Inga separata beräkningar har gjorts för svavelväte. För DIP, total-P, DIN, total-N, klorofyll a och siktdjup har även ekologisk kvalitetskvot (EK-värde) beräknats enligt bedömningsgrunderna (HVMFS 2013:19).

Krav på framtida program

De krav som har specificerats på framtida program inför uppdraget med denna utvärdering har varit:

- Det nationella programmet ska kunna upptäcka storskaliga långsiktiga förändringar oavsett om orsakerna är av naturligt eller antropogent ursprung.
- Den nationella övervakningen ska uppfylla krav på kontrollerande övervakning enligt Vattenförvaltningens behov
- Resultaten från övervakningen av kvalitetsfaktorerna ska kunna presenteras som statusbedömning (5-gradig skala) enligt vattendirektivet och i förekommande fall för statusbedömning enligt havsmiljödirektivet.
- Resultat från övervakningen ska även kunna användas för att utforma effektiva och ändamålsenliga övervakningsprogram i framtiden. Detta innebär t.ex. att relevanta variationskomponenter skall gå att kvantifiera med hjälp av data från programmet.
- Övervakningsinsatsen (frekvens och antal stationer) vid bedömning av miljöstatus ska vara tillräckligt hög för att kunna uppnå ”godtagbar konfidensnivå och noggrannhet” i bedömningen. Med godtagbar avses här att ett tillståndsvärde (medelvärde) som ligger minst 20 % över klassgränsen skall vara signifikant skilt från klassgränsen med ett enkelsidigt test ($\alpha=0.05$) och med 80 % statistisk styrka.

Kraven har varit utformade att gälla det nationella programmet, men eftersom många av dessa aspekter även är relevanta för den regionala övervakningen och recipientkontrollen kan resultaten från utvärderingen med fördel användas för att se över dimensioneringen av provtagning även inom dessa program.

Utöver kraven i listan ovan har Sverige ett åtagande att leverera mätdata till Helcom och Oskar. Det nationella programmet behöver därför omfatta provtagningsstationer och parametrar för att tillgodose dessa åtaganden (se Tabell 1).

Material och metoder

Underlagsdata

Utvärderingsarbetet har baserats på data från övervakning av den fria vattenmassan som lagrats hos datavärd (SMHI). SMHI sammanställde och levererade data i önskat format inför utvärderingen och de variabler som ingått

i utvärderingen redovisas i Tabell 1. På rekommendation av SMHI avgränsades datauttaget till data som insamlats från 1993 och framåt. Anledningen till denna avgränsning var att flertalet av de program som löpt under lång tid startade upp 1993 eller något år därefter, men även att analysmetoderna bakåt i tiden inte är direkt jämförbara i termer av noggrannhet och precision med dagens metoder. I de flesta analyser har ingen hänsyn tagits till datakvalitet. Argumentet för att inte göra detta är dels att det handlar om data från datavärd vilket innebär att en viss märkning av datakvalitet redan gjorts med kvalitetsflaggor, dels att motsvarande brister kan förväntas i framtida program. Om analyserna enbart skulle hantera data med hög kvalitet skulle konsekvensen bli att det program som föreslås även måste leverera data med samma höga kvalitet. Eftersom datakvaliteten inte kan bedömas förrän efter provtagning och analys är genomförda skulle detta leda till ett databortfall i de nya programmen. Den realiserade provtagningsdimensionering skulle därför inte stämma överens med den som definierats för programmet, vilket skulle kunna äventyra replikering och antal frihetsgrader i samband med framtida analys av trender eller bedömning av miljötillståndet.

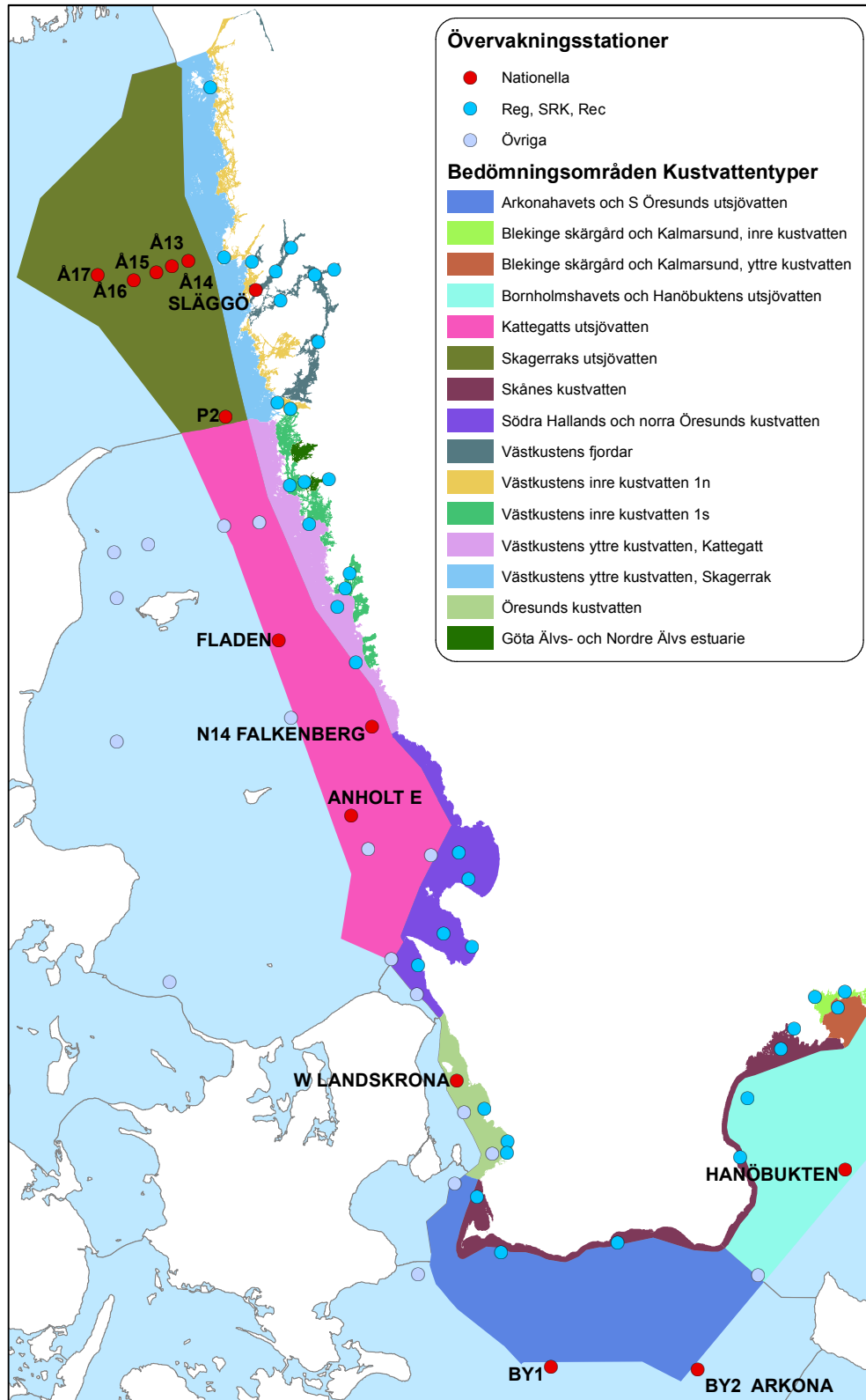
Tabell 1 Variabler som ingått i utvärderingen med markering vilka parametrar som provtas inom dagens nationella program i kust respektive utsjö. Förkortningarna WFD och MSFD i listan med kravställare avser vattendirektivet och havsmiljödirektivet.

Variabel	Beteckning	Enhet	Kust	Utsjö	Kravställare
Temperatur	temperatur	°C	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Salthalt	salinitet	psu	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Siktdjup	siktdjup	m	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Klorofyll	Chla	µg/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Totalkväve	totN	µmol/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Totalfosfor	totP	µmol/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Löst organiskt kväve	DIN	µmol/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Löst organiskt fosfor	DIP	µmol/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Totalt organiskt kol	TOC	mg/l	X	X	MSFD, Ospar
Löst organiskt kol	DOC	µmol/l	X	X	MSFD, Ospar
pH	pH		X	X	MSFD, Helcom
Alkalinitet	alkalinitet	mmol/kg	(X)	(X)	Ej obligatorisk
Kisel	SiO4	µmol/l	X	X	Ospar
Syre	syre	ml/l	X	X	WFD, MSFD, Helcom, Ospar
Svavelväte	H2S	µmol/l	X	X	Helcom
Humus	humus	mg/l	X	(X)	MSFD

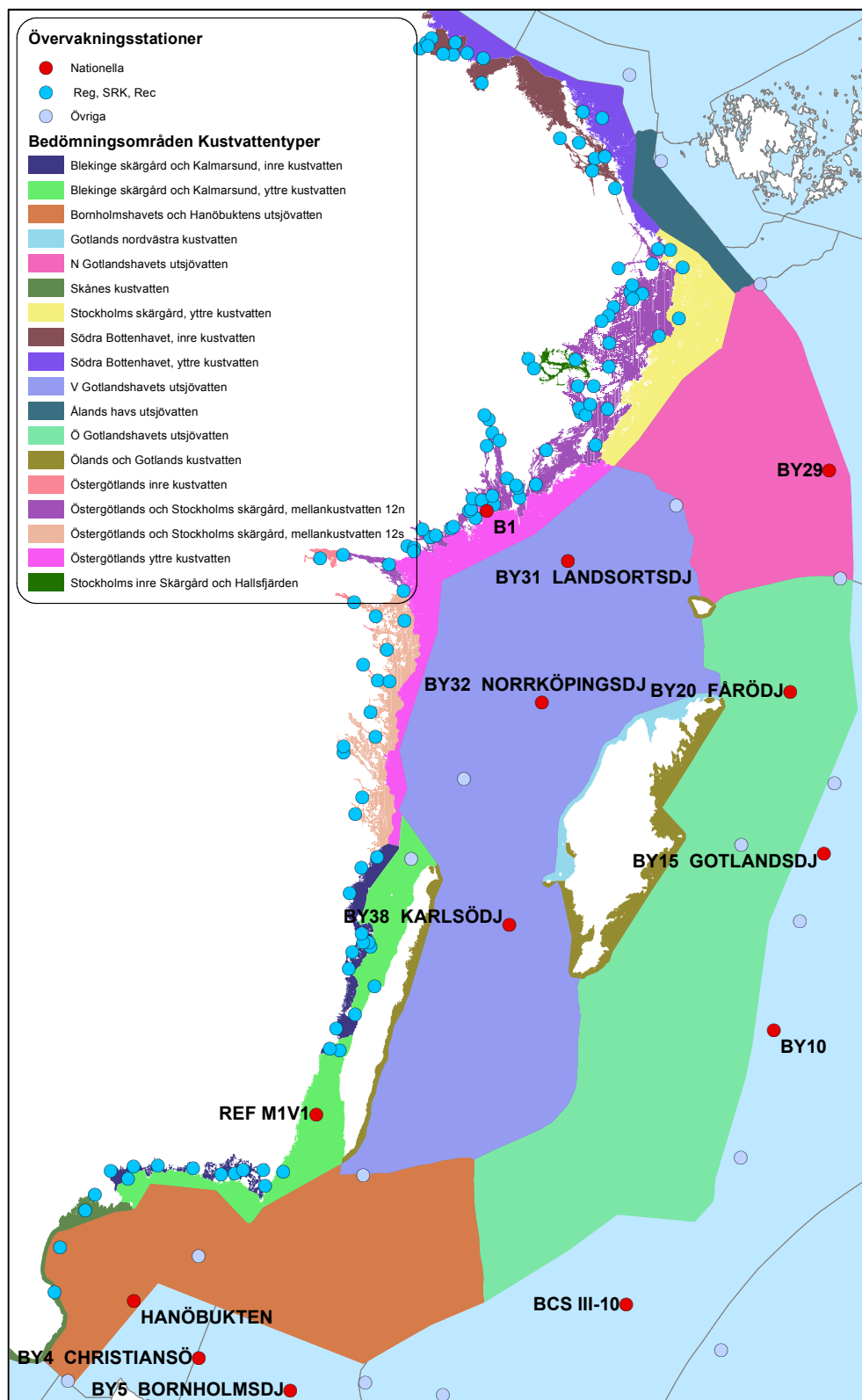
För övervakningsstationerna i datauttaget fanns uppgifter från nuvarande havsområdesregister (SVAR, Svenskt VattenArkiv, version 2012_2) för att kunna göra urval baserat på vattenförekomst (HVMFS 2013:19), typområde eller bedömningsområde (HVMFS 2012:18). Antal stationer per typ/bedömningsområde redovisas i Tabell 2. Ett urval av stationerna, de som besökts minst tre år under perioden 2009-2014 redovisas i figurerna 1-4. Sverige har aktiva provtagningsstationer i samtliga av havsmiljödirektivets bedömningsområden utom i Ålands hav.

Tabell 2. Antal stationer (stn) per typ/bedömningsområde med data från perioden 1993-2014. För att få en uppfattning om antalet aktiva stationer redovisas antal stationer per område som besökts minst tre år under perioden 2009 till 2014. Grå rader avser områden med högst fem stationer med minst tre års provtagning under perioden 2009-2014.

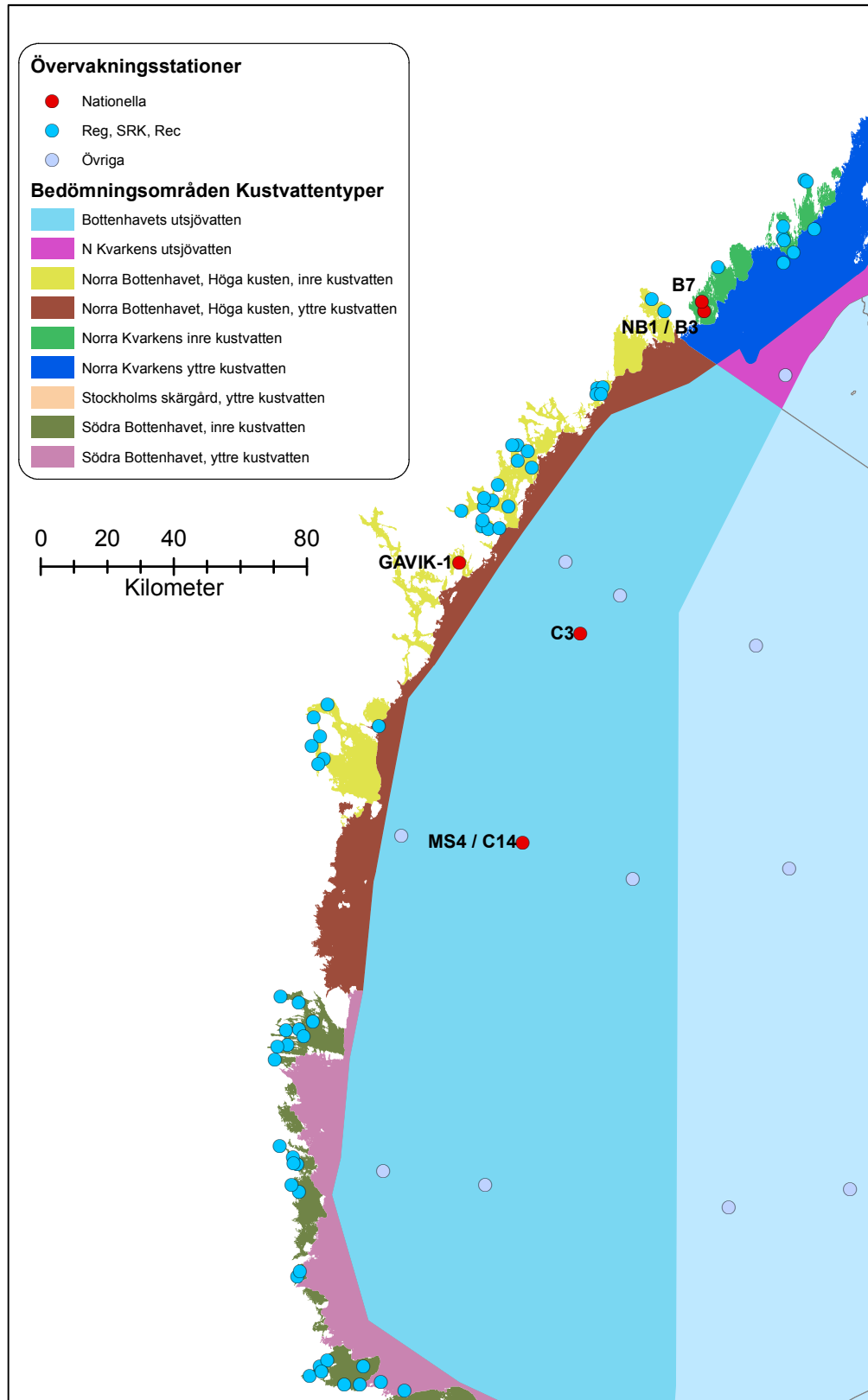
Kod	Typ/bedömningsområde	Antal stn	Antal stn (09-14)	Antal stn (≥ 3 år, 09-14)
SkaUt	Skagerraks utsjövatten	20	6	6
3	Västkustens yttre kustvatten, Skagerrak	17	4	2
1n	Västkustens inre kustvatten 1n	14	4	3
2	Västkustens fjordar	35	15	7
KatUt	Kattegatts utsjövatten	28	8	8
4	Västkustens yttre kustvatten, Kattegatt	7	3	3
1s	Västkustens inre kustvatten 1s	14	3	3
25	Gotha Älvs- och Nordre Älvs estuarie	8	1	1
5	Södra Hallands och norra Öresunds kustvatten	27	7	6
6	Öresunds kustvatten	19	6	6
ArkSORUt	Arkonahavets och S Öresunds utsjövatten	4	3	2
7	Skånes kustvatten	8	7	5
BoHanoUt	Bornholmshavets och Hanöbukts utsjövatten	17	7	7
9	Blekinge skärgård och Kalmarsund, yttre kustvatten	10	8	7
8	Blekinge skärgård och Kalmarsund, inre kustvatten	29	24	20
VGotUt	V Gotlandshavets utsjövatten	15	6	5
10	Ölands och Gotlands kustvatten	4	4	0
11	Gotlands nordvästra kustvatten	1	1	0
14	Östergötlands yttre kustvatten	4	1	1
12s	Östergötlands och Stockholms skärgård, mellankustvatten 12s	22	12	11
13	Östergötlands inre kustvatten	10	4	3
OGotUt	Ö Gotlandshavets utsjövatten	13	6	6
NGotUt	N Gotlandshavets utsjövatten	2	1	1
15	Stockholms skärgård, yttre kustvatten	3	3	3
12n	Östergötlands och Stockholms skärgård, mellankustvatten 12n	62	58	47
24	Stockholms inre Skärgård och Hallsfjärden	10	10	5
AlUt	Ålands havs utsjövatten	2	0	0
BotHavUt	Bottenhavets utsjövatten	26	9	9
17	Södra Bottenhavet, yttre kustvatten	3	3	3
16	Södra Bottenhavet, inre kustvatten	62	37	32
19	Norra Bottenhavet, Höga kusten, yttre kustvatten	4	1	1
18	Norra Bottenhavet, Höga kusten, inre kustvatten	63	57	29
NKvaUt	N Kvarkens utsjövatten	1	1	1
21	Norra Kvarkens yttre kustvatten	3	2	2
20	Norra Kvarkens inre kustvatten	10	9	9
BotVikUt	Bottenvikens utsjövatten	16	6	6
23	Norra Bottenviken, yttre kustvatten	1	1	0
22	Norra Bottenviken, inre kustvatten	25	22	15



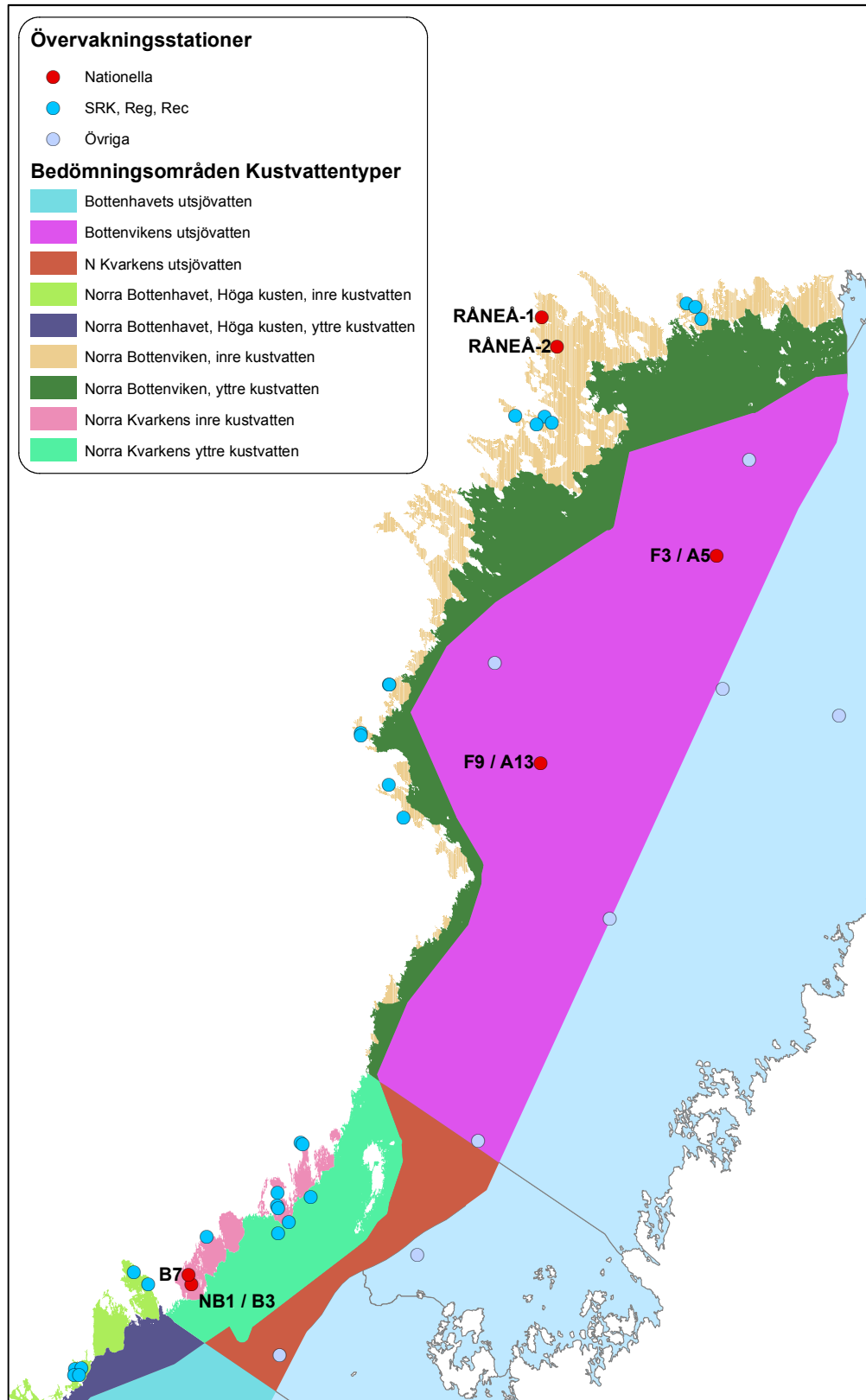
Figur 1. Västerhavets, Öresunds och Skånekustens kustvattentyper samt bedömningsområden med övervakningsstationer samt övriga stationer som provtagits minst tre år under perioden 2009-2014. Typområdet Kattegatt, yttre kustvatten delas upp i N och S vid bedömning av DIN och DIP. Kartunderlag, SMHI SVAR 1.20127.



Figur 2. Kustvattentyper och bedömningsområden i egentliga Östersjön med övervakningsstationer samt övriga stationer med provtagning minst tre år under perioden 2009-2014. Kartunderlag, SMHI SVAR 1.20127.

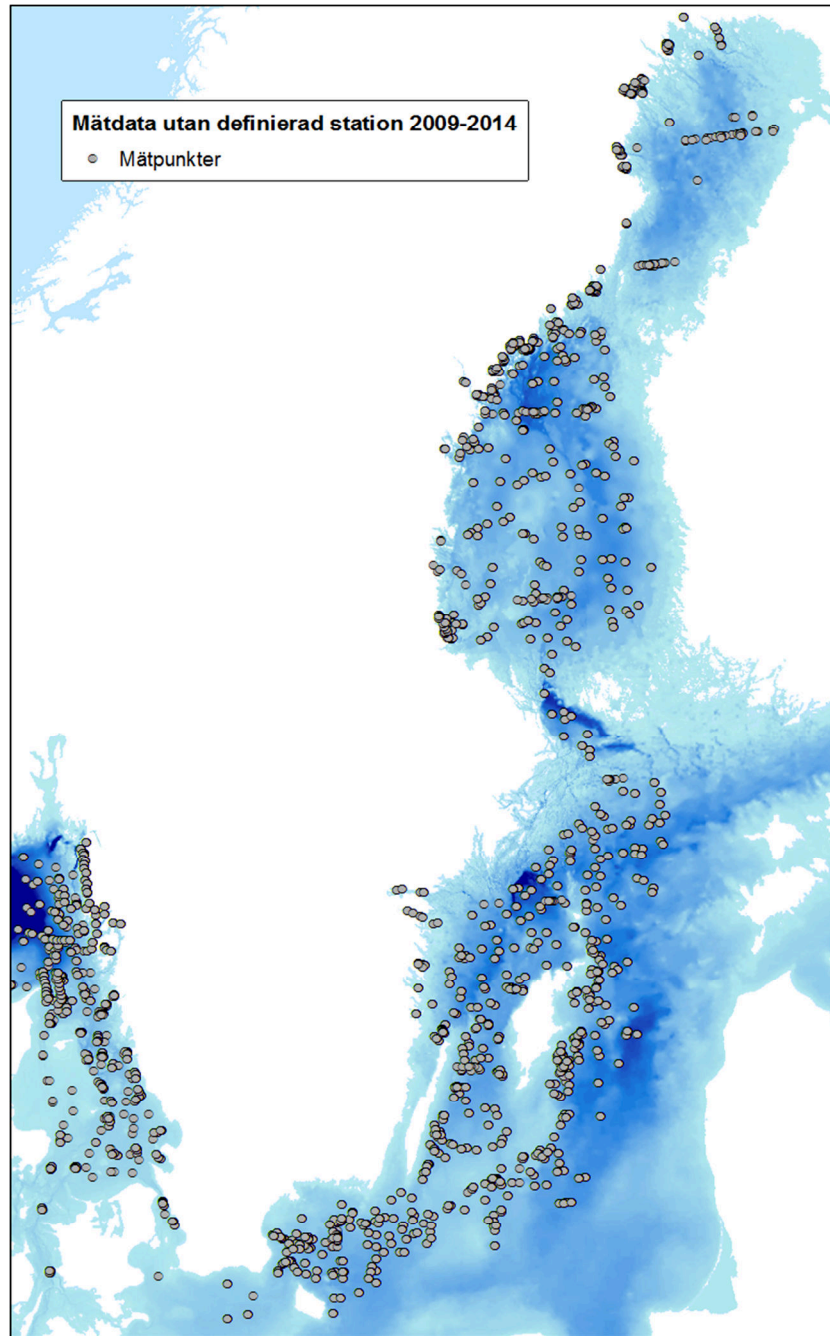


Figur 3. Kustvattentyper och bedömningsområden i Norra Kvarken och Bottenhavet med övervakningsstationer samt övriga stationer med provtagning minst tre år under perioden 2009-2014. Kartunderlag, SMHI SVAR 1.20127.



Figur 4. Kustvattentyper och bedömningsområden i Norra Kvarken och Bottenviken med övervakningsstationer samt övriga stationer med provtagning minst tre år under perioden 2009-2014. Kartunderlag, SMHI SVAR 1.20127.

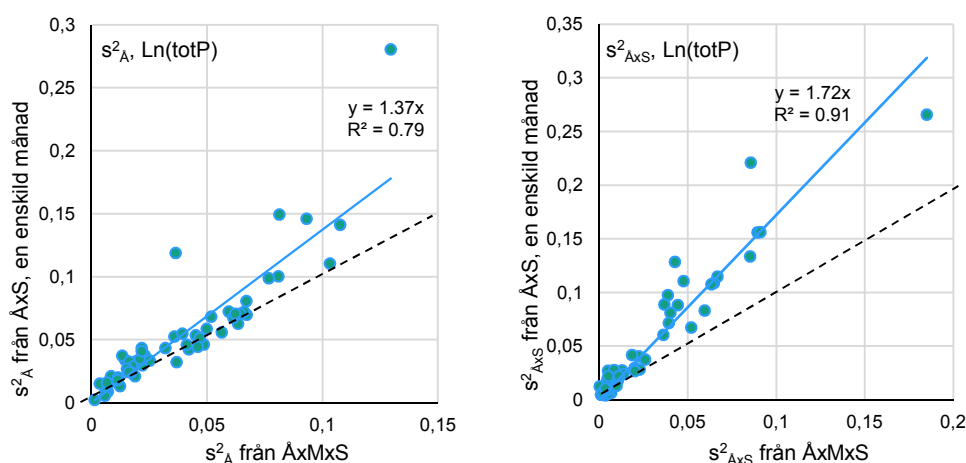
Utöver data från väldefinierade stationer har det funnits tillgång till data från ett stort antal stationer som besökts en eller flera gånger (Figur 5). Dessa data har kunnat användas till att analysera variationen i relation till avstånd mellan provpunkter och avstånd i tid mellan provtagningar, men inte vid beräkning av varianskomponenter.



Figur 5. Mätdata utan definierad unik stationsbeteckning (från åren 2009-2014). Dessa data har vi haft tillgång till men inte kunnat använda i beräkningar av varianskomponenter. Djupdata från EmodNet.

Skattning av varianskomponenter

Skattning av varianskomponenter kan göras på flera olika sätt och vilket angreppssätt man väljer beror på vilka antaganden man gör om data. Carstensen och Lindegarth (2016) förespråkar en analys som inkluderar i stort sett allt data för att få med så många olika varianskomponenter som möjligt i en och samma analys. Om man delar upp materialet i mindre delar kommer man inte att kunna skatta varianskomponenter som gäller skalor som sträcker sig utanför det avgränsade området i tid och rum. Ett exempel på utebliven varianskomponent är interaktionstermen mellan år och område om man endast inkluderar data från stationer inom ett enskilt område. På motsvarande sätt kommer interaktionstermerna för år x månad, månad x station och år x månad x station inte med i analysen om man endast har data från en månad. Problemet som uppstår med en enklare analys är att den variation som har sitt ursprung i dessa interaktioner kommer att hamna i de ”fåtal” komponenter som ingår i den enklare modellen (Figur 6). Exemplet med totalfosfor i Figur 6 visar en överskattning med 72 % för varianskomponenten år x station, vilket skulle resultera i en tolkning som innebär betydligt sämre förmåga att upptäcka trender jämfört om varianskomponenterna skattats med en fullständig design, dvs med flera månader i analysen. Detta blir ett problem i samband med dimensioneringsberäkningarna eftersom ökad osäkerhet innebär behov av ytterligare provtagning. För att undvika förslag som innebär överdimensionerade provtagningsprogram till följd av alltför enkla variansmodeller behöver man identifiera vilka faktorer som behövs i analysen. Med en gemensam analys får man, förutom säkrare skattningar av varianskomponenterna, också fler frihetsgrader. För att få säkra variansskattningar krävs också att variansen mellan replikat är homogen i tid och rum. Log-transformation av data kan användas för flera av variablerna (samtliga utom salinitet, temperatur, pH och siktdjup) för att göra variansen mer homogen än den är utan transformering.



Figur 6. Vid analys av varianskomponenter där det inte alla komponenter kan analyseras samtidigt kommer en del av variansen som hör till de icke analyserade komponenterna att omfördelas mellan de som finns med i analysen. De varianskomponenter som går att analysera kommer då att överskattas, vilket i exemplen ovan ökar varianserna med 37

respektive 72 %. Det streckade linjen visar 1:1-förhållandet. Punkterna visar resultat från enskilda vattenförekomster där det fanns replikerade stationer inom vattenförekomst.

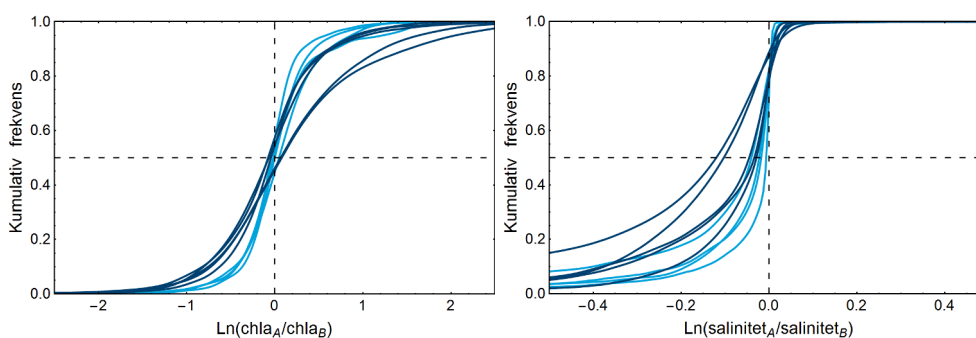
Den till synes enkla lösningen att beräkna varianskomponenter med de mest triviala faktorerna; år, månad, vattenförekomst, station och djup, visade sig dock inte vara genomförbar på grund av avsaknad av replikat. De provtagningsprogram som löpt över flera år och månader har dessutom vanligen omfattat en station per vattenförekomst. Istället för att acceptera faktum och välja en reducerad variansmodell gjordes en analys av data för att undersöka möjligheten att använda data från olika djup i ytan, 0-10 m, som replikat. Resultat från dessa analyser redovisas här i metodavsnittet eftersom det handlar om förutsättningarna för analyserna snarare än om resultat som används för att beräkna statistisk styrka för olika provtagningsdesigner.

Även om replikatproblemet inom station kan lösas genom att använda prov från olika djup i intervallet 0-10 m kvarstår problemet att skatta variansen mellan stationer inom vattenförekomst samt variansen mellan vattenförekomster. Trots den stora mängden mätdata som fanns tillgänglig vid utvärderingen fanns det bara data från enstaka vattenförekomster som uppfyllde kriterierna i form av replikering på alla nivåer som möjliggjorde kompletta analyser av samtliga faktorer. Resultat från dessa få analyser ger ett otillräckligt underlag för att dra slutsatser om alla områden. Det har därför varit nödvändigt att hitta alternativa angreppssätt för att kunna använda så stor del som möjligt av tillgängligt data vid beräkning av statistisk styrka och vid förslag till dimensionering av framtida provtagningsprogram. En möjlighet som stod till buds var att utesluta vattenförekomst ur analysen och analysera variansen mellan stationer oberoende av vilken vattenförekomst de var placerade i, avgränsat till stationer och vattenförekomster inom typ. Ett argument som talar för att variationen mellan vattenförekomster inom typ borde vara försumbar, om man bortser från vattenförekomster med påtagliga punktbelastningar, är att man använder sig av gemensamma (salthaltsjusterade) referensvärden för data från alla vattenförekomster inom de enskilda typområdena. Det går dock att undersöka om variationen som tillkommer när man flyttar sig från en vattenförekomst till en annan är påtaglig eller försumbar. Kunskap om den variationen har varit avgörande för att kunna utesluta faktorn vattenförekomst i analyserna. Metodiken och resultaten från dessa analyser redovisas i ett separat metodavsnitt. Därefter beskrivs metodiken för skattningen av varianskomponenterna, följt av hur beräkningarna av statistisk styrka gjordes.

Oberoende replikat inom station

I samband med de flesta stationsbesöken har endast ett prov samlats in per djupnivå. Det begränsar möjligheten att skatta variationen mellan replikat inom station och djup. För att kringgå det problemet har prover inom varje besök hanterats som oberoende observationer inom djupintervallet 0-10 m. Det borde dock finnas ett visst djupberoende för flera av variablerna, men om detta är svagt i de data som analyserats går det att motivera att prover inom detta djupintervall hanteras som oberoende replikat i de statistiska analyserna.

För att avgöra om variationen är djupoberoende i de övre 10 m under perioden juni-augusti gjordes en analys av samtliga data. I analysen användes data från flera olika kombinationer av två diskreta djup, $A < B \leq 10$, för att beräkna kvoten $\text{mätvärde}_A / \text{mätvärde}_B$ som sedan logtransformerades. Med oberoende variation i relation till djupet bör ca hälften av de logaritmerade kvoterna vara lägre än noll och resterande kvoter större än noll. Vid jämförelse mellan olika diskreta djup (0/5, 0,5/5, 1/5, 2/5, 0/10, 0,5/10, 1/10, 2/10 och 5/10) framkom att variationen i stor utsträckning kan betraktas som oberoende för flertalet av variablerna, utom för salthalt och temperatur. Även om det fanns tydliga djupgradienter i temperatur och salthalt så var gradienterna inte kraftigt utvecklade. För temperaturen var hälften av värdena vid ytan som mest 6 % högre än på 10 m djup och för salthalten var ökningen i motsvarande djupintervall mindre än 3 % vid hälften av mättillfällena. Variansen inom station hamnar i error-termen i variansanalyserna och används här som ett mått på variationen inom station vid varje enskilt tillfälle. Variationen inom station beror på rumslig heterogenitet och analysosäkerhet, men analysosäkerheten bedöms oftast vara försumbar jämfört med den rumsliga komponenten.



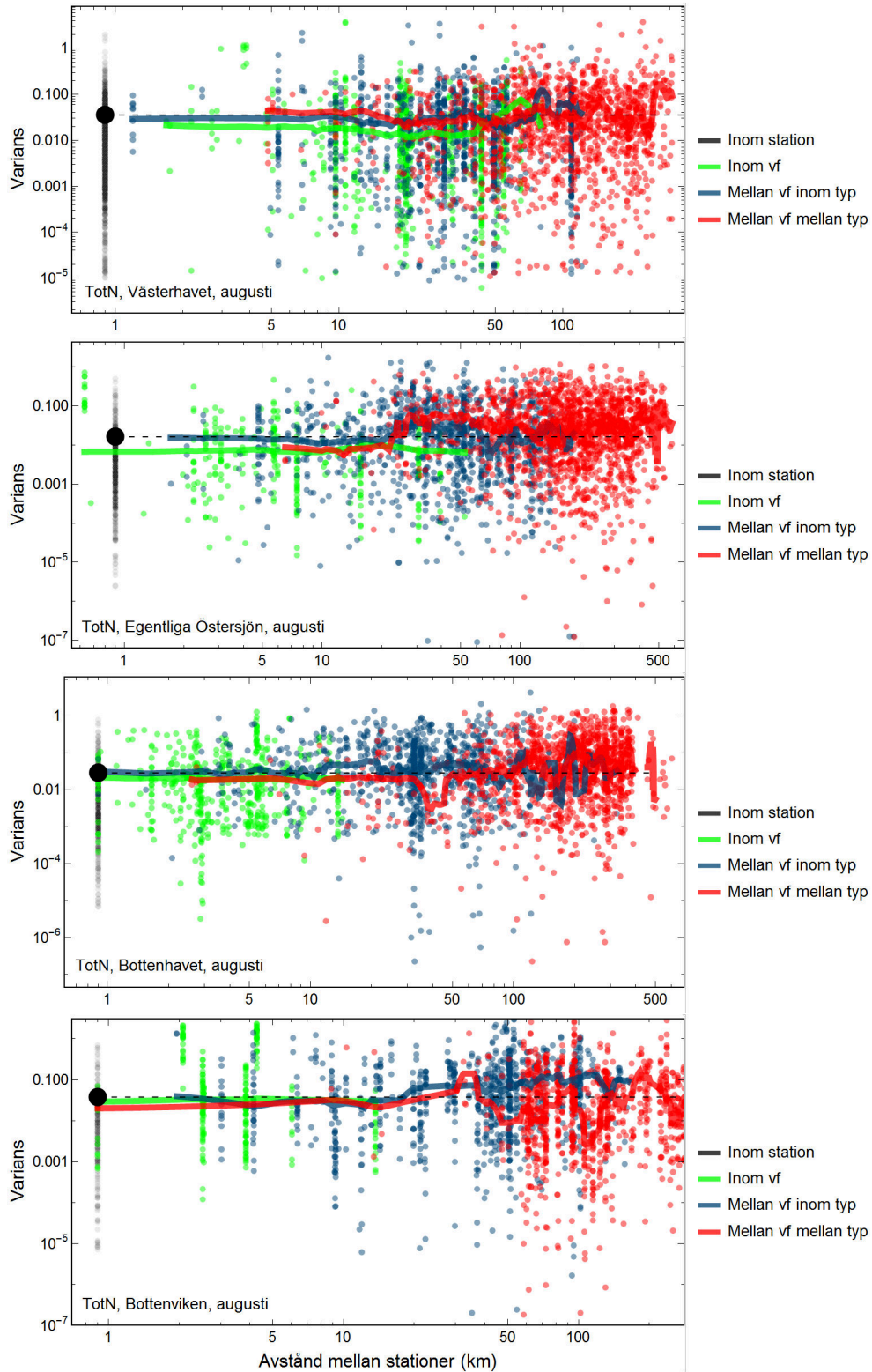
Figur 7. Jämförelse mellan klorofyll- (vänster) och salinitetsvärden (höger) från olika djup ($A < B \leq 10$ m) under perioden juni-augusti. Ljusblå kurvor återger djupintervallen $A/B=0/5$, $0,5/5$, $1/5$, $2/5$ och mörkblå återger djupintervallen $0/10$, $0,5/10$, $1/10$, $2/10$ samt $5/10$. Överlag tycks variationen i klorofyllvärden vara oberoende inom djupintervallet 0-10 m eftersom samtliga kurvor korsar den vertikala streckade linjen nära $y=0,5$. Däremot finns en salthaltsgradient i och med att kurvorna skär den streckade linjen vid $y > 0,7$.

Variation mellan stationer inom och mellan vattenförekomster

Mängden genomförbara analyser kan ökas om man kan betrakta variationen inom enskilda typområden som relativt homogena och använda sig av stationer i olika vattenförekomster, inom typ, för att skatta variansen mellan stationer. Det alternativet skulle fungera om variationen mellan vattenförekomster är försumbar jämfört med mellan stationer inom vattenförekomst. Normalt ökar variationen i mätresultat mellan två stationer när man ökar avståndet mellan stationerna. Frågan är dock om den ökar påtagligt när avståndet sträcker sig över flera vattenförekomster. En möjlighet att undersöka variationen mellan olika vattenförekomster inom samma typ är därför att jämföra variansen inom station med variansen mellan parvisa stationer som befinner sig på olika avstånd från varandra. Om stationspar inom samma vattenförekomst har ungefär samma varians som de stationspar som spänner över flera

vattenförekomster kan det användas som belägg för att variationen mellan vattenförekomster är försumbar. Endast stationspar med samma provtagningsdatum inkluderades i analysen och prov från olika djup inom intervallet 0-10 m användes som oberoende replikat. Resultaten från dessa analyser visade entydigt att variationen mellan vattenförekomster inom typ, och i många fall även mellan typ, var försumbar jämfört med variationen inom vattenförekomst. Faktum är att den största variationen förekom inom station (Figur 8), och det resultatet gällde även för merparten av variablerna (se Figur 12 i resultatdelen).

Slutsatsen från analyserna var genomgående att den dominerande variationen förekom inom station vid ett och samma provtagningsstillfälle och att variationen för stationspar inom vattenförekomst var ungefär lika stor som för de som sträckte sig över flera vattenförekomster. Variansanalysmodellen har därför reducerats till att omfatta faktorerna år, månad och station vid utvärderingen i denna rapport.



Figur 8. Variansen förändras inte nämnvärt med ökat avstånd inom respektive typområde och merparten av variationen tycks finnas inom station. Den svarta punkten och den streckade svarta linjen visar medelvärdet av variansen inom station. En punkt motsvarar variansen mellan två prov tagna på olika avstånd samma datum och i samma djupintervall, 0-10 m.

Varianskomponenter

Den statistiska modell som användes för att skatta varianskomponenterna omfattade faktorerna år (random), månad (fix) och station (random). För att kunna använda så stor del av data som möjligt gjordes varje enskild analys av data från två stationer som provtagits samma datum, dessutom provtagning minst två månader varje år under minst sex år. Urvalskriteriet var dessutom att det måste finnas minst två replikat per station vid varje provtagningstillfälle. I praktiken fanns det ofta data från mer än sex år som uppfyllde dessa kriterier. I de fallen gjordes flera analyser med data från samma stationspar där tidsserien delades upp i flera sexårsperioder med 1 års förskjutning. En tidsserie med sju års data resulterade därför i två analyser. Data slumpades utifrån de givna kriterierna och minsta antalet replikat användes som kriterium för båda stationerna för att få en balanserad ortogonal design. Varianskomponenterna (Tabell 3) beräknades med hjälp av variansanalys (ANOVA) och i de fall flera analyser gjordes för samma stationspar, tidsserie längre än sex år, beräknades ett medelvärde för varje varianskomponent. Medianer för varianskomponenterna beräknades vid aggregering av resultaten från variansanalyserna inom typ när det fanns resultat från mer än ett stationspar för att minska inflytandet från extremvärden.

Tabell 3. Medelkvadratsummorna (MS) som erhålls i en variansanalys består av flera olika varianskomponenter. Det är skattningar av dessa enskilda varianskomponenter som används vid analys av statistisk styrka och vid dimensioneringsberäkningar. Nedan visas sammansättningen av varianskomponenter för den ANOVA-modell som använts i merparten av analyserna i rapporten, med år och station som randomiserade faktorer och månad som fix. Notera att variationen mellan månader utgörs av fasta effektnivåer (k) snarare än av varians (σ^2). Y =år, M =månad, S =station, e =error (replikat), y =antal år, m =antal månader, s =antal stationer, n =antal replikat.

$$\begin{aligned}
 MS_Y &= \sigma_e^2 + mn\sigma_{YXS}^2 + msn\sigma_Y^2 \\
 MS_M &= \sigma_e^2 + n\sigma_{YMXS}^2 + yn\sigma_{MXS}^2 + sn\sigma_{YXM}^2 + ysnk_M^2 \\
 MS_S &= \sigma_e^2 + mn\sigma_{YXS}^2 + ymn\sigma_S^2 \\
 MS_{YXM} &= \sigma_e^2 + n\sigma_{YMXS}^2 + sn\sigma_{YXM}^2 \\
 MS_{YXS} &= \sigma_e^2 + mn\sigma_{YXS}^2 \\
 MS_{MXS} &= \sigma_e^2 + n\sigma_{YMXS}^2 + yn\sigma_{MXS}^2 \\
 MS_{YMXS} &= \sigma_e^2 + n\sigma_{YMXS}^2 \\
 MS_e &= \sigma_e^2
 \end{aligned}$$

Motivet till att dela upp tidsserierna i sektioner om sex år var dels för att minska inflytande av eventuella trender i skattningen av mellanårsvariansen, och dels för att kunna använda beräkningsprincipen som föreslogs av Lindegarth et al. (2013a, 2013b) vid skattningen av osäkerheten i områdesmedelvärden. Det fanns dock inte tillräckligt med data för att beräkna variationen mellan månader utifrån alla tre eller fyra månader (sommar respektive vinterperioderna) som förespråkas i bedömningsgrunden. Alla månader med provtagning inom sommar respektive vinterperioderna inkluderades i analyserna, men i många fall fanns endast data från två månader. Trots denna brist bör det fungera att reducera varianserna i enlighet med den metod som Lindegarth et al. (2013) förespråkade, vilket innebär att

osäkerheten för år, månad och år x månad reduceras till noll med ett provtagningsprogram som omfattar alla sex år i en bedömningscykel och alla tre eller fyra månader som ingår i sommar respektive vinterperioden enligt bedömningsgrunden.

Statistisk styrka att upptäcka trender

Varianskomponenterna år, år x station och replikatvariansen användes till att skatta den statistiska styrkan att upptäcka linjära trender. Storleken på den trend som krävs för att påvisas inom 10 år med 80 % statistisk styrka beräknades enligt ekvation 1 eller 2 beroende på om underlagsdata var log-transformerat eller inte. I uppdraget hade styrkeberäkningar för en 5 % årlig trend specificerats, vilket i flera fall skulle leda till resultat nära 100 % statistisk styrka i många fall. Även om detta skulle framstå som bra jämfört med för många biologiska kvalitetsfaktorer skulle innebörden bli en helt annan. Med 5 % ökning per år skulle man ha en förändring på totalt 50 % efter 10 år. Omvänt skulle en minskning med 5 % per år leda till en halvering av halterna efter 10 år. Förändringar av till exempel närsalter i dessa storleksordningar ter sig som orealistiska, vilket de inte är när det gäller populationsnivåer för organismer. Ett miljöövervakningsprogram för fyskem-variabler behöver därför kunna påvisa betydligt mindre förändringar per år än 5 %.

$$TrendPower(Log) = 1 - CDF \left[nFRD \left[1, T - 2, \frac{\text{Log} \left[1 + \frac{q}{100} \right]^2 (T(T^2 - 1))}{12 * se_y^2} \right], \text{Quantile}[FRD[1, T - 2], 1 - \alpha] \right],$$

ekvation 1

$$TrendPower(CV) = 1 - CDF[nSTD[T - 2, \frac{q\sqrt{T(-1+T^2)}}{200*CV*\sqrt{3}}], \text{Quantile}[STD[T - 2], 1 - \alpha/2]]$$

ekvation 2

T är antalet år, q är trenden i procent per år, se_y^2 är årsmedelvärdenas varians, $CV = se_y / \text{medel}$, α är signifikansnivån för ett dubbelsidigt test, CDF är den kumulativa fördelningsfunktionen, FRD är F-fördelningen, nFRD är den icke-centrala F-fördelningen, STD är (Student's) t-fördelningen och nSTD är den icke-centrala t-fördelningen, se t ex Nicholson et al. (1997). De resultat som erhålls med dessa formler behöver multipliceras med 100 för att få styrkan i procent. Dessa funktioner finns även beskrivna som R-kod i Appendix 2.

Vid beräkning av nuvarande program som vanligen består av en station per vattenförekomst beräknades först årsmedelvärden, därefter medelvärdet av varianserna för samtliga sexårsperioder och slutligen beräknades storleken på den trend som kan upptäckas inom 10 år. På motsvarande sätt beräknades vilka trender som kan påvisas med nuvarande program inom typ och för kust- respektive utsjöområden inom bassäng. Data som samlats in sedan 2005 användes i dessa analyser.

Statistisk styrka vid bedömning med gränsvärden

EK-värde för klorofyll, siktdjup, totalkväve, totalfosfor, samt DIN och DIP beräknades enligt bedömningsgrunden (HVMFS 2013:19). Den statistiska styrkan i samband med statusbedömning beräknades enligt Harrison & Brady (2004) med antagandet att medelvärdet för tillståndsbedömningen befinner sig 20 % över gränsvärdet samtidigt som den undre gränsen i ett enkelsidigt 95 % konfidensintervall inte får underskrida gränsvärdet. Denna situation motsvarar ett enkelsidigt test för att avgöra om det uppmätta tillståndet är signifikant högre än klassgränsen. Ekvation 3 användes för att beräkna styrkan när underlagsdata var otransformerat och ekvation 4 användes för logtransformerade data. För att få resultatet i procent måste resultatet från ekvationerna 3 och 4 multipliceras med 100.

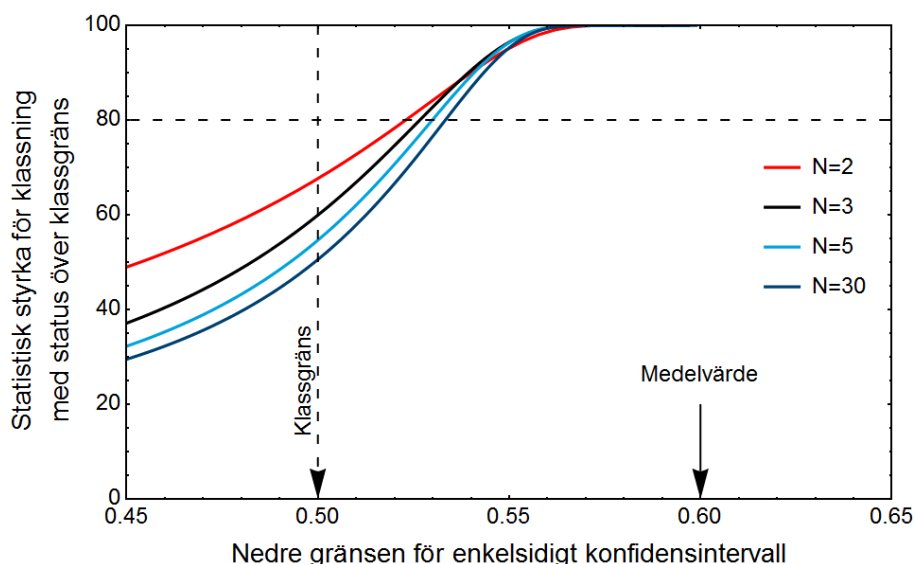
$$PowCV = CDF[nSTD[N - 1, -\frac{d}{(100 + d)CV}], Quantile[STD[N - 1], \alpha]]$$

(ekvation 3)

$$PowLog = CDF[nSTD[N - 1, -\frac{\ln[1 + \frac{d}{100}]}{SE}], Quantile[STD[N - 1], \alpha]]$$

(ekvation 4)

där $CV = SE/\bar{X}$ är variationskoefficienten som i detta fall beräknas genom att dividera standardfelet (SE =standard error) med medelvärdet (tillståndsvärdet), d är avståndet i procent från klassgränsen till medelvärdet (dvs 20 %), N är antalet oberoende mätvärden och α är signifikansnivån. R-kod för dessa funktioner finns i Appendix 2. Vid en statistisk styrka på 80 % befinner sig alltid den nedre konfidensgränsen över klassgränsen. När konfidensintervallet sammanfaller med klassgränsen är styrkan ca 50-67 %.

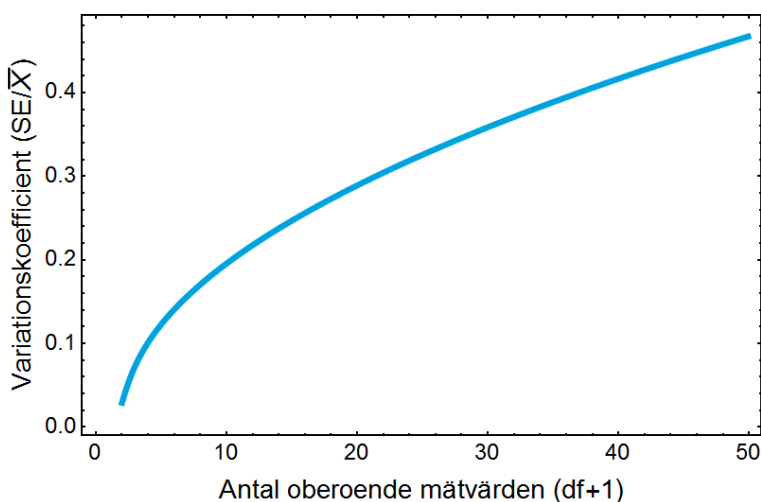


Figur 9. När medelvärdet befinner sig 20 % över klassgränsen kan 80 % statistisk styrka endast nås om den nedre gränsen på ett enkelsidigt konfidensintervall ($\alpha=0.05$) överskrider klassgränsen. Konfidensgränsen skiljer inte speciellt mycket för olika antal prov när styrkan är 80 %.

Den kritiska storleken på konfidensintervallet för att uppnå 80 % statistisk styrka påverkas inte speciellt mycket av antal prov (Figur 9). Det är därför lättare att fastställa hur många oberoende mätvärden som behövs för att nå 80 % statistisk styrka med hjälp av sambandet mellan variationskoefficienten (CV) och antalet prov (Figur 10). Antalet oberoende mätvärden, eller snarare frihetsgrader, är inte nödvändigtvis detsamma som antalet prov som tillståndsvärdet grundar sig på. Antalet oberoende mätvärden kommer i många fall att vara avsevärt lägre än antalet prov eftersom det sannolikt kommer att finnas beroenden mellan en del av mätvärdena till följd av aggregering av provtagning i rumsliga och temporala kluster. En provtagningsdesign som omfattar kluster kan till exempel innebära provtagning i tre vattenförekomster av 10 med fem stationer i varje vattenförekomst och dessa besöks tre av årets månader under tre av sex år. Ett sätt att skatta antalet frihetsgrader när man har replikering i såväl rummet som i tiden är att använda Welch-Satterthwaites formel (ekvation 5, Satterthwaite 1946, Welch 1947):

$$df_{\chi'} \approx (\sum_{i=1}^n s_i^2 / (df_i + 1))^2 / (\sum_{i=1}^n (s_i^2 / (df_i + 1))^2 / df_i), \quad (\text{ekvation 5})$$

där df är antalet frihetsgrader för nivå i i variansanalysmodellen och s_i^2 är variansskattningen från samma nivå och $df_{\chi'}$ blir det sammanvägda (poolade) antalet frihetsgrader för de nivåer som är av intresse.



Figur 10. Sambanden mellan variationskoefficienten ($CV = \frac{SE}{\bar{X}}$) och antalet oberoende mätvärden ($df = \text{frihetsgrader}$) för att uppnå 80 % statistisk styrka när medelvärdet för tillståndsskattningen befinner sig 20 % över klassgränsen.

För att visa hur ekvation 5 kan tillämpas i samband med tillståndsbedömning för sommarperioden ges här ett exempel med årliga data från samtliga tre månader under sex års tid från två stationer inom en vattenförekomst. På varje station antar vi att det samlas in två replikat för att få med samtliga nivåer. Nivåerna som behövs vid beräkningen av antalet frihetsgrader listas i Tabell 4. Med dessa data blir det sammanvägda antalet frihetsgrader ca 4,5, trots att det totala antalet mätvärden uppgår till 72! Den

sammanräknade variansen för tillståndsvärdet (medelvärdet) blir ca 0.02. Om tillståndsvärdet är 3.2 blir variationskoefficienten ca 0.16 och den statistiska styrkan blir 63.1 % att tillståndet befinner sig över ett gränsvärde som är beläget 16.7 % under tillståndsvärdet, dvs när tillståndsvärdet befinner sig 20 % över gränsvärdet.

Tabell 4. Exempel på varianskomponenter och tillhörande frihetsgrader som behövs för sammanvägning av antalet frihetsgrader för beräkning av t ex konfidensintervall för ett tillståndsvärde som räknas fram för en enskild vattenförekomst med årlig provtagning och provtagning samtliga månader under bedömningsperioden. Y=år, M=månad, S=station, x=interaktion och Error är replikatvariansen. De numeriska värdena är i detta fall rent hypotetiska.

Variansursprung	df	s^2
Y	5	0,012
M	2	0,057
S	1	0,302
YxM	10	0,114
YxS	5	0,113
MxS	2	0,332
YxMxS	10	0,016
Error	36	1,811

En nackdel med Welch-Satterthwaites formel är att den bara kan tillämpas på provtagningsdesigner med replikerade nivåer. Det går till exempel inte att beräkna antalet frihetsgrader för en design som bara omfattar ett provtagningsår inom en bedömningsperiod på sex år. För att kunna utvärdera provtagningsdesigner där replikering saknas på en eller flera nivåer, t ex provtagning på en station vid ett tillfälle (månad) under sommaren, beräknades antalet effektiva prov. Antalet effektiva prov, N_{eff} , motsvarar det antal prov som skulle behövas för att få samma osäkerhet, standardfel, som med randomiserad provtagning istället för den faktoriella design (med år, månad och station som faktorer) som vanligen används (se Lenth, 2001). Det effektiva antalet prov beräknas som summan av alla varianskomponenter dividerat med summan av de enskilda varianskomponenterna efter korrigering, division, med antalet nivåer för respektive komponent. Antalet frihetsgrader beräknas sedan enligt $df=N_{\text{eff}}-1$. Med denna metod blir antalet frihetsgrader för data i Tabell 4 ca 10,4, vilket är något högre än 4,5 som räknades fram med Satterthwaites formel. Båda skattningarna är dock långt ifrån det totala antalet prov på 72.

Beräkningsmetoden för att bedöma statusen för näringsämnen i Västerhavet avviker från övriga havsområden genom att man gör klassificeringen på data från det mättillfälle inom säsong med det högsta medelvärdet (HVMFS 2013:19). ”För Västerhavets typer 1 - 6 samt 25 beräknas medelvärdet av halterna för DIN respektive DIP i ytlagret (0 - 10 m) för varje mättillfälle. Data från det mättillfälle som har det högsta medelvärdet av DIN används för att klassificera DIN och TotN. Data från det mättillfälle som har det högsta medelvärdet av DIP används för att klassificera DIP och TotP.” I och med att man använder sig av extremvärden ökar osäkerheten i bedömningen jämfört med om man skulle använda medelvärden från samtliga mättillfällen. Genom

att inte ta med data från mättillfällen med lägre nivåer skapar man dessutom systematiska fel i medelvärdeskattningarna. För att få en uppfattning om skillnaderna i osäkerhet mellan dessa beräkningsmetoder jämfördes variationskoefficienterna mellan extremvärdesmetoden med medelvärdesmetoden.

Osäkerhet i bedömning av syrebrist

Vid förekomst av syrebrist ($<3,5$ ml O_2/l) används bedömningsgrunden för att avgöra om den är tillfällig eller permanent. Tillfällig syrebrist innebär att syrgashalten i bottenvattnet skall underskrida gränsvärdet i en viss andel av mätningarna. Vid permanent syrebrist används djupet där syrebristen inträffar för att beräkna andel av arealen inom området med syrebrist.

Rekommendationen är att använda sig av data från en station som är representativ för hela området, vanligen den djupaste stationen, vid bedömningen. För att avgöra hur tillförlitligt denna rekommendation är har variationen i syrehalter i det bottennära vattnet beräknats med hjälp av data från flera stationer inom respektive område. För att utöka antalet stationer i utsjöområdena vid Bornholm och öster om Gotland har stationer som befinner sig strax utanför områdesgränserna inkluderats i beräkningarna.

Djupgränsen för syrebrist har interpolerats mellan det minsta djupet med syrebrist och djupet med syreprov närmast ovanför. I de fall det fanns prover med syrebrist högre upp i vattenmassan samtidigt som det fanns en avgränsad syrebrist vid botten lokaliserades djupgränsen för den syrebrist som rådde vid botten.

Två typer av osäkerhet (variationskoefficienter) har beräknats, osäkerheten i syrehalten inom ett och samma djup och osäkerheten i djupangivelsen där syrebristen uppmätts. Variationskoefficienten för syrehalten inom samma djup beräknades genom att aggregera data från samma datum och djup inom HID och därefter beräkna CV för syrgashalten. Sambandet mellan CV och syrgashalt användes sedan för att fastställa osäkerheten när syrgashalten sammanfaller med gränsen för syrebrist. På motsvarande sätt beräknades CV för djup vid syrebrist, men aggregeringen gjordes omvänt dvs genom att aggregera mätningar med samma syrgashalt från prover tagna samma datum inom HID. Variationskoefficienterna användes sedan för att beräkna hur många stationer eller besök som behövs för att uppnå önskad säkerhet vid bedömning av miljöstatus.

Dimensionering av provtagningsprogram

Den statistiska styrkan beräknades för olika provtagningsdesigner genom att dividera varianskomponenterna med antal år, månader, stationer och replikat för respektive design. Standardfelet (SE) som användes vid analys av styrkan att påvisa trender beräknades enligt ekvation 6. Vid analys av styrkan att påvisa skillnad mellan ett gränsvärde och ett tillståndsvärde 20 % över gränsvärdet

beräknades SE enligt ekvation 7. Variansreduktionen i ekvation 7 följer samma princip som redovisas i Lindegarth et al. (2013). Även om det är uppenbart att mellanårsvariansen utgår när man har data från alla sex år framgår det inte i rapporten varför den inte tillåts slå igenom fullt ut om man endast provtar ett av de sex åren. Den delen av variansreduktionen bör därför betraktas som approximativ. Det finns en exakt lösning för hur variansen reduceras med antalet nivåer (år respektive månader), men den är betydligt mycket mer komplicerad. Skillnaden i resultat mellan den exakta och den approximativa är inte särskilt stor. Av den anledningen används den enklare approximationen. Utvärderingen har gjorts för nuvarande provtagningsprogram och för ett antal olika provtagningsdesigner. Dessa resultat har sedan legat till grund för det förslag som redovisas. Ambitionen har varit att förslaget till nytt program i möjligaste mån skall uppfylla kraven som ställs på framtida program. Såväl möjligheten att upptäcka trender som möjligheten att göra en tillförlitlig bedömning av miljöstatus har beaktats.

$$SE^2 = \frac{\sigma_e^2}{msn} + \frac{\sigma_{YXS}^2}{s} + \sigma_Y^2, \quad (\text{ekvation 6})$$

Se teckenförklaring i tabell 3.

$$SE^2 = \frac{\sigma_e^2}{ymsn} + \frac{\sigma_{YxMxS}^2}{yms} + \frac{\sigma_{MxS}^2}{ms} + \frac{\sigma_{YxS}^2}{ys} + \frac{\sigma_{YxM}^2(1 - \frac{ym}{YM})}{ym} + \frac{\sigma_S^2}{s} + \frac{k_M^2(1 - \frac{m}{M})}{m} + \frac{\sigma_Y^2(1 - \frac{y}{Y})}{y}$$

(ekvation 7)

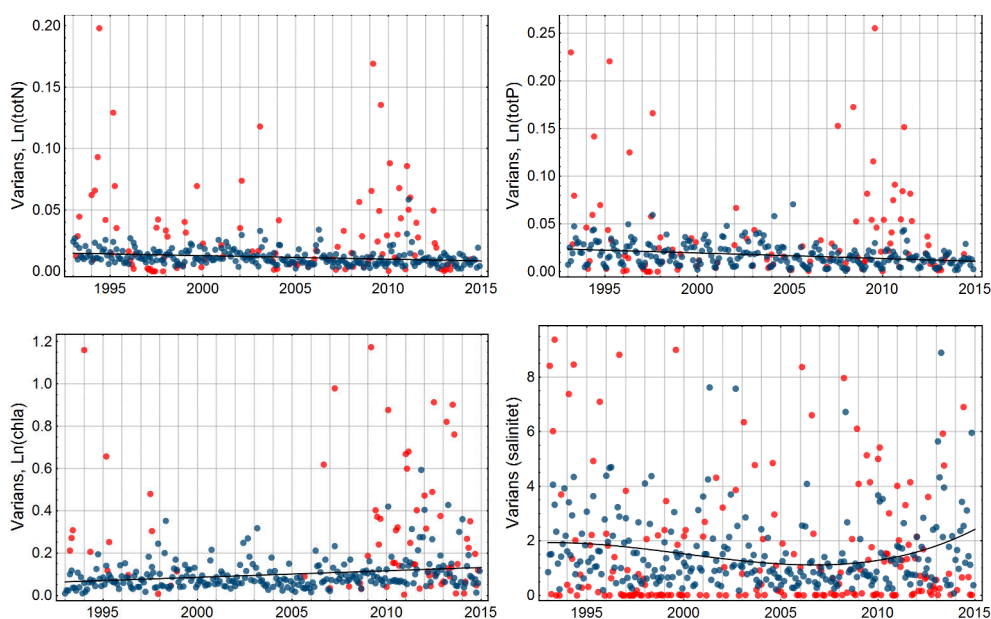
De numeriska beräkningarna har gjorts med hjälp av Mathematica ver. 11.1 (Wolfram Research Inc., 2017) och R ver 3.4.0 (R Core Team, 2017).

Resultat och diskussion

Variation i tid och rum

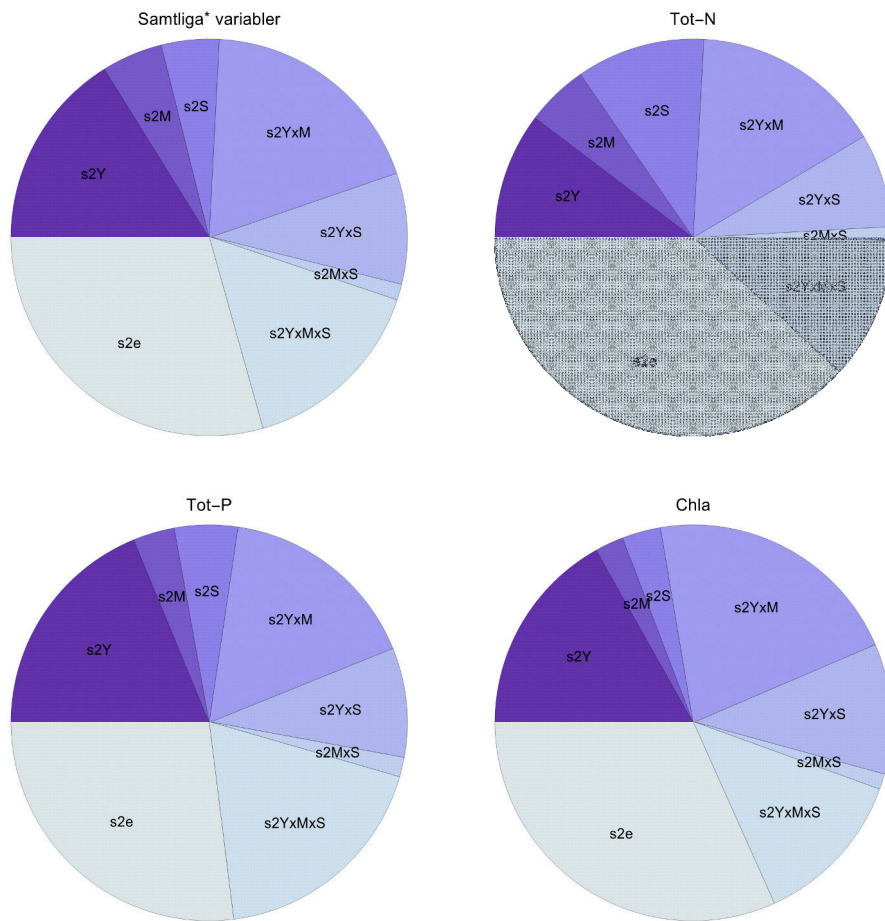
Varianskomponenter

Prov från olika djup i intervallet 0-10 m har kunnat användas som oberoende replikat för merparten av variablerna vilket gjort det möjligt att undersöka om osäkerheten i mätresultaten förändrats över tid (Figur 11). Resultaten visar att variationen mellan replikat minskat något över tid, samtidigt framgår att variansen emellanåt är påtagligt hög. De höga värdena tycks i de flesta fall orsakas av temporal variation inom månad, men eftersom de uppkommer sporadiskt kan inte heller brister i datakvalitet uteslutas.



Figur 11. Den genomsnittliga variansen per månad inom station har förändrats över tiden för några av variablerna. Minskningen av variansen i totalkväve och totalfosfor är signifikant. Mörkblå punkter visar varians mellan prover inom djupintervallet (0-10 m) och röda punkter visar varians mellan prov inom samma djup i intervallet 0-10 m. Punkterna motsvarar medelvärden som beräknats på samtliga data utom de 5 % högsta och lägsta värdena för att minska betydelsen av outliers.

Variansen inom station, 0-10 m, utgjorde den absolut största delen, median och medelvärde i samma storleksordning ca 29 %, av den totala variansen för alla variabler utom temperatur, salthalt och siktdjup (Figur 12). De tre sistnämnda variablerna hade inte tillräckligt med oberoende replikat för att kunna beräkna tillförlitliga skattningar av varianskomponenterna. Varianskomponenterna för år, år x månad och år x månad x station utgjorde vardera ca 15-19 % av den totala variansen. Fördelningen av varianserna för totalkväve, totalfosfor och klorofyll var ungefär densamma som de ovan beskrivna (Figur 12). Noterbart är att variansen mellan stationer inte uppgick till mer än ca 5 % av den totala variansen, vilket får ses som en indikation på att merparten av vattenförekomsterna är relativt likartade inom respektive typ- eller bedömningsområde. Ett exempel på de enskilda varianskomponenterna för EK tot-N redovisas uppdelat på typ- och bedömningsområden i Tabell 5. Resultat med de övriga variablernas varianskomponenter redovisas i tabell med 363 rader i en separat excelfil som kan laddas ned från HaVs hemsida. Varianskomponenterna har använts i de styrke- och dimensioneringsberäkningar som redovisas i de kommande avsnitten.



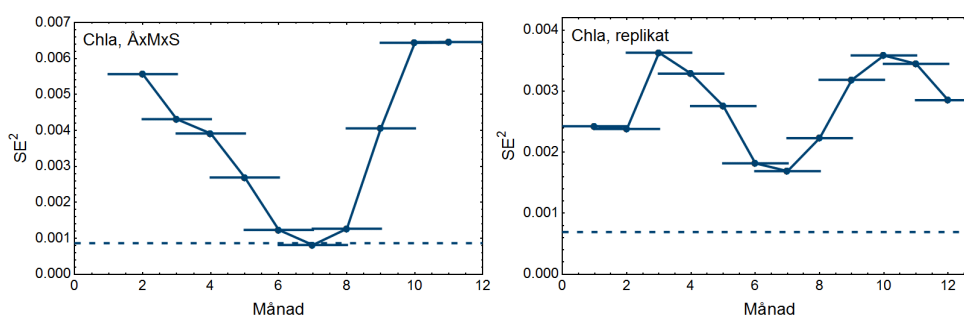
Figur 12. Variationen inom station (s^2e) utgjorde genomgående den största källan till osäkerhet i resultatet från ett enskilt prov. Diagrammen är baserade på medianer av de enskilda varianskomponenterna från samtliga typ- och bedömningsområden ($N=294$). Y =år, M =månad, S =station, e =replikat/"error" termen, och x betecknar interaktioner mellan faktorerna. *Samtliga variabler inkluderar ej temperatur, salthalt och siktdjup vilka uteslutits på grund av otillräckligt antal oberoende prov inom besök.

Tabell 5. Varianskomponenter för totalkväve, EK, beräknat enligt bedömningsgrunden. EK-värdena har ej maximerats till 1 för att få ett mått på den totala osäkerheten. I avsaknad av referensvärden för utsjöområdena har de faktiska värdena använts i variansanalyserna. Y=år, M=månad, S=station, e=error och x=interaktion.

uvkt	Bedömningsområde	S ² _Y	S ² _M	S ² _S	S ² _{YxM}	S ² _{YxS}	S ² _{MxS}	S ² _{YxMxS}	s ² _e	Medel
SkaUt	Skagerraks utsjövattnen	1,3123	0,6039	1,9009	1,2898	0,7601	0,1261	1,5196	4,110	12,90
3	Västkustens yttre kustvatten, Skagerrak	0,0013	0,0001	0,0056	0,0060	0,0041	0,0003	0,0027	0,016	0,83
1n	Västkustens inre kustvatten 1n	0,0019	0,0001	0,0001	0,0060	0,0019	0,0004	0,0027	0,009	0,80
2	Västkustens fjordar	0,0018	0,0004	0,0007	0,0019	0,0030	0,0004	0,0044	0,011	0,79
KatUt	Kattegatts utsjövattnen	2,4616	0,1539	3,6208	0,9649	6,2988	0,2781	2,0746	10,366	17,93
4	Västkustens yttre kustvatten, Kattegatt	0,0022	0,0007	0,0002	0,0026	0,0044	0,0006	0,0024	0,009	0,71
1s	Västkustens inre kustvatten 1s	0,0009	0,0009	0,0005	0,0007	0,0081	0,0004	0,0030	0,010	0,68
5	Södra Hallands och norra Öresunds kustvatten	0,0050	0,0015	0,0017	0,0055	0,0048	0,0006	0,0103	0,018	0,89
6	Öresunds kustvatten	0,0010	0,0016	0,0011	0,0030	0,0012	0,0003	0,0010	0,006	0,77
7	Skånes kustvatten	0,0000	0,0013	0,0004	0,0037	0,0025	0,0000	0,0041	0,002	0,75
BoHanoUt	Bornholmshavets och Hanöbuktens utsjövattnen	1,4515	0,9987	0,0591	0,2757	0,3128	0,1199	0,9067	1,272	20,85
9	Blekinge skärgård och Kalmarsund, yttre kustvatten	0,0023	0,0004	0,0021	0,0012	0,0029	0,0001	0,0021	0,004	0,77
8	Blekinge skärgård och Kalmarsund, inre kustvatten	0,0050	0,0035	0,0057	0,0037	0,0026	0,0002	0,0016	0,007	0,69
VGotUt	V Gotlandshavets utsjövattnen	1,2423	1,1895	0,2054	1,0715	0,6647	0,1395	1,0108	1,866	21,07
12s	Östergötlands och Stockholms skärgård, mellankustvatten 12s	0,0018	0,0013	0,0031	0,0061	0,0041	0,0005	0,0078	0,009	0,78
13	Östergötlands inre kustvatten	0,0034	0,0020	0,0016	0,0019	0,0043	0,0001	0,0142	0,011	0,68
OGotUt	Ö Gotlandshavets utsjövattnen	1,6893	1,0649	0,0632	1,7154	0,5615	0,1209	0,9859	1,787	22,21
12n	Östergötlands och Stockholms skärgård, mellankustvatten 12n	0,0170	0,0006	0,0000	0,0032	0,0003	0,0001	0,0001	0,005	0,81
BotHavUt	Bottenhavets utsjövattnen	0,2448	0,0805	0,0053	0,8676	0,1495	0,0240	0,0697	0,717	16,61
16	Södra Bottenhavet, inre kustvatten	0,0013	0,0003	0,0260	0,0011	0,0093	0,0005	0,0105	0,025	0,93
18	Norra Bottenhavet, Höga kusten, inre kustvatten	0,0383	0,0000	0,0071	0,0272	0,0086	0,0006	0,0126	0,024	1,22
20	Norra Kvarkens inre kustvatten	0,0005	0,0013	0,0262	0,0003	0,0010	0,0000	0,0087	0,014	1,13
BotVikUt	Bottenvikens utsjövattnen	0,6180	1,7446	0,1597	0,2075	0,2342	0,1550	0,4079	1,237	17,86
22	Norra Bottenviken, inre kustvatten	0,0109	0,0033	0,0286	0,0060	0,0189	0,0030	0,0302	0,048	1,32

Varianskomponenternas variation inom år

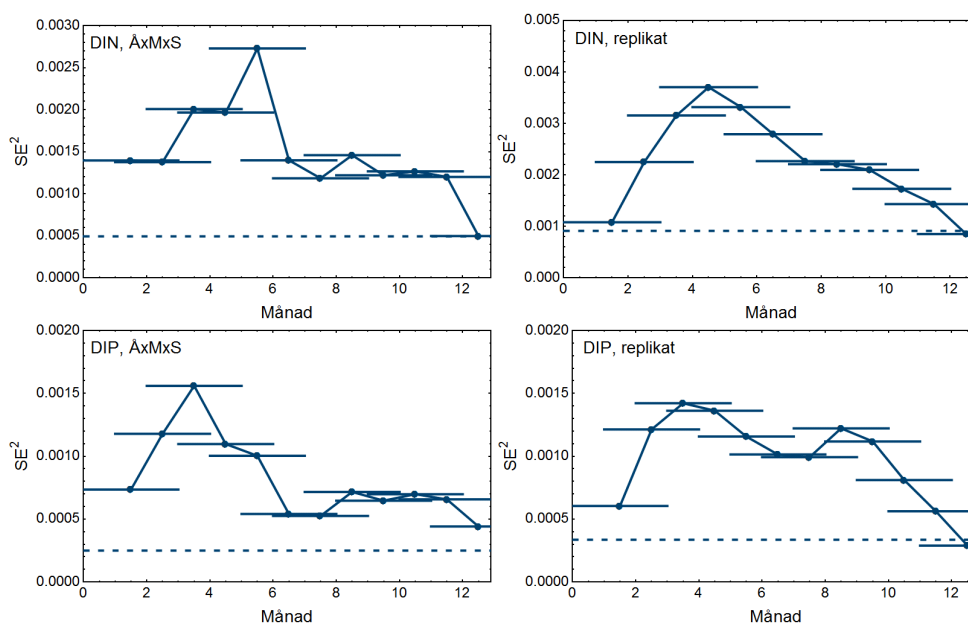
Variationen mellan månader varierar under året och säsongsmönstret skiljer sig mellan olika variabler. För klorofyll är sommarperioden, juni-augusti, den mest stabila perioden under året i den fria vattenmassan vilket är anledningen till att denna period ingår i bedömningsgrunden. Vinterperioden ingår i bedömningen eftersom DIN och DIP då når de högsta värdena inför vårblomningen samtidigt som variationen är förhållandevis liten. Resultaten från variansanalyserna av klorofyll i Gullmarns centralbassäng visar att juni-augusti är den stabilaste perioden för denna variabel (Figur 13). Provtagning under den delen av året ger hög precision i relation till kostnaden för provtagning. Med provtagning varje månad får man vanligen ett säkrare årsmedelvärde eftersom antalet frihetsgrader blir högt jämfört med vid provtagning enbart under sommar- och vinterperioderna, men kostnaden blir också dubbelt så hög. Skillnaden i osäkerhet blir inte nödvändigtvis så pass stor att det är bättre att öka provtagningsfrekvensen till 12 gånger per år jämfört med att använda hälften av resurserna till att provta på andra ställen eller andra variabler. Vinterperioden är dessutom lågproduktiv, vilket gör det tveksamt att använda detta klorofyll för att bedöma miljötillståndet.



Figur 13. Standardfelet i kvadrat för interaktionstermen ÅxMxS och replikaten för Chla i Gullmarns centralbassäng var som lägst under sommarmånaderna och jämförbara eller något högre jämfört med provtagning varje månad under året (streckad linje). Å=år, M=månad, S= station och x=interaktion. Horisontella heldragna linjer visar vilka månader som inkluderats i respektive analys.

För DIN och DIP var förhållandet nästan det omvända eftersom närsaltspoolen är uttömd ovan termoklinen under den produktiva delen av året. Variationen för DIN och DIP är relativt låg under senhöst-vintern, men mer variabla under våren och sommaren (Figur 14). Efter justering för antal provtagningar blir standardfelet nästan lika lågt med fyra månaders vinterprovtagning som med 12 månaders provtagning per år. Med provtagning samtliga sex år och 4 respektive 12 månader per år reduceras varianserna för år, månad och år x månad till noll. I exemplet med DIN blir antalet frihetsgrader ca 17 med provtagning varje månad i sex år och ca 11 med 4 månaders provtagning per år. För DIP blir motsvarande frihetsgrader 17 respektive 14. I praktiken kommer därför den slutgiltiga osäkerheten uppräknat till konfidensintervall att bli något mindre med 12 månaders provtagning jämfört med vid fyra månaders provtagning. Eventuellt skulle det kunna bli bias i skattningen av osäkerheten med månatlig provtagning eftersom variansen är långt ifrån homogen under året (Figur 14). Om man

väljer att använda data från hela året bör man använda en variansmodell som inte bygger på antagandet att varianserna är homogena eftersom detta uppenbarligen inte är fallet för flera av variablerna.



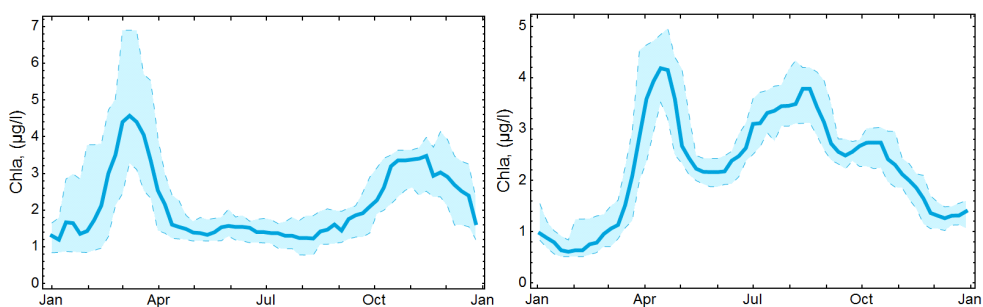
Figur 14. Standardfelet för interaktionen $\text{\AA}xMxS$ och replikat för DIN och DIP i Gullmarns centralbassäng var som lägst under senhöst-vinter och nästan lika lågt med fyra månaders provtagning som med provtagning varje månad under året (streckad linje). \AA =år, M =månad, S =station och x =interaktion. Horisontella heldragna linjer visar vilka månader som inkluderats i respektive analys.

Provtagningsfrekvens kontra rumslig replikering

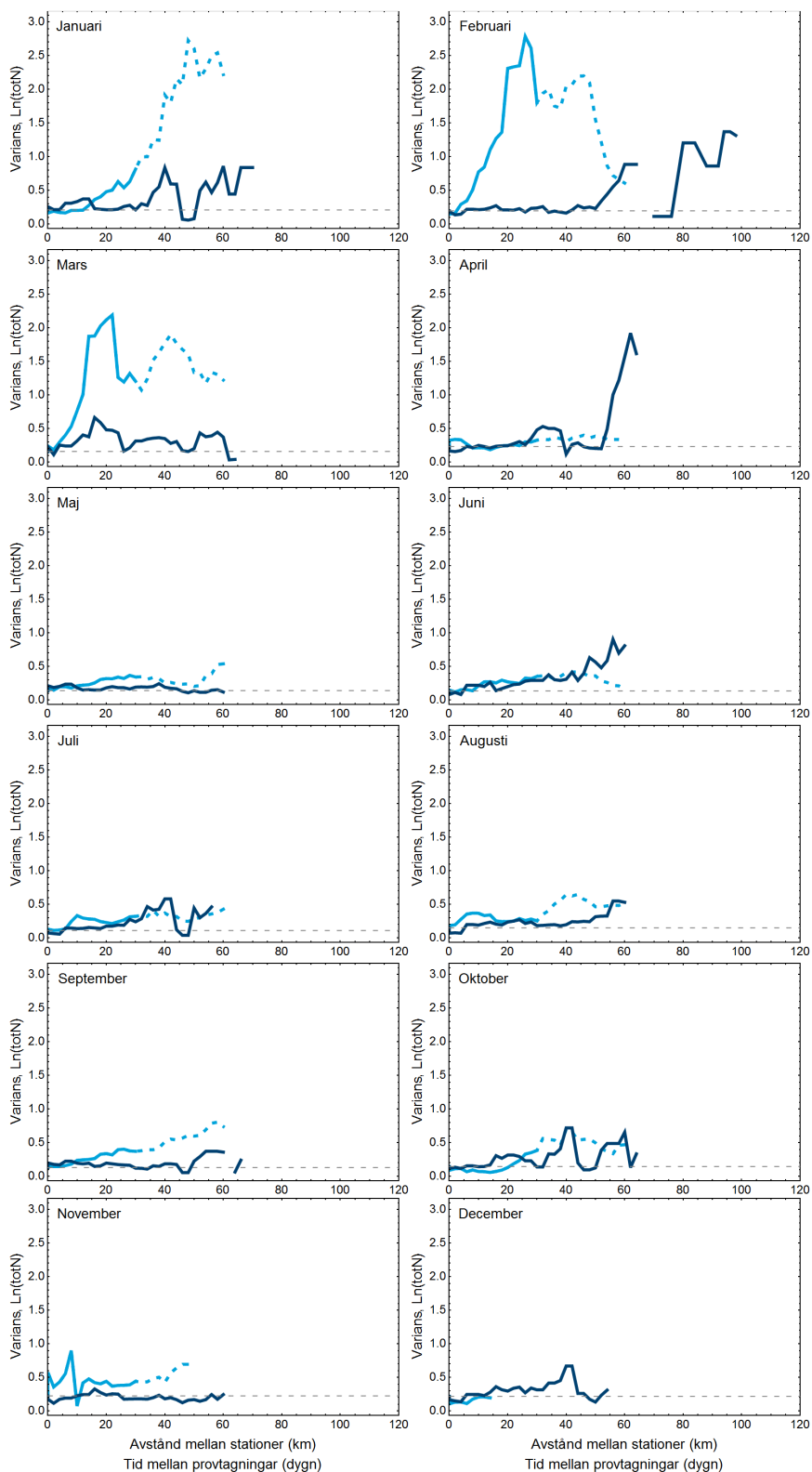
En enskild mätserie från någon av de variabler som mäts med hög tidsupplösning i den fria vattenmassan uppvisar vanligen en karaktäristisk säsongsmässighet om än med en hel del oregelbundenheter. I strikt bemärkelse är variationen i tidsserien temporal eftersom variationen observeras över tiden. Det behöver dock inte innebära att all variation har sitt ursprung i den säsongsmässiga drivkraften som vanligen utgörs av temperatur- och ljusutvecklingen under året. En del av variationen beror även på rumslig heterogenitet, bland annat på grund av att vattenmassan rör sig eller på en mindre skala som en följd av interaktioner mellan arterna i den fria vattenmassan. I samband med dimensionering av provtagning i den här typen av miljöer är den rumsliga variationen en fördel eftersom det möjliggör optimering av provtagningen både över tiden och i rummet för att minska variationen i områdesmedelvärdeets säsongskurva. Rumslig replikering åtminstone i närområdet kan många gånger vara mindre kostsamt än att göra ytterligare fartygsresor för att förtäta provtagningen under säsongen.

Det finns ett antal stationer i dagens program som har intensiv provtagning, minst en gång i månaden, och resultat från dessa stationer har varit viktiga för att kunna belysa frågeställningar om hur man bäst allokerar

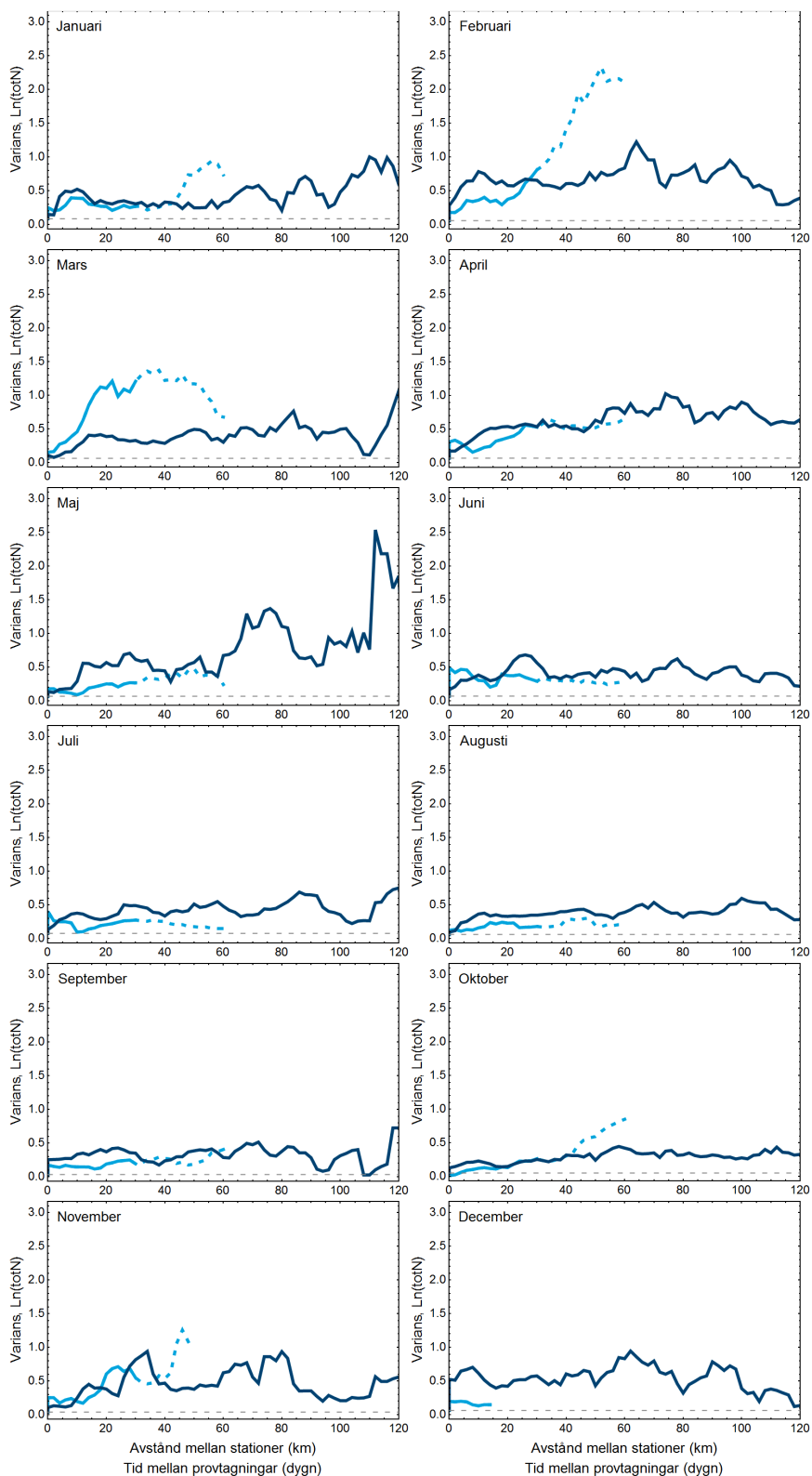
provtagningsresurserna i tid och rum. Variansen mellan två prov kan relateras till olika tidsintervall på motsvarande sätt som i figurerna med variansen i relation till avståndet (Figur 8). Genom att använda en gemensam skala går det att jämföra variansen över tid med variansen över olika avstånd för att avgöra om det med en given resurs ger mer värdefull information genom att fördela prover över tid eller rumsligt, när man ändå är ute på provtagning. Vid trendövervakning är ambitionen att lokalisera områden eller perioder med liten variation för att öka möjligheten att upptäcka trender. Det viktiga i trendanalysen är inte att kurvan har årsmedelvärden som är korrekta för området utan att årsmedelvärdenas trend återges korrekt. I det avseendet skiljer sig den bedömning som görs inom vatten- och havsmiljödirektivet. Den bedömningen bygger på att man lyckas återge vattenförekomstens medelvärde så noggrant som möjligt, utan bias. Om variationen i tid och rum är mycket stor kommer ett medelvärde som baseras på ett fåtal värden med stor sannolikhet att avvika från områdets sanna medelvärde. Detta kan till viss del kompenseras för genom att beräkna ett konfidensintervall, men i slutändan är det ofta just medelvärdet som används vid bedömning av statusen. Därför är det viktigt att medelvärdet blir så korrekt som möjligt och därför behöver man ta sig an variationen snarare än att undvika den. En lösning som står till buds för att få ett tillförlitligt medelvärde i en variabel miljö är att göra beräkningen med hjälp av många oberoende mätvärden. Här nedan ges två exempel på variabler som varierar kraftigt i både tid och rum och valet mellan rumslig eller temporal replikering avgörs, förutom av kostnadsaspekten, av vilken av dem som uppvisar den högsta variationen (Figur 15, Figur 16, Figur 17). Om t ex klorofyll har högre rumslig variation på något visst avstånd inom månad jämfört med den temporala variationen (under de 30-31 första dagarna för att hålla sig inom samma månad) är den optimala lösningen att provta ytterligare en station. Avståndet mellan de två stationerna avgörs av variationen. På motsvarande sätt går det att se hur lång tid det behöver gå mellan provtagningstillfällena för att erhålla mer information jämfört med rumslig replikering.



Figur 15. Säsongsvariation i klorofyll i södra Kattegatts utsjö söder om latitud 57° och kust typområde 5 (vänster panel), och i Egentliga Östersjöns kust och utsjö (höger panel). Den heldragna mellanblå linjen motsvarar ett utjämnat glidande medelvärde. Det skuggade området avgränsas nedåt av den första kvartilen och uppåt av den tredje kvartilen.



Figur 16. Jämförelse mellan rumslig och temporal variation i Chla i södra Kattegatts utsjö söder om latitud 57° och kust typområde 5. Mörkblå linje visar den rumsliga variationen i relation till avståndet. Mellanblå heldragen linje visar den temporal variationen inom månad, antal dagar efter första provtagningen. Den streckade mellanblå linjen visar den temporal variationen utanför den månad när den första provtagningen gjordes. Grå streckad linje visar variationen inom station vid första besöket.



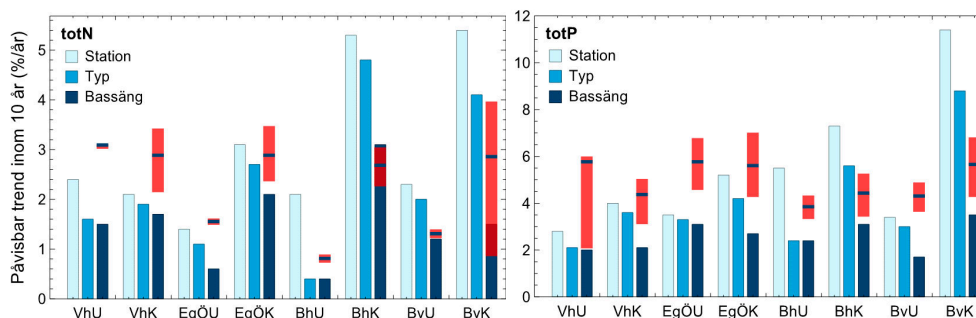
Figur 17. Jämförelse mellan rumslig och temporal variation i Chla i Egentliga Östersjöns kust och utsjö. Mörkblå linje visar den rumsliga variationen i relation till avståndet. Mellanblå heldragen linje visar den temporal variationen inom månad, antal dagar efter första provtagningen. Den streckade mellanblå linjen visar den temporal variationen utanför den månad när den första provtagningen gjordes. Grå streckad linje visar variationen inom station vid första besöket.

Statistisk styrka att upptäcka trender

Ytvatten, 0-10 m

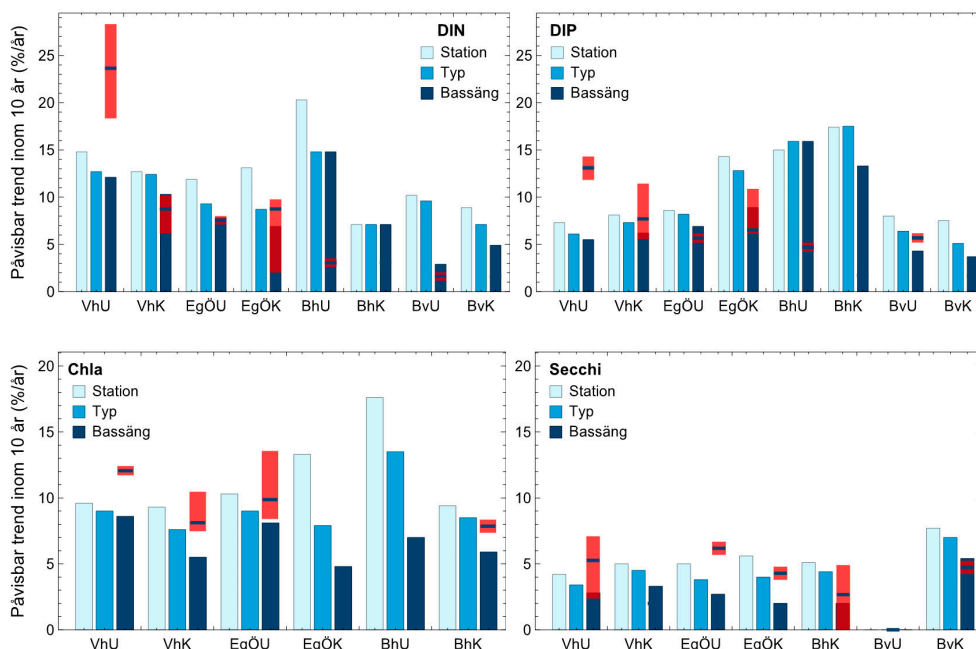
Nuvarande övervakning - lokala, regionala och storskaliga trender

Möjligheten att påvisa en befintlig trend inom 10 år med data från enskilda stationer inom nuvarande program varierar mycket mellan område och variabel. Generellt krävs större trender för att kunna påvisas lokalt, med data från en enskild station, jämfört med för ett helt typområde eller ännu större områden som till exempel kust/utsjö i respektive bassäng (Figur 18). För totalkväve kan nuvarande övervakning påvisa årliga trender som är mellan 1,5 och 2 % per år i samtliga utsjöområden samt i kustzonen i Västerhavet, givet kravet på 80 % statistisk styrka. För enskilda stationer i kustzonen i Bottniska viken krävs trender på drygt 5 % per år medan regionala och storskaliga trender inte behöver nå mer än två till tre % per år för att kunna påvisas. Ungefär samma förutsättningar gäller för totalfosfor i nuvarande program, med undantaget att det krävs större trender än 7-10 % i Bottniska vikens kustområden. En skillnad mot totalkväve är att storskaliga trender på 2-3 % kan påvisas med 80 % styrka i samtliga bassängers kust och utsjö. Även om dessa trender kan tyckas små blir den totala effekten mycket stor med en bibehållen trend under 10 år. En linjär trend på 2 % per år ger en förändring på 20 % efter 10 år och med en exponentiell förändring (linjär trend med loggade data) blir förändringen ca 22 %. Den enda möjligheten att kunna påvisa mindre trender än så för totalkväve och totalfosfor är att invänta längre tidsserier. Med 20 års data blir omräkningen av de trender som kan upptäckas ca en tredjedel jämfört med om man har 10 års data, dvs istället för 2 % per år med 10 års data kan man med 20 års data upptäcka en trend på 0,7-0,8 % per år. En ökad provtagningsinsats skulle inte göra situationen speciellt mycket bättre eftersom merparten av den varians som kan reduceras är nära noll i de resultat som gäller de storskaliga trenderna. Flera stationer och replikat påverkar inte den naturliga mellanårsvariansen och det är huvudsakligen den som avgör den statistiska styrkan för att kunna påvisa storskaliga trender. Det var en viss diskrepans mellan styrkeberäkningarna som gjordes med hjälp av varianskomponenterna och de som gjordes direkt med hjälp av data (Figur 18), troligen på grund av att data från höst och vår inte användes vid skattning av varianskomponenterna. Skillnaden mellan de två beräkningssätten som var mest påtaglig för totalfosfor är inte större än att det går att väga samman resultaten för en gemensam tolkning, speciellt som beräkning av statistisk styrka för dimensionering av provtagning bör ses som vägledande.



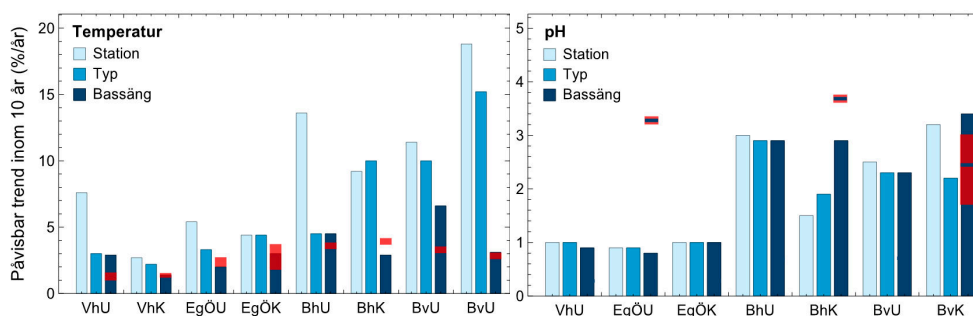
Figur 18. Generellt kan lägre trender påvisas inom 10 år med 80 % statistisk styrka om data aggregeras från större områden jämfört med data från en enskild station. Blå staplar visar utfallet för variationen mellan årsmedelvärden som beräknats med samtliga data. Röda boxar visar utfallet när beräkningarna gjorts med hjälp av mellanårsvariansen (s^2_y). Boxen omfattar resultat mellan 1:a och 3:e kvartilerna och ett streck som visar medianen. Vh=Västerhavet, EgÖ=Egentliga Östersjön, Bh=Bottenhavet, Bv=Bottenviken, U=utsjö, K=kust.

Möjligheten att kunna upptäcka trender i de lösta oorganiska närsalterna DIN och DIP är genomgående sämre än för totalhalterna. Storskaliga trender i DIN och DIP på mindre än 5 % per år kan bara påvisas med det program som löper i Bottenviken (Figur 19). Egenskaperna var ungefär desamma för klorofyll men något bättre för siktdjupet för vilket trender på ca 4-5 % per år kan upptäckas på stationsnivå och 2-3 % per år för storskaliga trender. Resultaten för klorofyll är i nivå med dem som beräknades och rapporterades av Karlsson et al. (2015).



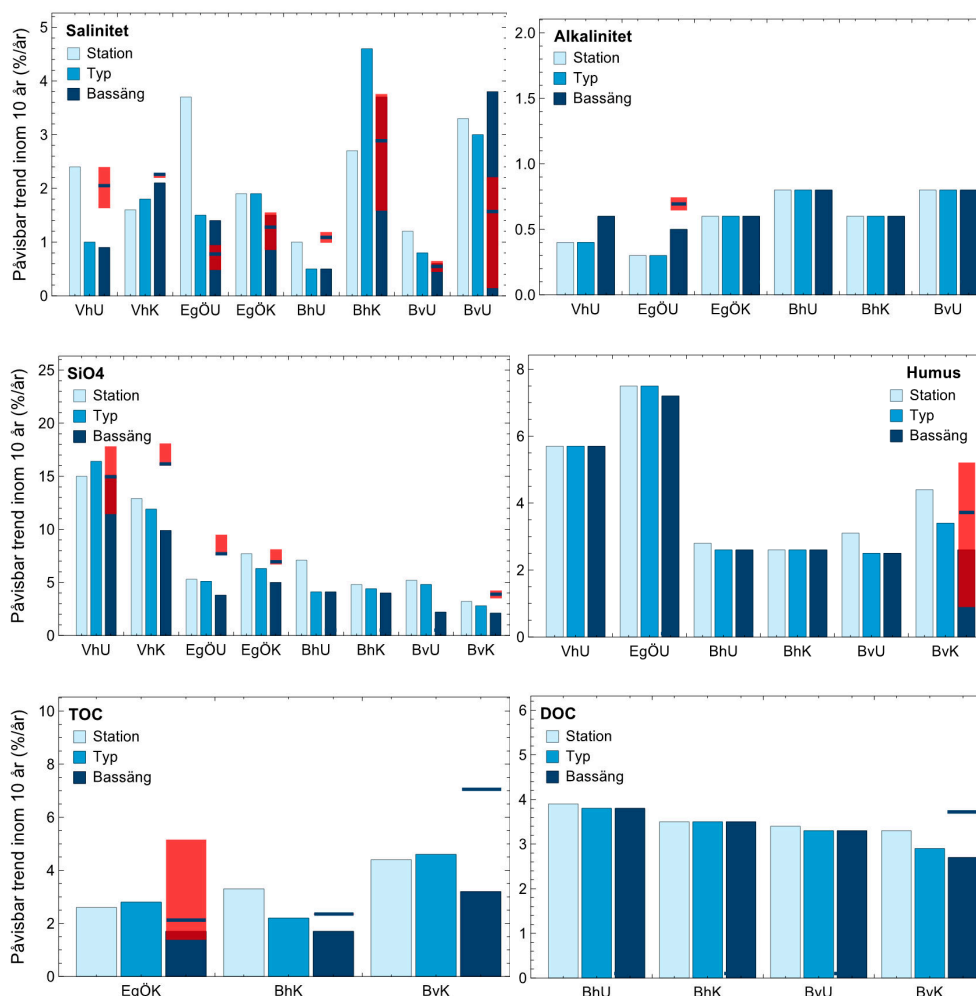
Figur 19. Lägre trender kan påvisas inom 10 år med 80 % statistisk styrka med siktdjupsdata jämfört med data från klorofyll eller oorganiska närsalter (N och P). Blå staplar visar utfallet för variationen mellan årsmedelvärden som beräknats med samtliga data. Röda boxar visar utfallet när beräkningarna gjorts med hjälp av mellanårsvariansen (s^2_y). Boxen omfattar resultat mellan 1:a och 3:e kvartilerna och ett streck som visar medianen. Vh=Västerhavet, EgÖ=Egentliga Östersjön, Bh=Bottenhavet, Bv=Bottenviken, U=utsjö, K=kust.

För några av variablerna, temperatur och pH, tycks mindre trender kunna påvisas med data från enskilda stationer i Västerhavet och Egentliga Östersjön jämfört med i Bottniska viken (Figur 20). För temperaturen var det dock inga större skillnader mellan områdena vad gäller möjligheten att upptäcka storskaliga trender. För pH var det ingen större skillnad i storlek på de trender som kan påvisas lokalt kontra storskaligt.



Figur 20. Lägre trender i temperatur och pH kan påvisas på enskilda stationer inom 10 år med 80 % statistisk styrka i Västerhavet och Egentliga Östersjön än i Bottniska viken. Blå staplar visar utfallet för variationen mellan årsmedelvärden som beräknats med samtliga data. Röda boxar visar utfallet när beräkningarna gjorts med hjälp av mellanårsvariansen (s^2v). Boxen omfattar resultat mellan 1:a och 3:e kvartilerna och ett streck som visar medianen. Vh=Västerhavet, EgÖ=Egentliga Östersjön, Bh=Bottenhavet, Bv=Bottenviken, U=utsjö, K=kust.

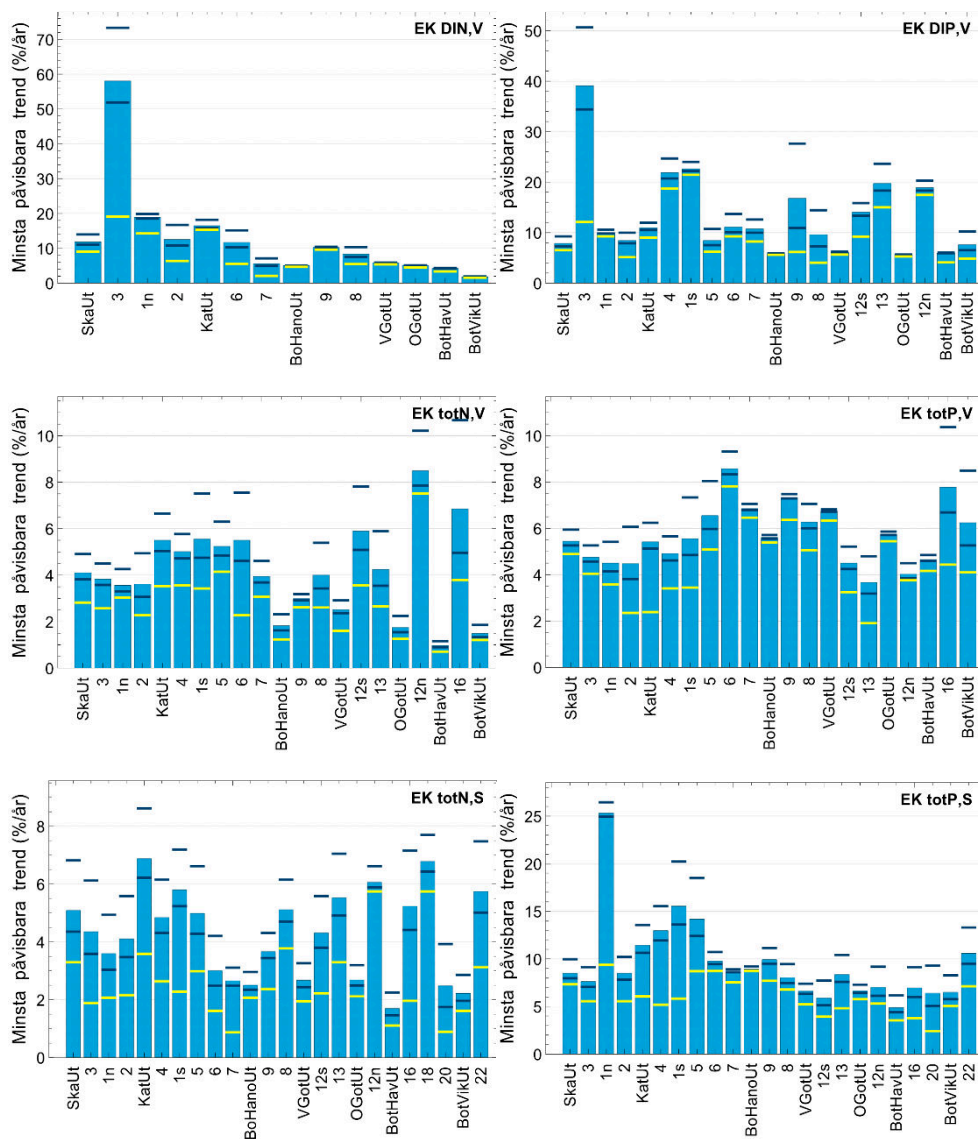
Av övriga variabler framstår alkalinitet som mest användbar för trendövervakning, för vilken trender på 0,5-0,75 % per år kan upptäckas med nuvarande övervakningsprogram. Små trender, ca 0,5 per år, kan upptäckas för salinitet i Bottniska vikens utsjövatten. Moderata trender 2-4 % per år kan påvisas för humus, DOC och TOC i Bottniska viken, vilket även gäller för TOC längs Östersjökusten. Kisel kräver trender på över 10 % per år i Västerhavet, medan något lägre trender kan upptäckas i Östersjön och Bottniska viken.



Figur 21. Lägsta storlek på trender som kan påvisas lokalt (station), regionalt (typ) respektive storskaligt (bassäng) inom 10 år med 80 % statistisk styrka. Blå staplar visar utfallet för variationen mellan årsmedelvärden som beräknats med samtliga data. Röda boxar visar utfallet när beräkningarna gjorts med hjälp av mellanårsvariansen (s^2_y). Boxen omfattar resultat mellan 1:a och 3:e kvartilerna och ett streck som visar medianen. Vh=Västerhavet, EgÖ=Egentliga Östersjön, Bh=Bottenhavet, Bv=Bottenviken, U=utsjö, K=kust.

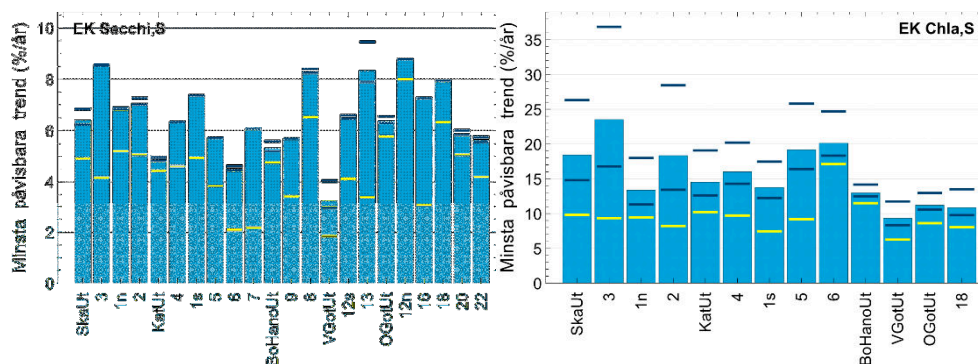
Betydelsen av antal stationer kontra antalet replikat

De flesta typ- och bedömningsområdena är relativt homogena vad gäller möjligheten att påvisa trender i kväve och fosfor. Det innebär att antalet stationer inte har någon större inverkan på den statistiska styrkan, med enstaka undantag (Figur 22). De största avvikelserna observerades för vinterhalter av DIN och DIP i typområde 3, Västkustens yttre kustvatten, Skagerrak, och för sommarhalter av totalfosfor i typområde 1n, N Västkustens inre kustvatten. För att hamna på ungefärsamma nivå som för övriga typområden skulle det behövas minst 10 stationer med tre replikat varje månad under sommar respektive vintersäsongerna i dessa typområden. I övriga områden blir det inte mycket säkrare med data från flera stationer jämfört med en station som provtas med tre replikat varje månad. Storleken på de trender som kan påvisas inom 10 år med DIN och DIP behöver komma upp i 5-10 % per år, vilket ger en stor förändring efter 10 år.



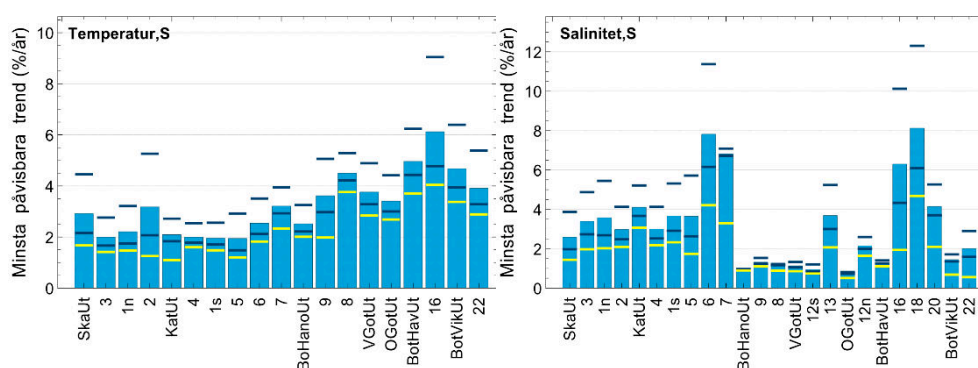
Figur 22. Den minsta påvisbara trend inom 10 år, med 80 % statistisk styrka påverkas inte speciellt mycket av antalet prov i många av områdena. Staplarna visar resultatet för antal månader (M), stationer (S), och replikat (R) per år= $MSR=113=311$, övre mörkblå strecket= 111 , undre mörkblå strecket= 313 och gult streck= 393 .

Resultaten för siktdjup antyder att det behövs relativt många stationer för att kunna upptäcka trender i storleksordningen 2-4 % per år (Figur 23). Troligen skulle det bli liknande resultat om man replikerar siktdjupsmätningarna inom station, något som sällan verkar göras i dagens program. Eftersom variansen mellan replikat saknas i analysen har den variansen i viss utsträckning hamnat i interaktionstermen år x station, vars bidrag till osäkerheten minskar med ökat antal stationer. Resultaten från klorofyllmätningar tycks vara mycket osäkra, även med omfattande provtagning. Med årlig provtagning en gång per månad med tre replikat på nio stationer går det att upptäcka trender på ca 10 % per år med 80 % statistisk styrka, vilket ger en förändring på 100 % på 10 år.



Figur 23. Den minsta påvisbara trend inom 10 år, med 80 % statistisk styrka är ca 5-8 % per år för siktdjup men betydligt större trender krävs för klorofyll. Staplarna visar resultatet för antal månader (M), stationer (S), och replikat (R) per år=MSR=113=311, övre mörkblå strecket=111, undre mörkblå strecket=313 och gult streck=393.

Relativt små temperaturförändringar kan påvisas i Västerhavet, ca 2 % per år, medan något större trender krävs i Östersjön och Bottniska viken (Figur 24). För salinitet kan lägre trender (ca 1 %/år) upptäckas i Östersjön än i de andra bassängerna. Ökad provtagningsinsats skulle inte nämnvärt öka möjligheten att upptäcka trender, utom i några av områdena (6, 7, 16, 18 och 20). För att kunna upptäcka lägre trender krävs snarare längre tidsserier, 20-30 år, än mer data inom år.



Figur 24. Den minsta påvisbara trend inom 10 år, med 80 % statistisk styrka är ca 2 % per år för temperatur och knappt 1 % per år för salinitet. Staplarna visar resultatet för antal månader (M), stationer (S), och replikat (R) per år=MSR=113=311, övre mörkblå strecket=111, undre mörkblå strecket=313 och gult streck=393.

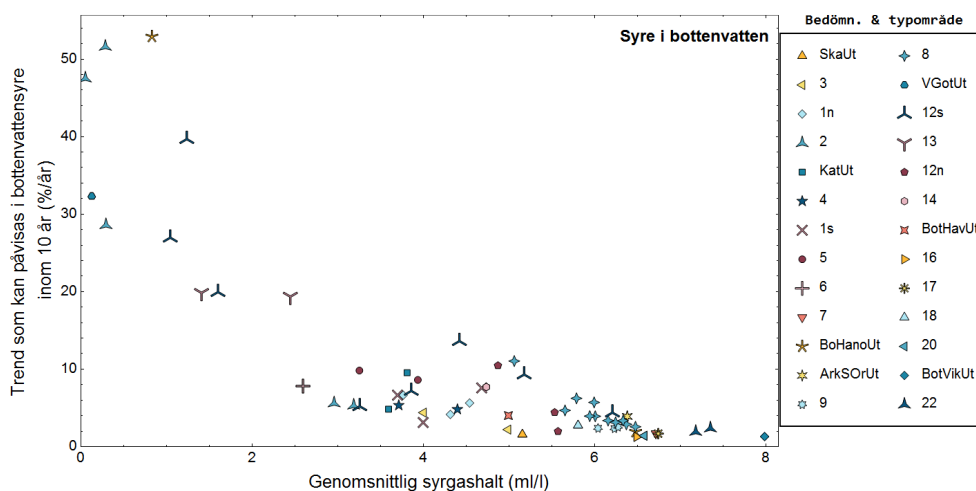
Den variabel som framstod som mest användbar för att kunna upptäcka små trender var alkalinitet. Det gick dock endast att beräkna varianskomponenter för denna variabel från ett område, Ö Gotlands utsjövatten. En alkalinitetstrend på 0.8 % per år skulle vara möjlig att upptäcka. Utökad provtagningsinsats verkar inte förbättra denna möjlighet ytterligare. De trender som kan upptäckas med hjälp av pH är betydligt högre, ca 4-6 % per år, vilket ger mer än 50 % förändring efter 10 år. En viss förbättring skulle kunna åstadkommas med fler stationer, men med 9 stationer kommer man ändå inte ner under gränsen 2 % per år, vilket ger en förändring på dryg 20 % på 10 år.

Data för analys av pH kom från Ö Gotlands utsjövatten samt typområdena 16, 20 och 22 i Bottniska viken.

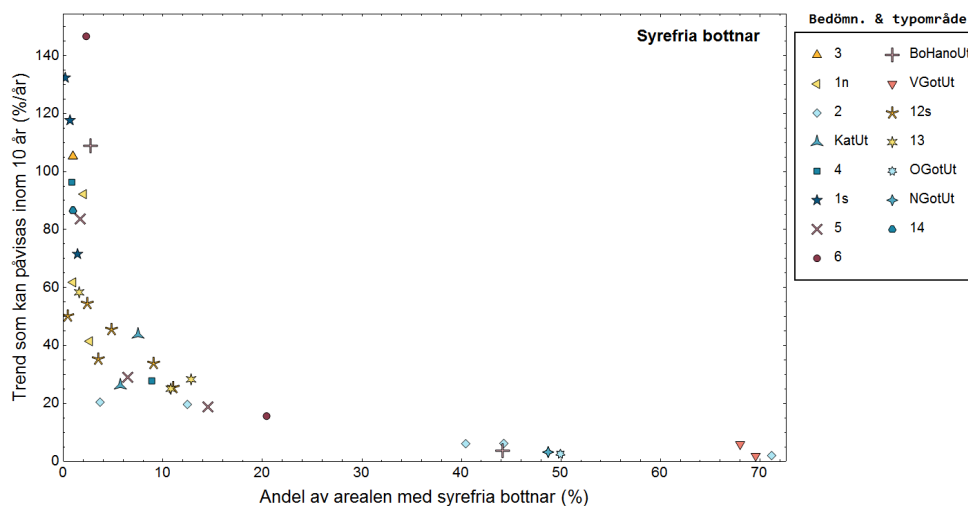
Dimensioneringsberäkningar för DOC kunde bara göras för typområde 22, Norra Bottenviken, inre kustvatten, eftersom det saknades data från de övriga områdena för att beräkna varianskomponenterna. Trender på ca 4 % per år kan upptäckas med data från en station som provtas med tre replikat varje månad, juni-augusti. Ytterligare stationer förbättrar inte möjligheten att upptäcka trender eftersom mellanårsvariationen i data nästan uteslutande beror på mellanårsvariansen. Egenskaperna var ungefär desamma för TOC, för vilket trender mellan 2-4 % per år är möjliga att upptäcka i flera av kustområdena i Östersjön och Bottenhavet. Typområdena 8 och 22 avvek från mönstret och där krävs trender på närmare 8 % per år för att kunna påvisas. Resultaten från motsvarande analyser av humus påminner om dem för TOC, dock fanns bara data tillgängligt från typområdena 20 och 22 i Norra Kvarnen respektive Bottenviken.

Syre i bottenvatten

Bottentopografien kan skilja avsevärt mellan olika vattenförekomster vilket påverkar utbytet av bottenvatten mellan vattenförekomsterna. En jämförelse av möjligheten att upptäcka trender lokalt, regionalt och storskaligt blir därför inte meningsfull på samma sätt som för variabler i den fria vattenmassan. Möjligheten att upptäcka små trender i botten-syre inom 10 år med 80 % statistisk styrka är som störst i områden där syrgashalten i bottenvattnet är hög (Figur 25). Å andra sidan innebär en hög trend, t ex 30 % per år, en ökning med endast 1,5 ml O₂/l efter 10 år om startvärdet är 0,5 ml O₂/l. Av den anledningen tycks möjligheterna goda att följa syreutvecklingen i bottenvattnet med nuvarande övervakningsprogram. Egenskaperna är likartade vad gäller möjligheten att upptäcka trender i arealen med syrefria botten (Figur 26). I områden med stor andel area med syrefria botten kan mycket små trender upptäckas med hög statistisk styrka. I de fall endast små områden omfattas av syrebrist krävs större trender, men i gengäld blir den absoluta förändringens storlek liten. I ett område där 4 % av arean har syrefri botten kommer en årlig trend på 40 % att orsaka syrebrist i 16 % av den totala arean. I takt med att den syrefria arean ökar minskar osäkerheten, vilket återverkar positivt på den statistiska styrkan att påvisa trenden.



Figur 25. Möjligheten att upptäcka små trender inom 10 år med 80 % statistisk styrka är som störst i områden där syrgashalten i bottenvattnet är hög.



Figur 26. För områden med stor andel syrefria bottnar är möjligheten god att kunna påvisa förbättringar med 80 % statistisk styrka inom 10 år.

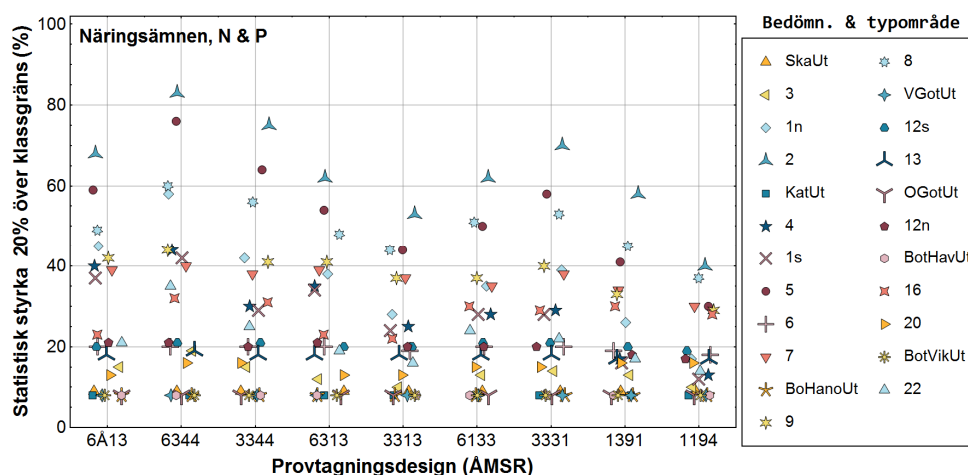
Statistisk styrka vid bedömning med gränsvärden

Ytvatten, 0-10 m

Näringsämnen

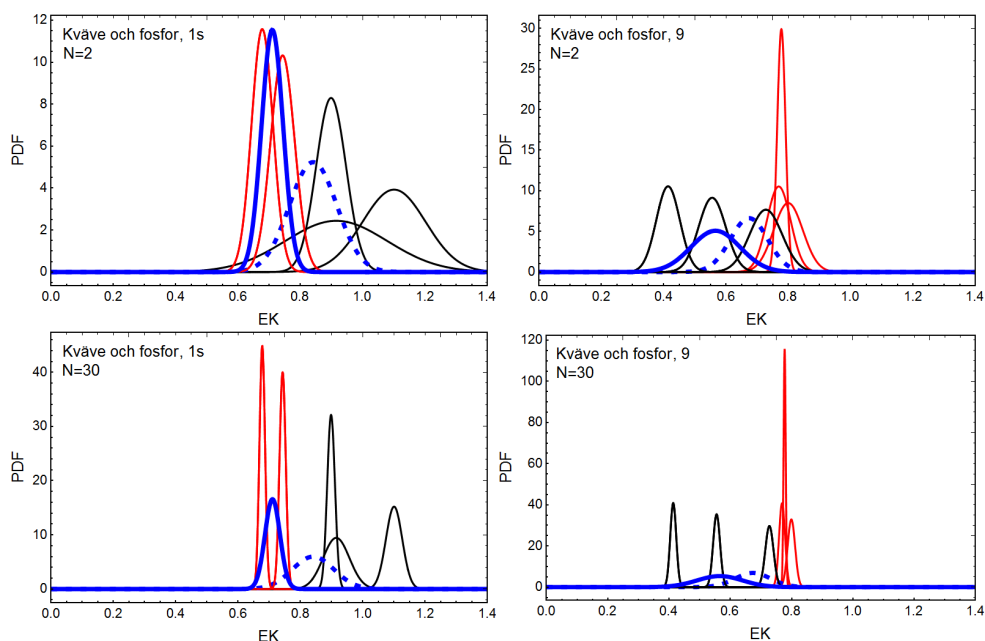
Vid bedömning av ekologisk status för näringsämnen i kustzonen beräknas ett gemensamt medelvärde av de numeriska klassningarna för DIN, DIP, tot-N, tot-P. Statusklassificeringen avgörs av det gemensamma medelvärdet. Sammanslagningen till en kvalitetsfaktor gör att den statistiska styrkan blir låg i de flesta fall och möjligheten att förbättra styrkan med hjälp av ökad provtagning är mycket liten (Figur 27). Orsaken till den låga styrkan är att osäkerheten beror på skillnaderna mellan medelvärdena för de enskilda kväve- och fosforkomponenterna. Den skillnaden blir inte mindre för att man ökar provtagningen. De enskilda medelvärdena blir säkrare med ökad provtagning, men det hjälper inte vid bedömningen eftersom det är det gemensamma

medelvärde som används. Det går att åtgärda detta problem genom att ändra i bedömningsgrunden. Nedan diskuteras problemet med att väga samman kväve och fosfor, med exempel från två områden som visar hur antalet prov som används för att skatta de enskilda komponenterna påverkar osäkerheten i det gemensamma medelvärdet.



Figur 27. I merparten av typ- och bedömningsområdena går det inte att nå 80 % statistisk styrka (när tillståndsvärdet är 20 % över gränsvärdet) även om man skulle satsa långt större resurser på provtagning än vad som görs i dagens program. Provtagningsdesignen avser från vänster till höger; antal år, månader ($\text{Å}=12$), stationer och replikat.

En vanlig situation i pelagialsystemet är att antingen kväve eller fosfor är begränsande för produktionen. Referensvärdena borde i princip vara justerade för detta, vilket inte hindrar att man ändå kan få olika svar på miljötillståndet om man utvärderar kväve och fosfor var för sig. Det innebär att en klassning som baseras på både kväve och fosfor ibland kommer att visa en högre miljöstatus än vad som är fallet samtidigt som resultatet blir mer osäkert jämfört med om man använder det ämne som visar på sämst miljö vid bedömning av miljöstatus. För att få en uppfattning om problemets karaktär visas två exempel i Figur 28, ett från Västerhavet och ett från Egentliga Östersjön. I Västkustens inre kustvatten, 1s, uppvisade kvävet lägre EK-värden jämfört med motsvarande värden för fosfor. Skillnaden mellan det gemensamma medelvärdet för de två ämnena jämfört med enbart för kväve uppgick till 0,14 EK-enheter. I Blekinge skärgård och Kalmarsund, yttre kustvatten (9) var situationen den omvända och medelvärdet för fosfor var 0,11 EK-enheter lägre än det gemensamma medelvärdet.

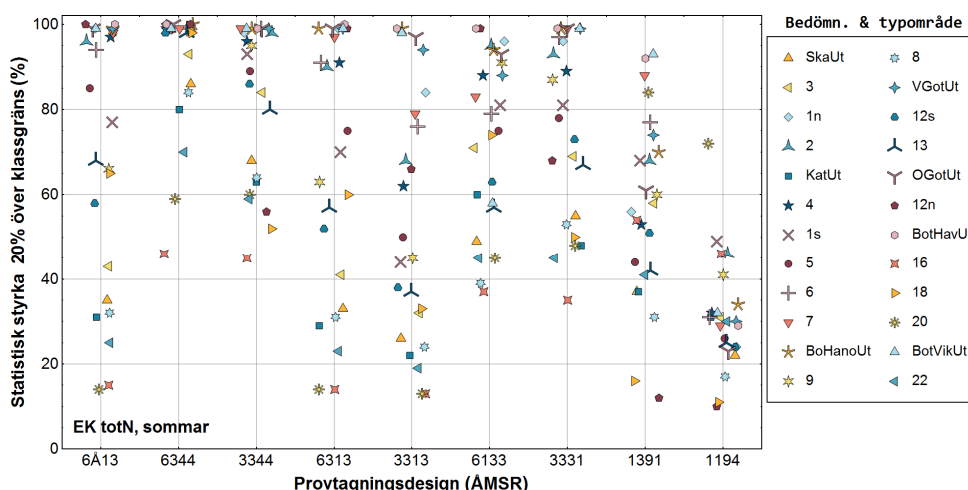


Figur 28. Sannolikhetsfunktionerna (PDF) för respektive variabler kan skilja avsevärt inom ett typområde. Ofta får man olika svar på miljöklassningen om man använder kväve (röda kurvor, DIN, tot- N_s och tot- N_v) eller fosfor (svarta kurvor, DIP, tot- P_s och tot- P_v) som underlag. Ett gemensamt medelvärde för kväve och fosfor (streckad blå kurva) ger högre status än det ämne med sämst miljöstatus (heldragen blå kurva). Osäkerheten i det gemensamma medelvärdet bestäms av variationen mellan variabler snarare än av antalet prov.

Osäkerheten i den gemensamma klassningen påverkas endast i liten utsträckning av hur provtagningsprogrammet är dimensionerat, vilket framgår när man jämför resultaten från klassningar med data från två respektive 30 stationer (Figur 28). Säkerheten i skattningarna ökar för de enskilda variablerna när antalet prov (stationer) ökar men osäkerheten som beror på skillnad mellan de olika variablernas medelvärden för varje ämne kvarstår. Det är inte uppenbart vad som orsakar variationen mellan variablerna vilket gör det svårt att ge rekommendationer vad som krävs för att minska osäkerheten. Skillnader i referensvärden mellan variablerna skulle kunna vara en förklaring. Ett uppenbart alternativ för att minska osäkerheten vore dock att endast ha en komponent per ämne vid bedömningen. Eftersom det är näringsämnena som skall bedömas skulle man kunna använda enbart de lösta oorganiska halterna under vinterperioden vid bedömningen. Även om osäkerheten i vintervärdena för DIN respektive DIP kan vara hög blir osäkerheten vid klassningen lägre genom att man undviker den extra variation som introduceras när man tar med totalerna av respektive ämne i bedömningen. Fokusering på DIN och DIP för bedömning inom vatten- och havsmiljödirektivet skulle också minska behovet av provtagning och analys. Däremot minskar det inte behovet av provtagning för att få data till uppföljning av de miljömål som rör andra aspekter än vatten- och havsmiljödirektivets tillståndsbedömningar. Med både DIN och DIP kvarstår problemet om man skulle hålla fast vid principen att bilda ett gemensamt medelvärde. Därför är förslaget här att man väljer den variabel som visar sämst miljöstatus och gör statusklassningen med hjälp av detta. I princip skulle man kunna använda sommar eller vintervärden av tot-N och tot-P istället för vintervärden av DIN och DIP. Valet av variabler kräver kunskap om

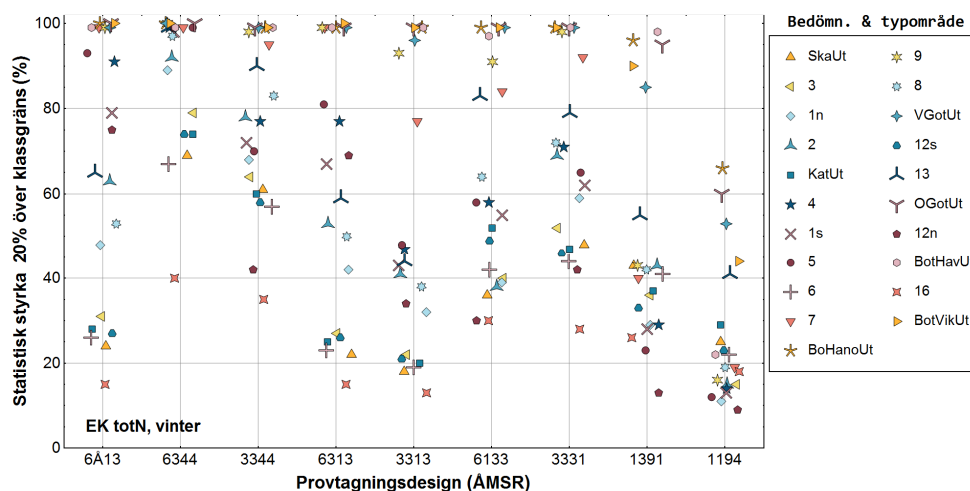
hur det pelagiska systemet fungerar snarare än kunskap om statistiska egenskaper. Av den anledningen presenteras osäkerheten separat för vart och ett av de sex komponenter som ingår i dagens bedömningsgrund i avsnittet nedan. Utifrån dessa resultat kan fackexpertisen avgöra vilket alternativ som är bäst lämpat att ha som grund för bedömning av miljöstatus.

För totalkväve, sommar, skulle det i de flesta typområdena behövas ett övervakningsprogram som omfattar minst tre stationer med tre replikat varje månad under sommarperioden för att komma upp i den specificerade statistiska styrkan på 80 % när tillståndsvärdet (EK) befinner sig 20 % över klassgränsen (Figur 29). För de typområden där det går att komma upp i 80 % styrka skulle det räcka med provtagning under tre av de sex åren inom förvaltningscykeln. En provtagningsstrategi som däremot inte fungerar speciellt bra för att bedöma miljöstatus för totalkväve är att göra punktinsatser med omfattande provtagning i en vattenförekomst vid ett tillfälle under sexårsperioden. Med en provtagningsdesign som omfattar tre år, ett replikat per månad på tre stationer under en sexårsperiod skulle det dock vara möjligt att få konfidensintervall som utgör högst 20 % av medelvärdet. En bidragande orsak till att utfallet inte blir bättre är att de faktoriella designerna skapar en korrelationsstruktur i data som leder till en stor förlust av frihetsgrader. En fullständigt randomiserad provtagning skulle ge betydligt högre statistisk styrka, men det skulle också leda till stora kostnader att genomföra en sådan övervakning eftersom proverna skulle behöva slumpas oberoende av varandra i tid och rum.



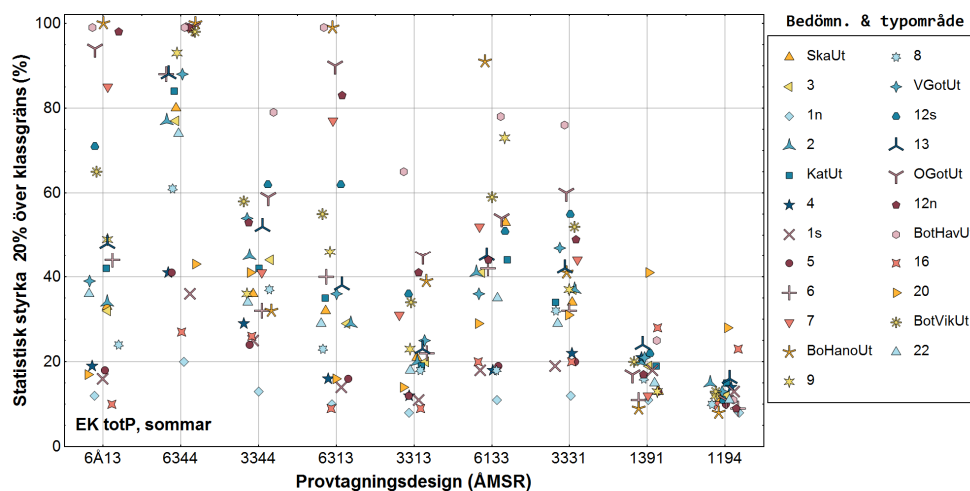
Figur 29. Provtagningsdesignen för totalkväve, sommarvärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

Egenskaperna för totalkväve, vinter, är ungefär desamma som för sommarperioden. Det finns inget tydligt geografiskt mönster i vilka typ- eller bedömningsområden som ger låg statistisk styrka trots omfattande provtagningar.



Figur 30. Provtagningsdesignen för totalkväve, vintervärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

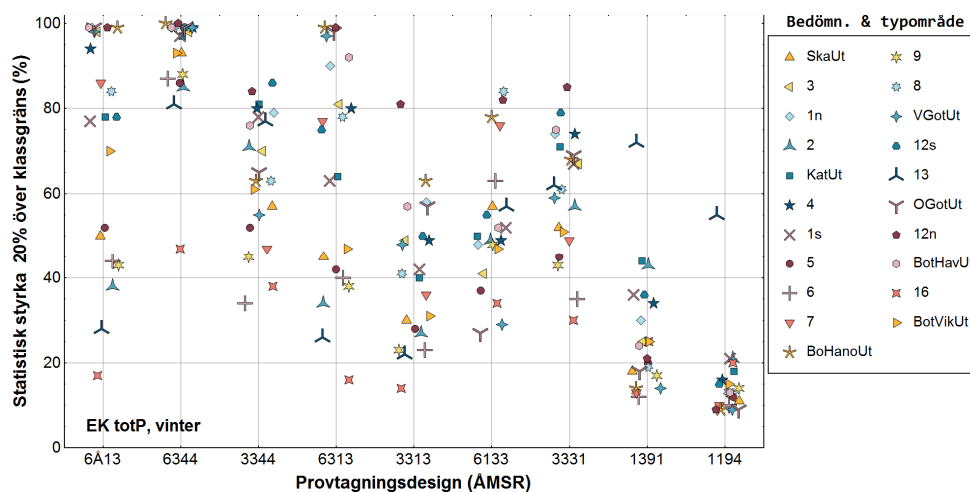
För totalfosfor, sommarvärden, är möjligheten att göra en tillförlitlig miljöstatusklassning sämre än för totalkväve. Årlig provtagning på minst tre stationer under minst tre månader skulle behövas per vattenförekomst för att komma upp i 80 % statistisk styrka i en del av typområdena (Figur 31). För många av områdena tycks det inte gå att nå målet med 80 % styrka trots omfattande investeringar i provtagning.



Figur 31. Provtagningsdesignen för totalfosfor, sommarvärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

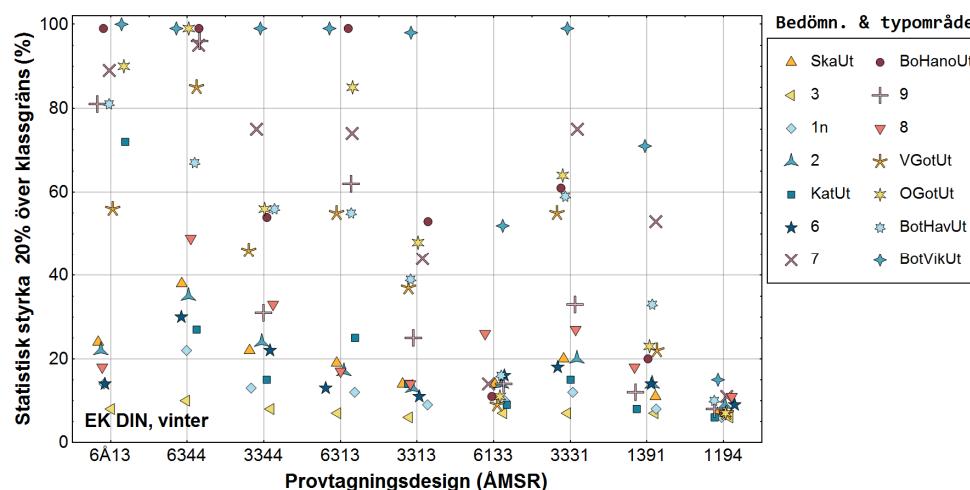
Trots en mer instabil period under vintern tycks möjligheterna att göra tillförlitliga statusklassningar med hjälp av totalfosfor vara något bättre än under sommarperioden. En omfattande provtagning skulle dock behövas i de

vattenförekomster som skall bedömas, med årlig provtagning med minst fyra replikat tre-fyra månader per år på minst fyra stationer (Figur 32).



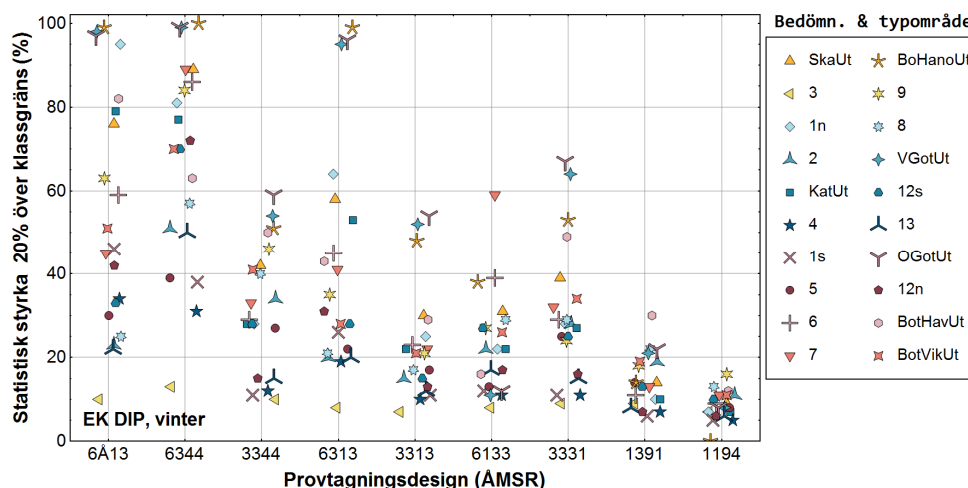
Figur 32. Provtagningsdesignen för totalfosfor, vintervärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

Statusklassning med hjälp av DIN kan endast göras tillförlitligt med rimliga provtagningsresurser i några få bedömningsområden, främst utsjöområden (Figur 33). Variationen mellan vintermånaderna är hög eftersom halten når sitt maximum under den perioden, vilket innebär att det krävs provtagning varje månad under vintern för att ha en chans att minska osäkerheten i tillståndsklassningen.



Figur 33. Provtagningsdesignen för DIN, vintervärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

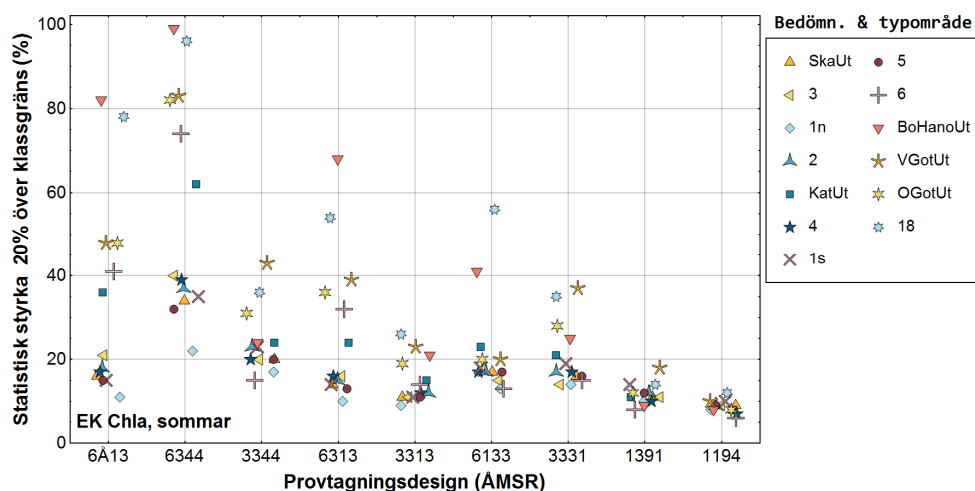
En förutsättning att göra tillförlitliga statusklassningar med hjälp av löst oorganiskt fosfor, DIP, är att man årligen tar prover under samtliga vintermånader med fyra replikat på minst fyra stationer inom de vattenförekomster som skall bedömas (Figur 34). I mer än hälften av typområdena skulle det behövas ytterligare provtagning för att öka den statistiska styrkan i statusklassningen.



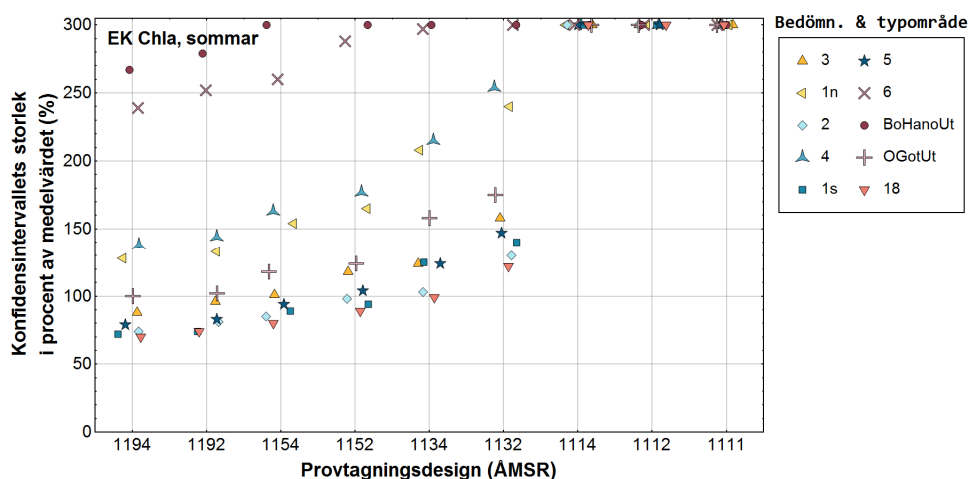
Figur 34. Provtagningsdesignen för DIP, vintervärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader ($\text{Å}=12$), S=stationer, R=replikat.

Klorofyll

I vissa områden har det inte gått att beräkna den statistiska styrkan på grund av avsaknad av replikat från de enskilda stationsbesöken. I de områden med replikat är det få som förväntas nå önskad statistisk styrka även med omfattande provtagning, t ex årlig provtagning varje månad på minst fyra stationer inom vattenförekomsten (Figur 35). Mätkampanjer med omfattande rumslig replikering under ett enskilt år ter sig inte användbara för att bedöma miljöstatusen i en vattenförekomst. Orsaken är att en stor del av variationen beror på skillnader mellan år och på interaktionen mellan år och övriga faktorer (månad och station). Om man endast undersöker osäkerheten vid ett enskilt besök på en eller flera stationer, inom samma månad, blir osäkerheten i medelvärdet stor. Med tre stationer utgör det förväntade konfidensintervallet för ett enskilt månadsmedelvärde mer än 100 % av medelvärdet (Figur 36). Om man skulle öka antalet stationer till nio förväntas konfidensintervallet utgöra mer än 50 % av medelvärdet och i flera områden mer än 100 % av medelvärdet.



Figur 35. Provtagningsdesignen för klorofyll, sommarvärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

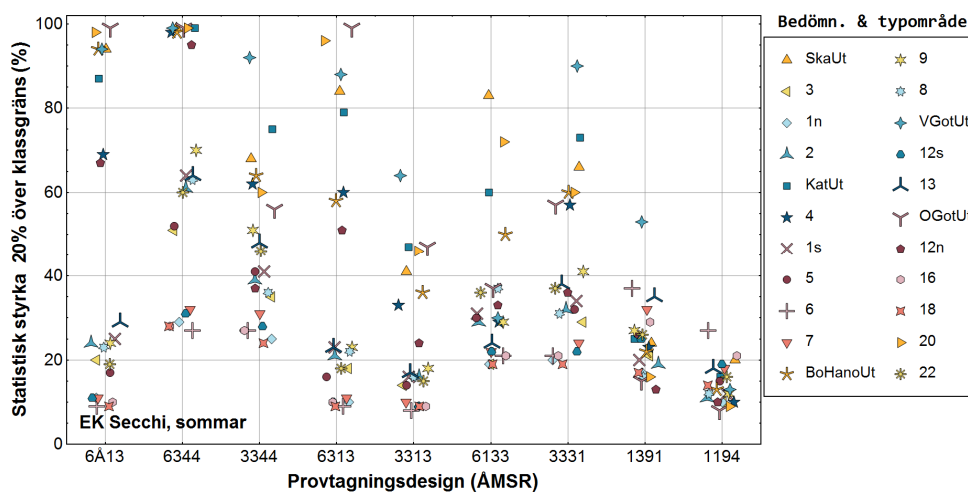


Figur 36. Det skulle behövas mer än nio stationer i ett område för att få ett konfidsintervall som är mindre än 50 % av månadsmedelvärdet. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader, S=stationer, R=replikat. Resultatet gäller en enskild månad inom ett år, inte en hel sexårscykel som i Figur 35.

Siktdjup

Resultaten från analyserna av siktdjup i denna rapport är osäkra på grund av avsaknad av replikat inom de enskilda stationsbesöken. För denna variabel har inte resultat från olika djup i intervallet 0-10 m kunnat användas. Frånvaro av replikat har resulterat i att replikatvariansen hamnat på stationsnivå istället, vilket gjort det svårt att avgöra om replikering inom station skulle kunna förbättra möjligheten att göra tillförlitliga statusklassificeringar jämfört med att provta flera stationer. I mer än hälften av typområdena tycks det inte gå att nå 80 % statistisk styrka vid statusklassning om tillståndsvärdet ligger 20 %

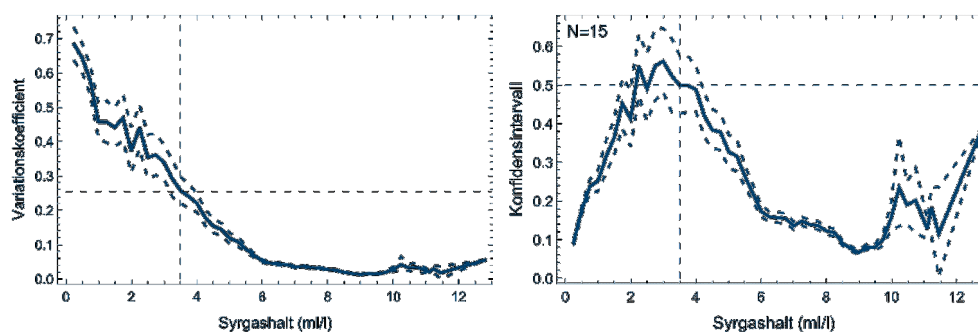
över klassgränsen (Figur 37). Det hindrar dock inte att styrkan vid statusklassning kan bli högre än 80 %, men då måste tillståndsvärdet vara längre ifrån klassgränsen än 20 %.



Figur 37. Provtagningsdesignen för siktdjup, sommarvärden, påverkar möjligheten att göra en korrekt klassning av miljötillståndet i en vattenförekomst. I flera av typområdena skulle det behövas mer än en station per vattenförekomst för att göra en tillförlitlig bedömning. Provtagningsdesignerna kodas ÅMSR där Å anger antal år, M=månader (Å=12), S=stationer, R=replikat.

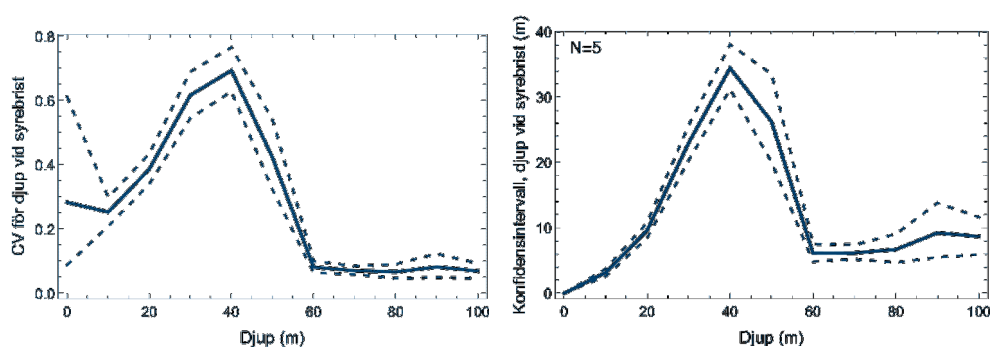
Syre i bottenvatten

Vid bedömning av syreförhållanden i en vattenförekomst visar resultat från de statistiska analyserna att osäkerheten är som störst kring det kritiska värdet för syrebrist, 3,5 ml O₂/l. Merparten av data med syrgashalter kring 3,5 ml O₂/l kommer från utsjöområdena i Östersjön samt typområdena 4, 5 och Kattegatt utsjö. Variationskoefficienten är då 0,25 (N=142, data från åtta vattenförekomster/ bedömningsområden), vilken minskar till 0,18 när syrgashalten når 4,2 ml O₂/l, dvs 20 % över gränsen för syrebrist (Figur 38). För att nå en statistisk styrka på minst 80 % att syrehalten överskrider gränsvärdet när medelvärdet är 4,2 krävs nio stationer inom vattenförekomsten. Med tanke på att även bottenvattnet rör sig kan rimligen flera besök på de djupare stationerna räknas in i frihetsgraderna, vilket innebär att nio mättillfällen med likartade syrgasförhållanden på den djupaste stationen skulle minska behovet av extra stationer. Däremot är det risk att man missar säsongsmässig syrebrist som ibland förekommer i anslutning till haloklinen på grundare områden om man endast fokuserar på de djupaste områdena. För att få ett konfidensintervall som inte sträcker sig mer än 0,5 enheter från gränsvärdet skulle man behöva 15 stationer eller besök. För att minska felet till $\pm 0,25$ för bedömning inom år skulle man behöva besöka 4 stationer varje månad.



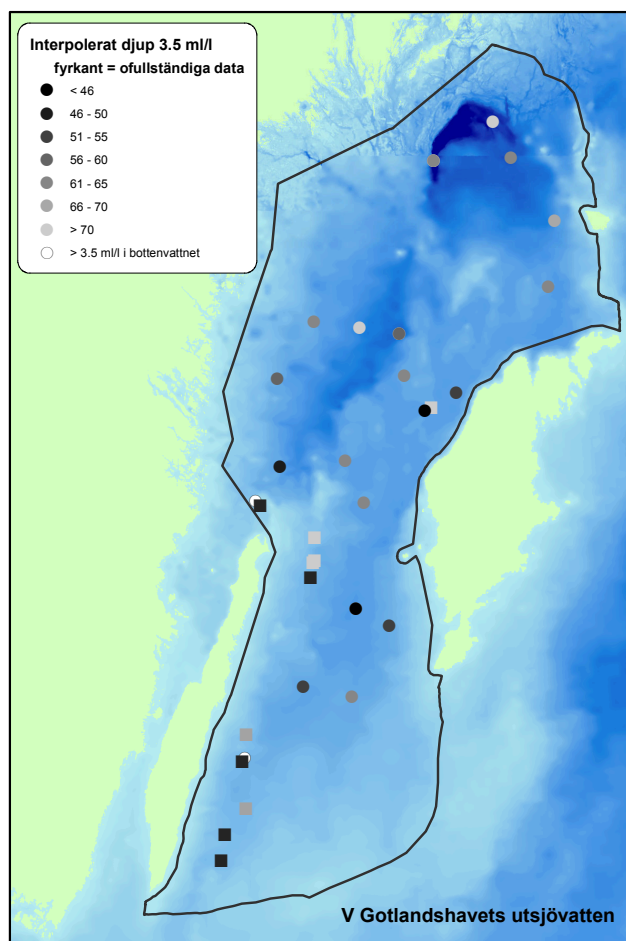
Figur 38. Variationskoefficienten mellan syrevärden från samma djup på olika stationer inom en vattenförekomst minskar med ökad syrgashalt (vänster panel). Variationskoefficienten har räknats fram med hjälp av replikerade syrgasvärden, vanligen olika stationer, från samma provtagningsdjup vid samma datum inom respektive vattenförekomst/bedömningsområde ($N=21361$). Panelen till höger visar hur osäkerheten påverkar konfidensintervallets storlek vid olika syrgashalter, med högst osäkerhet i anslutning till gränsvärdet för syrebrist (vertikal streckad linje).

Vid permanent syrebrist räknas djupet där syrebrist inträffar om till andel av arean med syrebrist med hjälp av hypsografen för vattenförekomsten. Den framräknade arealen kommer att vara behäftad med osäkerhet om djupet vid vilken syrebristen inträffar varierar mellan stationer inom vattenförekomsten. Den största variationen i djupet för syrebrist förekommer i djupintervallet 30-50 meter, CV mellan 0,4 och 0,7. Den lägsta osäkerheten uppmättes djupare än 60 meter, där CV var ca 0,08. Grundare än 20 m var den genomsnittliga CV ca 0,3. För områdena i Egentliga Östersjön där djupgränsen för syrebristen inträffar på ca 60-80 m djup kommer djupgränsen att få ett konfidensintervall på ca +/- 14 m om man har tre stationer eller tre besök på samma station. Konfidensintervallets storlek minskar till +/- 7 m med fem stationer eller besök. Om man vill ha ett konfidensintervall på +/- 5 m i ett område där syrebristen på en station uppträder på 15 m djup kommer man att behöva minst 5 stationer eller besök.



Figur 39. Variationskoefficienten för djup vid syrebrist på olika stationer inom en vattenförekomst är som lägst i djupa områden, djupare än 60 m (vänster panel). Variationskoefficienten har räknats fram med hjälp av replikerade syrgasprofiler, vanligen på olika stationer, och interpolering för att fastställa djupet för syrgashalten 3,5 ml/l vid samma datum inom respektive vattenförekomst/bedömningsområde ($N=952$, data från 15 typområden/bedömningsområden). Panelen till höger visar konfidensintervallets storlek vid olika djup med fem stationer eller besök.

Även om behovet av rumslig replikering till viss del kan täckas med hjälp av data från flera besök på samma station, med argumentet att vattenmassan rör sig mellan provtagningstillfällena, kommer sannolikt inte en helt korrekt bild att kunna återges. Den rumsliga variationen i t ex V Gotlands utsjövatten är påtagligt stor vad gäller djup vid syrebrist (Figur 40).

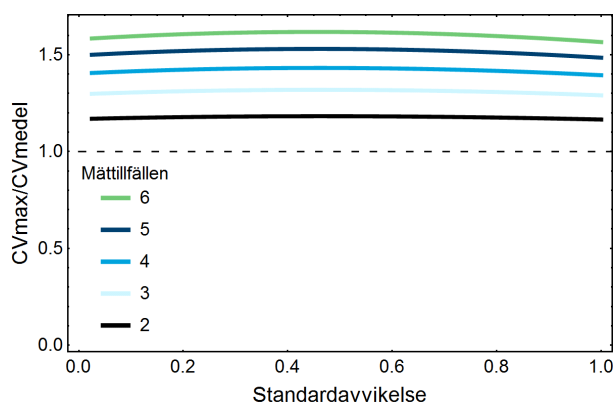


Figur 40. Djupet vid syrebrist 3,5 ml O₂/l i oktober – november 2008 varierade i olika delar av V Gotlandshavets utsjöområde, vilket innebär att principen med en ”representativ” station inte nödvändigtvis ger en rättvisande bild av hur stor areal som påverkas av syrebristen. Fyrkantiga symboler indikerar ofullständiga hydrografiserier där man inte mätt på alla hydrografiska standarddjup. Djupdata från EmodNet.

Extremvärden vid klassning av miljöstatus med närsalter

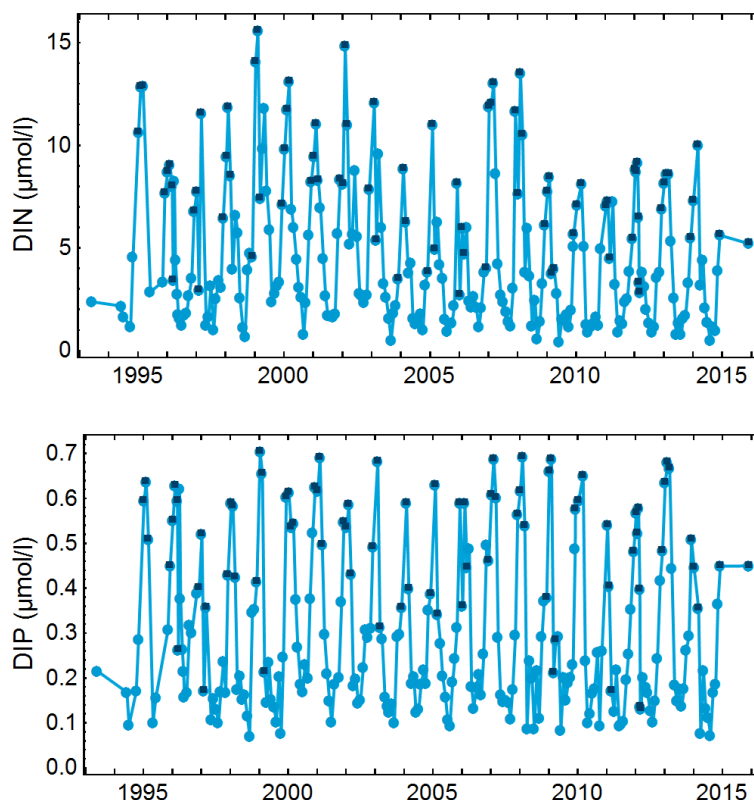
I och med att man använder sig av extremvärden i bedömningsgrunden för närsalter i Västerhavet ökar osäkerheten i bedömningen jämfört med om man skulle använda medelvärden från samtliga mättillfällen. Detta kan åskådliggöras genom att jämföra variationskoefficienterna mellan extremvärdesmetoden med medelvärdesmetoden. Kvoten mellan variationskoefficienterna för extremvärdesmetoden (CV_{max}) och medelvärdesmetoden (CV_{medel}) ökar med ökat antal mättillfällen (Figur 41). Med tre mättillfällen blir osäkerheten ca 1,3 gånger högre med extremvärdesmetoden och med sex mättillfällen blir osäkerheten ca 1,6 gånger högre. Till skillnad mot medelvärdesmetoden ökar osäkerheten med

extremvärdesmetoden med antalet mättillfällen givet att antalet inte är mycket stort. Anledningen till att osäkerheten ökar är att sannolikheten för höga mätvärden ökar och de samplas från en smal svans av fördelningen vilket gör att variationen blir högre mellan år jämfört med medelvärdesmetoden. Osäkerheten i statusklassningen med hjälp av extremvärdesprincipen ökar ytterligare genom att det blir färre frihetsgrader jämfört med medelvärdesmetoden.



Figur 41. Beräkningsmetoden för närsalter i Västerhavet ökar osäkerheten i bedömningen när man väljer det mättillfälle inom säsong med det högsta medelvärdet jämfört med om man skulle använda medelvärderna från samtliga mättillfällen. Kvoten mellan variationskoefficienterna för extremvärdesmetoden (CV_{max}) och medelvärdesmetoden (CV_{medel}) ökar med ökat antal mättillfällen. Med tre mättillfällen blir osäkerheten ca 1,3 gånger högre med extremvärdesmetoden. Standardavvikelsen motsvarar den som används i lognormalfördelningsfunktionen.

Extremvärdesmetoden används för att identifiera årstoppen på närsaltskurvorna (Figur 42) vilken antas avspegla den mängd näringsämnen som finns tillgängligt i samband med vårblomningen. Det återförs och försvinner näring samtidigt till/från vattenmassan både före och i samband med vårblomningen. Av den anledningen håller även värdena före och efter det årshögsta värdet information om tillgänglig näring. För att få ett mått på den faktiska storleken på närsaltspoolen skulle man behöva ackumulera förlusten över tid, vilket inte är möjligt utifrån enbart data på halterna.



Figur 42. De oorganiska halterna av kväve och fosfor har en kraftig säsongvariation med de högsta värdena under vinter-tidig vår. De högsta värdena under vintern används för att identifiera provtagningsdatum för klassning av miljöstatus. Resultaten visar djupintegrerade (0-10 m) medelvärden från Marstrandfjorden. Mörkblå punkter visar halterna under vintermånaderna, december-mars.

Dimensionering av provtagningsprogram med hjälp av mätdata

I detta avsnitt diskuteras avvägningen mellan provtagning i tid och rum. Dessutom görs en sammanvägning av resultaten från analyserna av hur olika provtagningsdimensionering påverkar den statistiska styrkan att påvisa trender respektive att bedöma miljöstatus.

I det stora hela framstår de befintliga övervakningsprogrammen som väldimensionerade för att kunna upptäcka långsiktiga trender, även om det vore önskvärt att kunna upptäcka ännu lägre trender än 2-5 % per år. En nedskärning av provtagningen generellt skulle inverka menligt på möjligheten att upptäcka trender. Däremot skulle man kunna avvara vissa variabler inom övervakningen som inte lever upp till syftet att kunna påvisa förändringar över tid utan kraftigt ökade provtagningsresurser. För prioriterade variabler kan det vara motiverat att öka provtagningsinsatserna, men flera av variablerna som inte lever upp till de specificerade kraven mäts vanligen på enstaka stationer.

En variabel som vare sig fungerar speciellt bra för trendövervakning eller för att bedöma miljöstatus, men som provtas på många stationer, är klorofyll. Även om klorofyll bedöms vara en viktig variabel för övervakning av den fria vattenmassan behöver man ställa sig frågan vad data skall användas till när konfidensintervallet ofta utgör mer än 100 % av årsmedelvärdet, trots provtagning varje sommarmånad med tre replikat. Klorofyll uppvisar stor rumslig variation, även inom vattenförekomst, vilket innebär att en omfattande rumslig replikering skulle behövas för att få ett säkert medelvärde vid varje provtagningstillfälle. Till detta kommer även provtagning under säsongen för att fånga säsongsvariationen som också bidrar till osäkerheten i årsmedelvärdet. Om klorofyll anses vara en viktig variabel inom miljöövervakningen behöver man därför utveckla metodiken för att kunna mäta den rumsliga och temporala variationen mer resurseffektivt än dagens metoder. Utvecklingen inom fjärranalys verkar lovande och även om gulåmnena i humösa havsområde framstår som ett hinder borde det gå att utveckla en metod som väger ihop resultat från traditionell provtagning av klorofyll med fjärranalysdata för att få säkrare skattningar per vattenförekomst (Harvey et al. 2015). Traditionell provtagning kan med fördel omfatta även kontinuerlig mätning via Ferrybox-system på färjor och lastfartyg (Karlsson 2014).

Trots att möjligheten att upptäcka trender är tillfredsställande för många av variablerna med dagens övervakningsprogram tycks inte tillförlitligheten i statusklassningen inom vatten- och havsmiljödirektivet leva upp till de krav som ställs. En fördubbling av provtagningsinsatserna skulle inte räcka för att komma upp i godtagbar statistisk styrka i de fall tillståndsvärdet ligger 20 % från klassgränsen. I samband med utvärderingen i denna rapport gjordes inte någon bedömning av status, snarare gjordes antagandet att medelvärdet (tillståndsvärdet) befann sig 20 % över en hypotetisk klassgräns. Detta antagande gjordes för att kunna genomföra analyserna av statistisk styrka. I verkligheten kan en del av tillståndsvärdena befinna sig längre än 20 % från gränsvärdet, vilket innebär att den statistiska styrkan blir högre jämfört med resultaten i denna rapport. Många av tillståndsvärdena som jämförs med de verkliga klassgränserna kommer dock att hamna inom 20 %-gränsen för någon av de fyra klassgränserna, dvs även närmare än 20 %. Problemet med tillförlitligheten i skattningarna är därför troligen större än vad som redovisas i denna rapport.

Ur ett ekologiskt perspektiv är även klassgränserna osäkra, men i det juridiska perspektivet spelar detta ingen roll eftersom de fastställda gränserna är bindande. Den rättsliga aspekten innebär därför ett krav på att klassningarna blir korrekta i förhållande till de fastställda gränserna. Man skulle därför behöva få ett tillförlitligt svar på miljöstatusen även när tillståndsvärdet ligger betydligt närmare klassgränsen än 20 %. Den enda variabel som tycks ge tillförlitlig statusklassning är syre. Tillförlitligheten i bedömning av areal syrefria bottenar bedöms som hög och det går dessutom att kombinera resultat från flera besök på de stationer som finns. I samband med

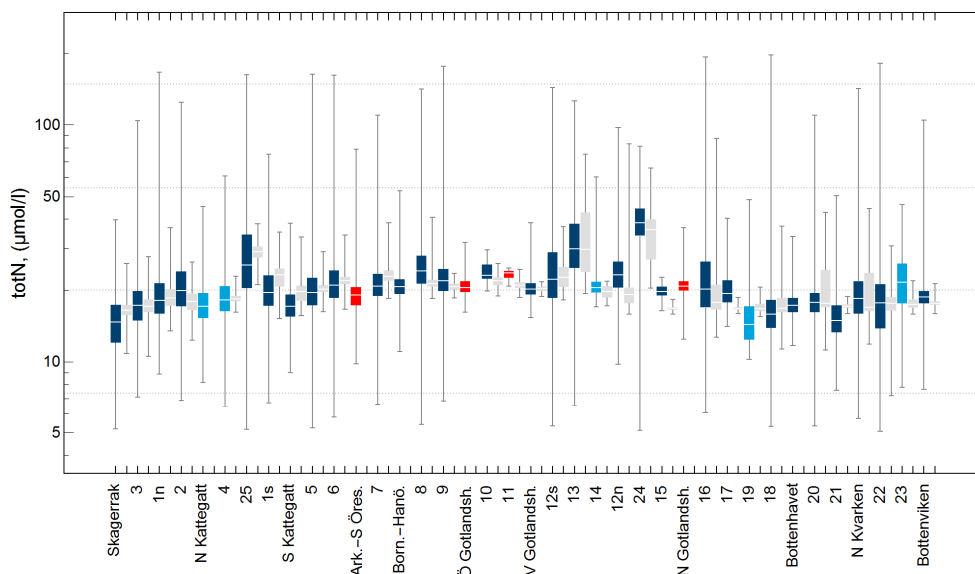
utvärderingar av syrefriabottnar i t ex Egentliga Östersjön kan man dessutom använda sig av andra länders data (SMHI 2016).

För att göra säkrare statusbedömningar med hjälp av de övriga variablerna behövs många fler stationer per vattenförekomst än i dag med den utvärderingsprincip som nu används. Ett alternativ vore att betrakta vattenförekomster som homogena inom respektive typområde, om man undantar vattenförekomster med påtaglig lokal belastning. Alla stationer i de "homogena" vattenförekomsterna skulle då kunna användas för att göra en gemensam statusbedömning. Om statusklassningen visar att medelvärdet för de stationer (läs vattenförekomster) som ingår i bedömningen är signifikant högre än klassgränsen samtidigt som den statistiska styrkan är hög ($\geq 80\%$) kan detta tas som intäkt för att statusen i alla vattenförekomster utan kraftig lokal belastning i det typområdet har den status som anges över klassgränsen. Med detta tillvägagångssätt skulle man utan extra kostnad kunna öka tillförlitligheten i statusbedömningarna. Men även med den strategin skulle det behövas minst 9-10 stationer per typområde i kustzonen, något som endast uppfylls i ett fåtal typområden. Under den första sexårscykeln var det bara tre av de 27 typområdena (vinter) respektive fyra av 27 (sommar) som hade minst 9-10 stationer med årlig provtagning av totalkväve. I den andra cykeln (5 år av 6 med de data som fanns tillgängliga i samband med utvärderingen) hade inget av de 27 typområdena mer än fem stationer med årlig provtagning. Det innebär att trots en förenkling av bedömningsprocessen för att få tillgång till mer data i samband med analysen finns inte tillräckligt med årliga stationer i varje typområde för att kunna göra tillförlitlig bedömning av miljöstatusen. Det hjälper inte heller att endast använda vintervärden av totalkväve och totalfosfor vid bedömning av näringsämnen. För att öka säkerheten i skattningarna skulle man dessutom behöva provtagning varje månad inom vinterperioden, eller sommarperioden om det skulle ge rättvisande resultat vid bedömning av status för näringsämnen. Det krävs med andra ord ett betydande resurstillskott för att kunna göra tillförlitliga bedömningar av miljöstatusen med avseende på näringsämnen.

Det finns dock en möjlighet att få ut mer av de data som samlas in inom dagens övervakningsprogram än att beräkna medelvärden för att göra klassningar av miljöstatus. Alternativet vore att använda data som samlas in till att dels validera kustzonsmodellen och dels assimilera data i modellen för att kunna göra mer tillförlitliga framräkningar jämfört med dagens version av kustzonsmodellen. De framräknade värdena för varje vattenförekomst skulle då kunna användas för att bedöma miljöstatusen i vattenförekomsterna. I nästa avsnitt diskuteras denna möjlighet mer i detalj med argument varför denna metod skulle vara fördelaktigare och mer tillförlitlig än att använda data direkt vid statusbedömning.

Bedömning av miljöstatus med data eller med kustzonsmodellen?

Vatten- och havsmiljödirektivet har inneburit ett ökat krav på att fastställa miljöstatus i geografiska områden som tidigare inte har prioriterats, av resursskäl, inom den svenska miljöövervakningen. Vid revidering av de marina övervakningsprogrammen behöver därför en ökad rumslig täckning beaktas. Kostnaden för ett övervakningsprogram som tillgodoser detta behov kommer att bli långt högre än kostnaden för dagens program på grund av det stora antal stationer som behövs för att fastställa miljöstatusen på ett tillförlitligt sätt inom respektive typ- och bedömningsområde. Ett alternativ vore att använda data från övervakningen i kombination med modeller för att tillgodose behovet från vatten- och havsmiljödirektivet. Med dataassimilering i kustzonsmodellen skulle man kunna använda kustzonsmodellen som en avancerad statistisk modell som hanterar vattenutbyte mellan vattenförekomster på ett sätt som traditionella statistiska modeller inte kan göra. Ett optimerat övervakningsprogram som dels klarar av att följa upp de svenska miljömålen med hjälp av mätdata och dels att följa upp vatten- och havsmiljödirektivet med en kombination av mätdata och kustzonsmodellen kommer att vara annorlunda utformat än ett program som enbart syftar till att använda mätdata för samtliga miljöuppföljningar. Ett övervakningsprogram som använder sig av kustzonsmodellen skulle, utöver de stationer som behövs för uppföljning av miljömålen, behöva provtagning i tid och rum som ger största nytta i modellen. Data från miljöövervakningen fyller två syften i modellarbetet. I steg ett används nya miljöövervakningsdata för validering av framräknade resultat och i nästa steg assimileras data för att göra framräkningen till nästa tidpunkt mer tillförlitlig. För att avgöra var och när prover behöver tas för att få modellresultaten så tillförlitliga som möjligt behövs en känslighetsanalys av modellen. Variabler som lämpar sig att hantera med modellen är salt, temperatur, närsalter och syre. Däremot är modellresultat som rör klorofyll och plankton inte lämpliga att använda vid bedömning inom vatten- och havsmiljödirektivet eftersom dessa variabler har en kraftigt icke-linjär dynamik med återkopplingar mellan många olika arter. Den förenkling av planktonsamhällets inverkan på kväve och fosfor som finns i nuvarande version av kustzonsmodellen är dock tillräckligt bra för att kunna bedöma miljöstatusen för dessa ämnen. En jämförelse av totalkvävehalterna från mätdata med halterna från modelldata presenteras i Figur 43. Vid sammanställning av data för denna figur matchades datum och djup mellan mätdata och data från kustzonsmodellen i de vattenförekomster där mätdata insamlats. I följande avsnitt diskuteras för- och nackdelar med att bedöma miljöstatusen med mätdata kontra modelldata.

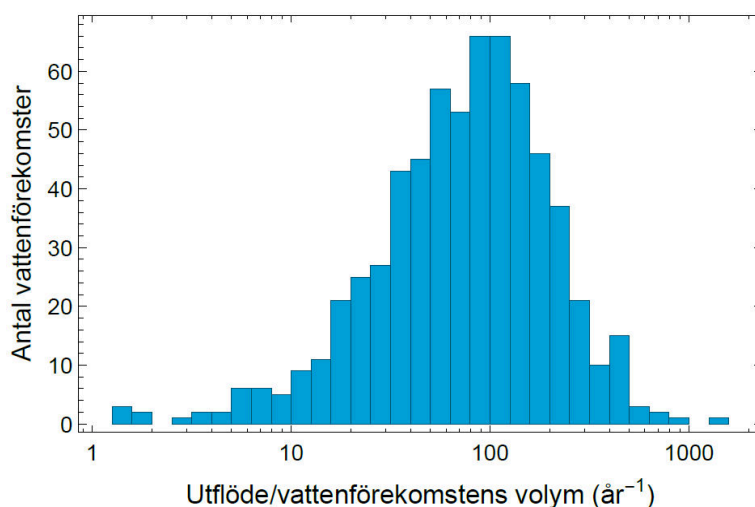


Figur 43. Variation i totalkväve under perioden juni-augusti inom vattenförekomst mellan olika typ- eller bedömningsområden efter att mellanårsvariationen filtrerats bort. Antal stationer; $N \geq 3$ (mörkblå), $N = 2$ (mellanblå), $N = 1$ (röd). Grå boxar visar resultat från kustzonsmodellen för de vattenförekomster och datum som ingick i analysen. Resultaten från kustzonsmodellen återges direkt till höger om de boxar som jämförelsen avser. Endast data från 0-10 m användes i samtliga analyser.

Kunskap om vattenutbytet är viktig för att förstå tillståndsklassningen

I ett givet ögonblick ter sig variationen i den fria vattenmassan jämförbar med den som uppmäts i fasta miljöer, till exempel på havsbotten eller på land. Den fria vattenmassan skiljer sig dock avsevärt från dessa två miljöer i och med att vattenmassan rör sig över tiden och vanligen byts vattnet i en vattenförekomst ut många gånger per år (Figur 44). I ca 90 % av vattenförekomsterna byts en vattenmängd motsvarande hela vattenmassan i vattenförekomsten ut oftare än en gång per månad. I mer än två tredjedelar av vattenförekomsterna överskrider vattenutflödet under en veckas tid vattenförekomsternas volym. Även om det inte förekommer total mixning av vattnet i vattenförekomsterna innebär dessa storlekar på vattenomsättningen att vattenmassans fysikalisk-kemiska sammansättning vid en provtagning kan skilja sig från en månad till nästa som en direkt följd av att det är vatten med olika ursprung som provtas. Miljötillståndet vid ett enskilt mätillfälle behöver därför inte vara representativt för vattenförekomsten under mer än några dagar eller några veckor beroende på hur frekvent vattenutbytet sker. I sådana situationer hjälper det inte om tillståndsbedömningen är baserad på omfattande rumslig replikering i vattenförekomsten vid ett enstaka tillfälle. Att bedöma miljöstatusen för en enskild vattenförekomst med hjälp av analyser av vattenprover är därför en stor utmaning. Problematiken ställs på sin spets om statusen framstår som undermålig så att åtgärder bör utredas. Många vattenförekomster saknar betydande utsläpp i form av punktutsläpp eller motsvarande. Det hindrar dock inte att dessa vattenförekomster kan ha undermålig miljöstatus eftersom belastande ämnen kan transporteras dit från

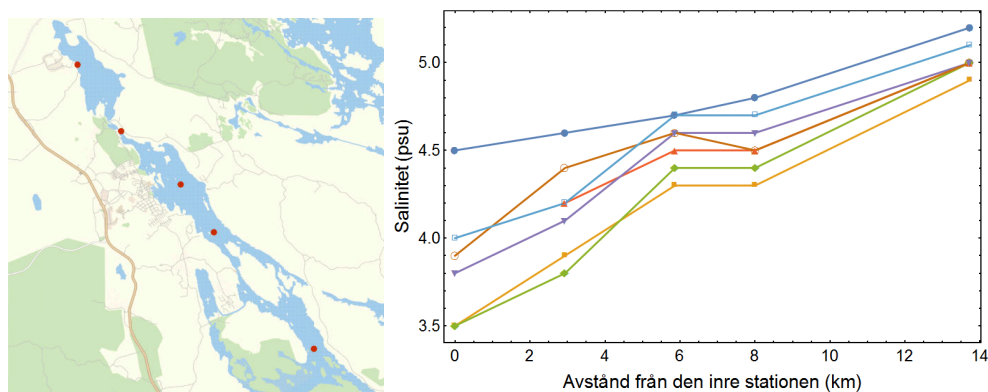
andra vattenförekomster. För att kunna göra en rättvis bedömning av miljön och prioritera vilka åtgärder som krävs för att förbättra miljön behövs data som visar att miljösituationen är representativ inte bara i rummet utan också över tiden. Även om en hög rumslig täckning är önskvärd vid provtagningen sker detta på bekostnad av en lägre provtagningsfrekvens när resursen för provtagning är begränsad. Det omvända förhållandet gäller inte fullt ut eftersom en hög provtagningsfrekvens på en lokal inom en vattenförekomst med hög vattenomsättning även innehåller information om miljötilståndet i omkringliggande områden. För en tillförlitlig bedömning av miljöstatusen i en vattenförekomst behövs data på hur vattenutbyten mellan vattenförekomsterna varierar över tiden. Mätningar för att erhålla den typen av information kan reduceras till ett fåtal variabler, bl a temperatur och salthalt.



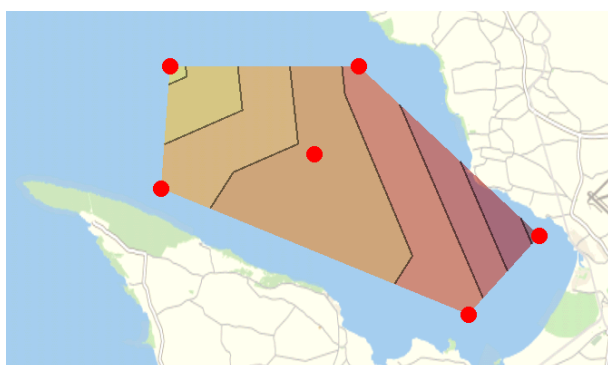
Figur 44. Kvoten mellan det årliga utflödet från en vattenförekomst och dess volym ger ett mått på hur många gånger per år som vattenmassan i vattenförekomsten byts ut. I två tredjedelar av vattenförekomsterna byts hela volymen ut mer än 52 gånger under ett år, vilket motsvarar minst en gång per vecka. Data från SMHIs vattenwebb.

Vattenutbytet mellan vattenförekomsterna skapar gradienter som kan användas till samla in information för att minska mängden provtagningar med många variabler. Gradienter i vattenförekomster som en följd av vattenutbyte med intilliggande vattenförekomster uppstår både i långsmala och i mer öppna vattenförekomster (Figur 45, Figur 46). För att mäta vattenutbytet och gradienterna räcker det med ett fåtal variabler, strömhastighet och strömriktning samt temperatur och salthalt på olika djup. Strömhastigheterna mäts lämpligen med ADCP (Acoustic Doppler Current profiler) eller liknande medan temperatur och salthaltsprofilerna kan mätas med CTD. Med kunskap om gradienterna kan övriga variabler mätas i en transekt eller grid för att kunna beräkna ett tillförlitligt medelvärde för vattenförekomsten vid det givna tillfället. Med detta tillvägagångssätt blir mätvärdena direkt jämförbara med de modellberäknade värdena i kustzonsmodellen och antalet provpunkter som behövs är färre än om man skulle slumpa ut stationerna. Med andra ord, genom att anpassa provtagningen efter gradienterna och använda sig av kustzonsmodellen behövs inte lika mycket provtagning för att uppnå samma resultat som genom att enbart använda sig av mätvärden från provtagning av

den fria vattenmassan i vattenförekomsterna. Principen är direkt jämförbar med de vertikala gradienter som finns på i stort sett samtliga stationer. Ingen skulle komma på tanken att slumpa ut provtagningsdjupen inom respektive station för att få information om hur de olika mätvärdena förhåller sig till djupet. Sannolikheten att få en användbar återgivning av de horisontella gradienterna är därför högre med en strategisk placering av provtagningspunkterna än att slumpa ut dem. En strategisk placering av provtagningslokaler kräver kunskap om hur hydrodynamiken fungerar i respektive område. Ett komplement som skulle minska behovet av gradientprovtagning, speciellt i avlånga vattenförekomster vore att dela upp sådana vattenförekomster i flera mindre områden i kustzonsmodellen och på så sätt kunna få mer jämförbara värden från kustzonsmodellen med mätresultat från enstaka stationer. Utifrån den principen skulle till exempel Östhammarfjärden som avbildas i Figur 45 kunna delas in i tre delvattenförekomster i kustzonsmodellen, även om dessa tre sedan slås samman i redovisningen inom vattenförvaltningen.



Figur 45. Provtagningsstationer i Östhammarfjärden (vänster) och variation i salthaltsgradienten mellan provtagningsomgångar från den inre till den yttre stationen i vattenförekomsten (höger). På samtliga fem stationer genomfördes provtagning en gång per månad från april till oktober 1996. Provtagningsomgångarna skiljs åt med olika symboler och färger. Kartunderlag, OpenStreetMaps.



Figur 46. Provtagningsstationer i Skälderviken och salthaltsgradienten i ytvattnet (0 m) vid provtagning 1996-05-28 Gradienten spänner från 10.7 psu i den inre delen till 17.3 psu i den yttre. Kartunderlag, OpenStreetMaps.

Statusbedömning med hjälp av mätvärden eller modellberäknade värden?

Syftet med detta avsnitt är inte att formulera en ny bedömningsgrund utan snarare att reflektera kring den befintliga bedömningsgrunden i relation till vilka alternativ som står till buds. I den nuvarande bedömningsgrunden för näringsämnen görs en salthaltsjustering för att i möjligaste mån kompensera för andelen sötvatten/utsjövatten i vattenförekomsten i samband med provtagningen. En konsekvens av justeringen är att bedömningen baseras på vattnets ursprung i provet snarare än att bedöma den faktiska situationen i vattenförekomsten. Aggregering av data under en period om minst tre år minskar det problemet. Eftersom utsjövattenpåverkan inte finns med i själva bedömningen kan man inte på något enkelt sätt avgöra hur statusbedömningen påverkats av vattenutbytet. Konsekvensen av det sätt som justeringen görs för utsjövattenpåverkan vid bedömningen av status blir, underförstått, att vattenförekomster inne i skärgården tål högre belastning än de längre ut i skärgården inom samma områdestyp. På motsvarande sätt kommer en högt uppmätt halt i ytterskärgården att resultera i högre ekologisk status om salthalten vid provtagningstillfället var lägre än normalt på grund av vattenutbyte med vattenförekomster närmare land. Ytterligare en aspekt är att salthaltsjusteringen inte nödvändigtvis behöver ge ökad säkerhet i bedömningsvärdena. Osäkerheten i bedömningen skulle till exempel öka om totalkvävet är konstant i alla provtagningar i en vattenförekomst samtidigt som salthalten varierar. I det exemplet blir det uppenbart att det inte är förhållandet i vattenförekomsten som bedöms. Frågan är därför om det är motiverat ur bedömningssynpunkt att göra en salthaltsjustering. Alternativet vore att bedöma statusen utifrån de halter som mäts och istället relatera eventuellt undermålig status till ursprungskällorna och hur stor del varje källa bidrar med för den bedömda vattenförekomsten. En vattenförekomst kan ha dålig status trots att det inte finns någon direkt belastning med förorenande ämnen om ämnena transporterats dit från andra vattenförekomster. Kunskap om hur omkringliggande vattenförekomster påverkar varandra är en förutsättning när det blir dags att diskutera och prioritera åtgärder. De åtgärder som gör störst nytta är de som fokuserar på att reducera utsläpp/belastning i de vattenförekomster som har en påtaglig effekt både på den egna vattenförekomsten och de intilliggande. Vattenutbytet är en avgörande förklaring till hur intilliggande vattenförekomster påverkar varandra. Det är därför viktigt att kunna kvantifiera vattenutbytet över tiden. Salthalt och temperatur är två variabler som kan användas för att kvantifiera vattenutbytet, givet att mätningar görs på strategiska platser och flera gånger per år. Eftersom salt- och temperaturprofiler kan mätas med hjälp av CTD skulle kostnaden inte behöva bli speciellt hög. Även om det skulle vara möjligt att använda information från sådana mätningar för att manuellt beräkna vattenutbyte mellan vattenförekomsterna för att få information om spridningen av belastande ämnen så är det ett tidsödande arbete samtidigt som risken för räknefel är stor. Eftersom det redan finns en modell framtagen som hanterar just denna typ av beräkningar (kustzonsmodellen) vore det naturligt att använda den modellen i vattenförvaltningen, både vid bedömningen av status

(näringsämnen) och för beräkning av olika åtgärdsscenarioer där t ex storleken på punktbelastningarna varierar.

Ett sätt att använda kustzonsmodellen vore att jämföra resultaten med och utan belastning från punktkällor, land och utsjö till vattenförekomsterna i kustzonen. Man får då ett mått på hur mycket högre halterna är i respektive vattenförekomst som en följd av belastningen. Detta gäller även de vattenförekomster där belastningen sker. Användandet av dynamiska modeller gör det möjligt att förutsäga effekterna av de icke-linjära samband som uppkommer till följd av vattenutbyte mellan flera vattenförekomster. Det går att få en grov uppfattning om hur en given belastning förväntas påverka halterna i vattenmassan i en vattenförekomst genom att använda betydligt enklare dynamiska modeller än kustzonsmodellen. Ett exempel med en enkel dynamisk modell för totalkväve redovisas här för att visa nyttan av modeller i detta sammanhang. Om vi gör antagandet att all tillförsel av vatten till en vattenförekomst har en given bakgrundshalt av kväve och allt kväve som tillförs bara kan lämna vattenförekomsten via vattenmassan genom transport till andra vattenförekomster, dvs inget kväve försvinner från vattenförekomsten genom denitrifikation eller sedimentation, får vi den maximala påverkan som är möjlig. För att beräkna påverkansgraden behöver man inkludera bakgrundshalten i det inkommande vattnet i modellen, däremot behövs inte kunskap om storleken på bakgrundshalten. Modellen innehåller information om belastningen per tidsenhet, inflödet och dess koncentration (bakgrundshalten), samt utflödet och den genomsnittliga koncentrationen i vattenförekomsten med antagandet att det råder total mixning i vattenmassan. Därutöver behöver man veta vattenförekomstens volym (ekvation 8).

$$C_{VF}[t] = (B + C_0 * Q_{in} + C_{VF}[t - 1] * V_{VF} - C_{VF}[t - 1] * Q_{ut}) / V_{VF}, \quad (\text{ekvation 8})$$

där $C_{VF}[t]$ är den genomsnittliga koncentrationen av totalkväve i vattenförekomsten vid tiden t , B är kvävebelastningen per tidsenhet, C_0 är koncentrationen av totalkväve i inkommande vatten, Q_{in} är inflödet av vatten vilket är detsamma som utflödet Q_{ut} om vi ignorerar nederbörd och avdunstning, och V_{VF} är vattenförekomstens volym. Vid jämvikt gäller sambandet $C_{VF}[t] = C_{VF}[t - 1]$ vilket kan användas för att lösa ut C_0 (ekvation 9).

$$C_0 = C_{VF}[t] - \frac{B}{Q_{ut}}. \quad (\text{ekvation 9})$$

Den relativa ökningen av koncentrationen i vattenförekomsten vid jämvikt blir då:

$$\frac{C_{VF}[t]}{C_0} = 1 + \frac{B}{C_{VF}[t] * Q_{ut} - B}, \quad (\text{ekvation 10})$$

vilket innebär att det räcker att känna till belastningen, koncentrationen i vattenförekomsten och utflödet (vattenexporten) för att beräkna den relativa förhöjningen av koncentrationen till följd av belastningen jämfört med om belastningen inte skulle finnas. Med detta sätt att beräkna effekten av den interna påverkansgraden i vattenförekomsterna med belastningsdata (avrinning från sjöar och vattendrag, skogs- och myrmark ej inräknat i följande

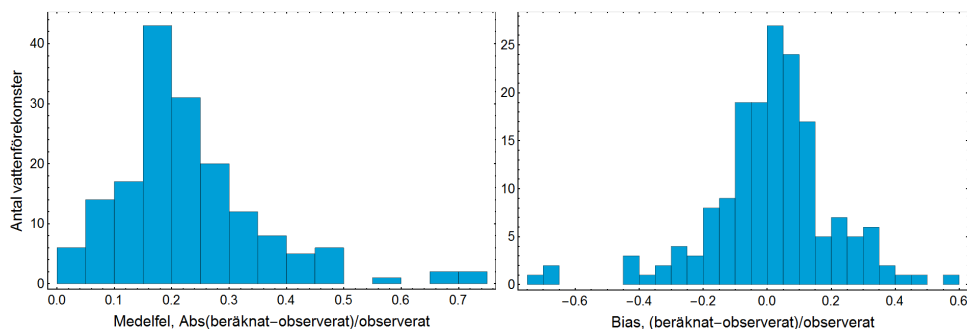
exempel) och flödesdata från SMHI:s vattenwebb får man för totalkväve fram att i 64 % av vattenförekomsterna i kustzonen kommer den relativa ökningen av halterna att understiga 1 %. I några vattenförekomster, t ex Kallrigafjärden, Karlholmsfjärden och Inre Slätbaken, blir däremot den förväntade koncentrationen mer än 5 gånger högre jämfört med bakgrundsivån. Då skall man ha i åtanke att denna relativa ökning är den högsta möjliga och att den realiserade ökningen troligen är lägre eftersom det förekommer såväl denitrifikation som deposition av kväve till sedimenten i vattenförekomsterna. Kvalitetskravet man strävar efter i bedömningsgrunden är att man skall kunna detektera bedömningsvärden som ligger 20 % över den angivna gränsen med 80 % statistisk styrka. Om man ställer samma krav för totalkvävet, utan att räkna om enligt bedömningsgrunden, skulle det vara möjligt att påvisa förhöjda halter av totalkväve med 80 % statistisk styrka i färre än 10 % av vattenförekomsterna. Eftersom det är en 20 procentig höjning av kvävehalterna till följd av lokal belastning torde merparten av dessa 10 % vara recipienter. Resultatet för totalfosfor blir ungefär detsamma (6 %). Om man tar med i beräkningen att vatten från dessa vattenförekomster transporteras till intilliggande vattenförekomster ökar antalet som hamnar över 20-% gränsen marginellt. Ytterligare åtta vattenförekomster tillkommer på grund av kvävebelastningen och fyra på grund av fosforbelastningen. Med sådana resultat ställer man sig frågan hur meningsfullt det är att ha ett mätprogram för att bedöma miljöstatusen i någon av de övriga 90 % av vattenförekomsterna. Det vore mer motiverat att mäta i ett antal strategiskt utvalda vattenförekomster, bland de 90 % där ett mätprogram med stor sannolikhet inte skulle kunna leva upp till kvalitetskraven för statusbedömning, för att få ett så bra underlag som möjligt till kustzonsmodellen som i sin tur kan användas för att bedöma miljötillståndet. För att göra motsvarande beräkningar där man även tar hänsyn till transport av näringsämnen till och från utsjön behövs en mer avancerad modell än den som användes i beräkningarna ovan och kustzonsmodellen framstår som det bästa alternativ som står till buds.

Kustzonsmodellen innehåller även biologiska komponenter, vilka i princip även de skulle kunna användas inom vattenförvaltningen. Med kunskap om modellering av biologiska populationer rekommenderas dock inte att använda resultat från de biologiska komponenterna, t ex klorofyll, i kustzonsmodellen. Orsaken är att dynamiken i komplexa födovävar är kraftigt icke-linjär vilket är svårt att återge korrekt matematiskt med den bristfälliga kunskap som finns om de ekologiska interaktionerna. Dessutom skulle det troligen krävas ett inslag av stokasticitet för att återge den variation som uppträder i den ekologiska dynamiken. En kustzonsmodell med inslag av stokasticitet skulle bli mycket beräkningskrävande och varje framräkning skulle behöva göras många gånger för att få ett slutresultat som beskriver variationen. Med mera kunskap om de ekologiska interaktionerna kan det på sikt vara möjligt att formulera system med stokastiska differentialekvationer som hanterar variationen med hjälp av varians och kovarianskomponenter vilket skulle göra modellerna mer hanterbara ur beräkningssynpunkt.

Kriterier för ett strategiskt val av vattenförekomster att mäta i skulle kunna utgöras av antal intilliggande vattenförekomster med vilka vattenutbyte sker, omsättningstid, kända systematiska avvikelser mellan mätvärden och modellberäknade värden, etc. Det är även viktigt att få med vattenförekomster som fångar upp vattenutbytet med öppet hav för att få information om hur vattenutbytet med öppet hav varierar inom och mellan år. För att modellen skall kunna återge korrekt utbyte med öppet hav behövs även mätstationer utanför kustzonen, i anslutning till åtminstone en del av de vattenförekomster där mätprogram finns i skärgården. För att fånga upp dynamiken i vattenutbytet behövs relativt frekventa mätprogram, med provtagning minst en gång per månad. Däremot torde inte samtliga variabler behöva mätas vid varje mättillfälle på de ”frekventa” strategiskt utvalda stationerna. Salthalt och temperatur är dock ett minimum, vilket kan mätas med hjälp av CTD.

Tillförlitlighet i beräknade värden med hjälp av kustzonsmodellen jämfört med uppmätta värden

Data från kustzonsmodellen som användes vid jämförelse med mätdata hämtades från SMHI:s vattenweb 2016-05-24. För totalkväve i ytvatten, 0-10 m, var det relativa medelfelet mindre än ca 20 % i hälften av vattenförekomsterna vid matchning av ett beräknat värde med ett mätvärde per datum inom respektive vattenförekomst och för 75 % av vattenförekomsterna var medelfelet som högst 28 % (N=167) (Figur 47). Dessa siffror skall jämföras med 8,5 % respektive 13,5 % vid jämförelse mellan två mätvärden från ytvattnet inom samma lokal vid samma tillfälle. Ytterligare variation tillkommer om man skulle ta hänsyn till den rumsliga variationen inom vattenförekomsten när man ökar den rumsliga skalan från lokalen till att täcka hela vattenförekomsten. En stor del av variationen beror således på att både de modellberäknade och de uppmätta värdena är förknippade med osäkerhet och eftersom variansen adderas vid subtraktion kommer medelfelet att vara 1,4 gånger högre än medelfelet om man enbart betraktar osäkerheten i mätvärdena. Det systematiska felet uppgick till mindre än 3 % för hälften av vattenförekomsterna medan 25 % av vattenförekomsterna hade ett fel som var större än 10 %. Det finns alltså anledning att undersöka närmare vilka vattenförekomster som får kraftigt avvikande resultat vid beräkningarna i kustzonsmodellen och försöka hitta förklaringen till avvikelserna för att öka modellens användbarhet inom vattenförvaltningen.



Figur 47. Relativt medelfel (vänster) och bias (höger) vid jämförelse mellan mätdata och beräknade värden. Beräkningarna har gjorts på medelvärden för enskilda vattenförekomster baserat på de datum och djup från vilka mätdata fanns tillgängliga ($N=167$).

Statistisk styrka kontra minimering av den totala mängden fel

I de tidigare utvärderingarna av miljöövervakningsprogrammen har kvalitetsbedömningarna och dimensioneringarna utvärderats med utgångspunkt från att uppnå tillräckligt hög statistisk styrka ($1-\beta$), vanligen 80 %. Underförstått i det sammanhanget har varit att man använder den traditionella nivån på typ I felet, $\alpha=5\%$. I en vetenskaplig artikel från 2012 diskuteras begreppet statistisk styrka i kombination med typ I felet och man hävdar, med visst fog, att den traditionella 5 % nivån för signifikanstester inte ser till helheten (Mudge et al. 2012). Om man i stället för att redovisa den statistiska styrkan för en given nivå på α väljer att använda det α som minimerar det totala felet, $\alpha+\beta$, maximerar man tillförlitligheten i testets utfall. Om man ökar α ökar också den statistiska styrkan i testerna. Exempelvis kommer man att påvisa signifikanta skillnader i 10 % av fallen enbart på grund av slumpen om man väljer $\alpha=10\%$, men i gengäld skulle man i samma exempel kunna få en statistisk styrka i testet på 90 %. Det innebär att det totala felet blir 20 %. Om man istället skulle använt $\alpha=5\%$ och det resulterat i 80 % statistisk styrka skulle det totala felet uppgå till 25 %, dvs felaktiga slutsatser i 25 % av testerna. I det exemplet skulle ett α på 10 % vara att föredra eftersom det ger ett totalt fel på 20 % istället för 25 % vilket skulle varit fallet med $\alpha=5\%$. Om samhällets kostnader för de olika typerna av fel skiljer sig markant kan de dock vara motiverat att vikta de två felen i relation till kostnaderna eller de värden som står på spel. I denna rapport har ingen viktning gjorts mellan typ I och typ II felen, vilket innebär att resultaten gäller det α som minimerar summan av felen $\alpha+\beta$.

För jämförelse av resultat med analyserna som utgått från $\alpha=5\%$ och $\beta=20\%$ för att räkna fram trenden kan en omräkningsfaktor på 0,91 användas för att beräkna trenden för den optimala lösningen för $\alpha+\beta=25\%$, dvs när möjligheten att dra en korrekt slutsats från en trendanalys är ca 75 %. Ett tacksamt resultat i omräkningen till den optimala lösningen är att omräkningsfaktorn blir ca 1,0, dvs resultaten från tidigare trendanalyser med

$\alpha=5\%$ och 80% statistisk styrka är snarlika de resultat man får med $\alpha+\beta=20\%$. Dessa samband gäller för möjligheter att upptäcka trender inom en 10-årsperiod. Med en period på 6 år blir omräkningsfaktorn ca 0,95 för att få det optimala resultatet för $\alpha+\beta=20\%$ och för en tidsserie på 20 år blir omräkningsfaktorn ca 1,02. Däremot tycks $\alpha=10\%$ vara en optimal nivå för tidsserier inom intervallet 6-20 år.

I analyserna av möjligheterna att kunna påvisa trender tycks den optimala lösningen vara när $\alpha\approx\beta$, vilket innebär att det skulle vara mer fördelaktigt att använda $\alpha=10\%$ istället för den traditionella nivån på 5% . Någon liknande enkel regel verkar dock inte finnas när det gäller möjligheten att upptäcka en skillnad gentemot ett gränsvärde.

Slutsatser och rekommendationer

- Dagens övervakning av fyskem i den fria vattenmassan i kust och utsjöområden ger goda möjligheter att upptäcka små till måttliga trender ($2-5\%$ per år) under en period av 10-20 år, både lokalt, regionalt och storskaligt.
- Bedömning av miljötillståndet inom ramen för vatten- och havsmiljödirektivet ger osäkra resultat med dagens övervakning i merparten av typ- och bedömningsområdena.
- Osäkerheten i bedömningen av miljötillståndet för näringsämnen beror nästan uteslutande på utformningen av bedömningsgrunden och endast till en liten del av hur många prov som bedömningen grundar sig på. Det är variationen mellan medelvärdena för kväve och fosfor som skapar osäkerheten och rekommendationen är därför att reducera antalet variabler till ett minimum.
- Klorofyll a är den variabel som framstår som mest osäker, både vad gäller möjlighet att påvisa trender och att göra tillförlitliga statusbedömningar. Metodutveckling som inbegriper fjärranalys rekommenderas därför om klorofyll skall användas fortsättningsvis i övervakningen.
- För att få ut mesta möjliga av de mätdata som samlas in föreslås att dessa snarare används till att validera kustzonsmodellen samt att data även assimileras i modellen för att kunna göra tillförlitliga bedömningar av miljöstatus med hjälp av kustzonsmodellen för de icke-biologiska variablerna.

- Optimering av framtida övervakning av den fria vattenmassan bör göras utifrån kunskap om vilka data, från vilka tidpunkter och från vilka geografiska områden, som gör mest nytta i kustzonsmodellen i form av tillförlitliga modellresultat.
- Data saknas helt från Ålands havs utsjövatten i typområdena. I typområdena 10, 11 och 23 finns endast enstaka stationer som provtagits minst tre år under perioden 2009-2014. Oavsett om man väljer att bedöma miljöstatusen med hjälp av mätdata eller med kustzonsmodellen behövs åtminstone en eller ett par stationer i vart och ett av dessa typ/bedömningsområden.

Referenser

- Andersson, L., N. Kajrup och B. Sjöberg. 2004. Dimensionering av de nationella marina pelagialprogrammen, Rapport SMHI oceanografi nr 78.
- Bignert, A., A. Andersson, Legrande. 2016. Optimizing sampling strategy for environmental monitoring in the Baltic Sea. Manuscript.
- Carstensen, J., A.-T. Skjevik, Blomqvist, M., and L.J. Naustvoll. 2015. Assessment method for chlorophyll a. Developing a common assessment method for chlorophyll a between Denmark, Norway and Sweden. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2015:17.
- Carstensen, J. and M. Lindegarth. 2016. Confidence in ecological indicators: A framework for quantifying uncertainty components from monitoring data. *Ecological Indicators*, 67: 306–317.
- Forsgren, G. och K. Leonardsson. 1999. Naturlig variation hos pelagiala variabler. *Bottniska viken 1998 – årsrapport från den marina miljöövervakningen* (ed. K. Wiklund). p:28-30. Ljungbergs 1999.
- Harrison, D.A. and Brady, A.R. 2004. Sample size and power calculations using the noncentral t–distribution. *Stata Journal*, 4(4): 142-153.
- Harvey T, Kratzer S, Philipson P., 2015, Satellite-based water quality monitoring for improved spatial and temporal retrieval of chlorophyll-a in coastal waters, *Remote Sensing Environment*, 158: 417-430.
- HVMFS 2012:18. Havs- och vattenmyndighetens författningssamling. 2012. Havs- och vattenmyndighetens föreskrifter om vad som kännetecknar god miljöstatus samt miljö kvalitetsnormer med indikatorer för Nordsjön och Östersjön.
- HVMFS 2013:19. Havs- och vattenmyndighetens författningssamling. 2013. Havs- och vattenmyndighetens föreskrifter om klassificering och miljö kvalitetsnormer avseende ytvatten.
- Havs- och vattenmyndigheten. 2012. God havsmiljö 2020. Marin strategi för Nordsjön och Östersjön. Del 1: Inledande bedömning av miljö tillstånd och socioekonomisk analys. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2012:19.
- Havs- och vattenmyndigheten. 2012. God havsmiljö 2020. Marin strategi för Nordsjön och Östersjön. Del 2: God miljö status och miljö kvalitetsnormer. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2012:20.
- Havs- och vattenmyndigheten. 2014a. Nationell akvatisk miljö övervakning 2015 – 2020. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2014:18.
- Havs- och vattenmyndigheten. 2014b. God havsmiljö 2020. Marin strategi för Nordsjön och Östersjön. Del 3: Övervakningsprogram. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2014:20.
- Havs- och vattenmyndigheten 2014c. Miljö övervakningens metoder och undersökningstyper inom programområde Kust och hav. Havs- och vattenmyndigheten. <http://www.havochvatten.se/hav/vagledning--lagar/vagledningar/miljoovervakningens-metoder-och-undersokningstyper-inom-programomrade-kust-och-hav.html>.

- Havs- och vattenmyndigheten. 2015. God havsmiljö 2020. Marin strategi för Nordsjön och Östersjön. Del 4: Åtgärdsprogram för havsmiljön. Havs- och vattenmyndighetens rapport 2015:30.
- Hulterantz, C. 2016. Hydrografiska mätningar längs Bohuskusten Trender 1990-2014. SMHI Rapport 2016:13.
- Karlson, B. 2014. Lastfartyg och färjor i forskningens tjänst. Havsmiljöinstitutet, Litorapid, april 2014. Havet 2013/2014: 44-45.
- Karlson, B., P. Strömberg and A.-T. Skjevik. 2015. Variability and Trends of Phytoplankton in the Baltic Sea and Kattegat-Skagerrak. Swedish Agency for Marine and Water Management report 2015:33.
- Lenth, R.V. 2001. Some Practical Guidelines for Effective Sample Size Determination. *The American Statistician*, 55: 187 - 193.
- Leonardsson, K., Y. Ericson, J. Olsson & L. Bergström. 2016. Optimerad övervakning av fisk i kustvatten. Havs och Vattenmyndighetens rapport 2016:10. (In Swedish, 102 pp).
- Lindegarh, M., Carstensen, J. and R.K. Johnson. 2013a. Uncertainty of biological indicators for the WFD in Swedish water bodies. WATERS Report no. 2013:1, Havsmiljöinstitutet, Sweden.
- Lindegarh, M., Carstensen, J., Johnson, R.K. 2013b. Monitoring biological indicators for the WFD in Swedish water bodies: Current designs and practical solutions for quantifying overall uncertainty and its components. WATERS Report no. 2013:6. Havsmiljöinstitutet, Sweden.
- Naturvårdsverket. 2004. Handledning för miljöövervakning. Miljöövervakningsmetod: Hydrografi och närsalter, kartering. Version 1:1: 2004-06-17.
- Naturvårdsverket. 2005. Handledning för miljöövervakning. Miljöövervakningsmetod: Syrehalt i bottenvatten, kartering. Version 1:0: 2005-11-07.
- NFS 2006:1. 2006. Naturvårdsverkets föreskrifter om kartläggning och analys av ytvatten enligt förordningen (2004:660) om förvaltning av kvaliteten på vattenmiljön. Naturvårdsverkets författningssamling.
- Nicholson, M. D., R. J. Fryer, and C. A. Ross. 1997. Designing monitoring programmes for detecting temporal trends in contaminants in fish and shellfish. *Marine Pollution Bulletin* 34:821-826.
- Papritz, A., A. Dümig, C. Zimmermann, H. H. Gerke, B. Felderer, I. Kögel-Knabner, W. Schaaf and R. Schulín. 2011. Uncertainty of variance component estimates in nested sampling: a case study on the field-scale spatial variability of a restored soil. *European Journal of Soil Science*, 62: 479-495.
- R Core Team. 2017. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Ramsey, M.H, and L. R.E. Stephen (Eds). 2007. EURACHEM / CITAC Guide Measurement uncertainty arising from sampling: A guide to methods and approaches. Produced jointly with EUROLAB, Nordtest and the UK RSC Analytical Methods Committee. First Edition. ISBN 978 0 948926 26 6. Available from the Eurachem secretariat.
- SMHI. 2016. Oxygen Survey in the Baltic Sea 2016 - Extent of Anoxia and Hypoxia, 1960-2016. SMHI, REPORT OCEANOGRAPHY No. 58, 2016

- Wikner, J., M. Kronholm, A. Sedin, M. Appelberg, A. Bignert, K. Leonardsson, G. Forsgren Johansson. 2008. Strategi för kontrollerande övervakning av kustvatten i Bottenvikens vattendistrikt. Länsstyrelsen Västerbotten, Meddelanden 1:2008.
- Walve, J. 2012. Värdefull tidsserie riskerar att förstöras. Svealandskusten, Årsrapport 2012, Svealands kustvattenvårdsförbund, s 14-15.
- Walve, J, Johansen, M, Karlson, B, Andersson, A, Karlsson, C. 2014. Phytoplankton in coastal waters – evaluation of the length of the seasonal assessment period. WATERS Report no 2014:1.
- Wolfram Research, Inc., 2017. Mathematica, Version 11.1, Champaign, IL.

Appendix 1

Antal stationspar som ingick i variansanalyserna från respektive typområde/bedömningsområde och variabler. Antalen avser sommar/vintervärden från djupintervallet 0-10 m. För bedömningsområdena har samma vintermånader använts som i de anslutande typområdena.

Område	Alk	Chla	DIN	DIP	DOC	EKCh	EKDN	EKDP	EKSkt	EKtN	EKtP	Hum	pH	Salt	Sikt	SiO4	Temp	TOC	totN	totP
SkaUt	-	6	-6	-6	-	6	-6	-6	1	7/6	7/6	-	-	15	-	7	15	-	6/6	6/6
3	-	1	-1	-1	-	1	-1	-1	1	1/1	1/1	-	-	1	-	1	1	-	1/1	1/1
1n	-	3	-3	-3	-	3	-3	-3	3	3/3	3/3	-	-	3	-	3	3	-	3/3	3/3
2	-	14	-15	-15	-	14	-15	-15	15	15/15	15/15	-	-	14	-	14	14	-	15/15	15/15
KatUt	-	2	-1	-2	-	2	-1	-2	2	2/2	2/2	-	-	2	2	2	2	-	2/2	2/2
4	-	3	-	-3	-	3	-	-3	3	3/3	3/3	-	-	3	-	3	3	-	3/3	3/3
1s	-	3	-	-3	-	3	-	-3	3	3/3	3/3	-	-	3	-	3	3	-	3/3	3/3
5	-	10	-	-10	-	10	-	-10	10	10/10	10/10	-	-	10	-	10	10	-	10/10	10/10
6	-	6	-6	-6	-	6	-6	-6	6	6/6	6/6	-	-	6	-	6	6	-	6/6	6/6
7	-	-	-1	-1	-	-	-1	-1	1	1/1	1/1	-	-	1	-	1	1	-	1/1	1/1
BoHanoUt	-	3	-	-	-	3	-3	-3	2	3/3	3/3	-	-	3	-	3	3	-	3/3	3/3
9	-	-	-1	-1	-	-	-1	-1	1	3/1	2/1	-	-	3	-	3	1	1	3/1	2/1
8	-	-	-22	-22	-	-	-22	-22	22	22/21	22/21	-	-	22	1	22	2	22	22/21	22/21
VGotUt	-	3	-3	-3	-	3	-3	-3	1	3/3	3/3	-	-	3	-	3	3	-	3/3	3/3
12s	-	-	-	-17	-	-	-	-17	26	22/17	22/17	-	-	26	-	22	-	22	22/17	22/17
13	-	-	-	-10	-	-	-	-10	10	10/10	10/10	-	-	10	-	10	-	10	10/10	10/10
OGotUt	1	6	-	-	-	6	-6	-6	1	6/6	6/6	-	1	6	-	6	6	-	6/6	6/6
12n	-	-	-	-1	-	-	-	-1	1	1/1	1/1	-	-	1	-	-	-	1	1/1	1/1
BotHavUt	-	-	-1	-1	-	-	-1	-1	-	1/1	1/1	-	-	1	-	-	1	-	1/1	1/1
16	-	-	-	-	-	-	-	-	48	48/10	48/10	-	10	48	34	-	30	53	53/10	53/10
18	-	12	-	-	-	10	-	-	14	14	-	-	-	14	-	-	-	14	14	-
20	-	-	-	-	-	-	-	-	1	2	2	1	3	2	-	1	-	-	3	3
BotVikUt	-	-	-1	-1	-	-	-1	-1	-	1/1	1/1	-	-	1	-	-	1	-	1/1	1/1
22	-	-	-	-	3	-	-	-	13	41	41	1	37	46	1	3	6	3	48	47

Appendix 2

R-kod för analys av statistisk styrka

```
#####
# alfa = ex 0.05
# n_year = antal år i tidsserie
# q = årlig trend i procent (0-100)
# d = avstånd i procent (0-100) över gränsvärde
# power i procent (0-100)
# se2Y = uppsummerad mellanårsvariation dvs
s2Y+(s2YxS/n_stationer)+(s2e/(n_stationer * n_replikat * n månader))
# OBS använder varians beräknad på logaritmerade värden
# se = standard error
# df = frihetsgrader
# cv = variationskoefficient, använder ologgad cv, här beräknad som standard
error / medelvärde

#####
# funktioner för trendanalys
#####

# styrka att upptäcka en årlig trend (loggade värden)
power_trend_log <- function(alfa, n_year, q, se2Y)
{
  return(1 - pf(qf(1-alfa,1,n_year-2),1,n_year-
2, (log(1+(q/100.))^2*(n_year*(n_year^2-1)))/(12*se2Y)))
}
#####
# styrka att upptäcka en årlig trend (ologgade värden)
power_trend_cv <- function(alfa,n_year,q,cv)
{
  return(1 - pt(qt(1-alfa/2,n_year-2),n_year-2, (q*sqrt(n_year*(-
1+n_year^2)))/(200.*sqrt(3)*cv)))
}
#####
# årlig trend i procent som kan upptäckas med given styrka och givet alfa
trend_power_log <- function(se2Y,n_year,power,alfa) # loggade värden för
s2Y
{
  pow<-0.1
  q<-0.1
  power<-power/100
  while(pow<power){
    q<-1.005*q
    pow<-power_trend_log(alfa,n_year,q,se2Y)
  }
  return(q)
}
#####
# årlig trend i procent som kan upptäckas med given styrka och givet alfa
trend_power_cv <- function(cv,n_year,power,alfa) # ologgade värden för cv
{
  pow<-0.1
  q<-0.1
  power<-power/100.
  while(pow<power){
    q<-1.005*q
    pow<-power_trend_cv(alfa,n_year,q,cv)
  }
  return(q)
}
#####
```

```
#####  
# funktioner för styrka att påvisa skillnad från gräns  
#####  
  
#####  
# styrka att påvisa skillnad från gräns (t ex 20% avstånd till gräns) se =  
sqrt(se2 beräknat med watersformel)  
power_limit_log <- function(se,df,d,alfa) # loggade värden för se  
{  
  return(100.*(1 - pt(qt(1-alfa,df),df,log(1+(d/100.)/se)))  
}  
  
#####  
# styrka att påvisa skillnad från gräns (t ex 20% avstånd till gräns) cv =  
sqrt(se2 beräknat med watersformel)/medelvarde.median  
power_limit_cv <- function(cv,df,d,alfa) # ologgade värden för cv  
{  
  return(100.* pt(qt(alfa,df),df,((1/(1+d/100.))-1)/cv))  
}
```