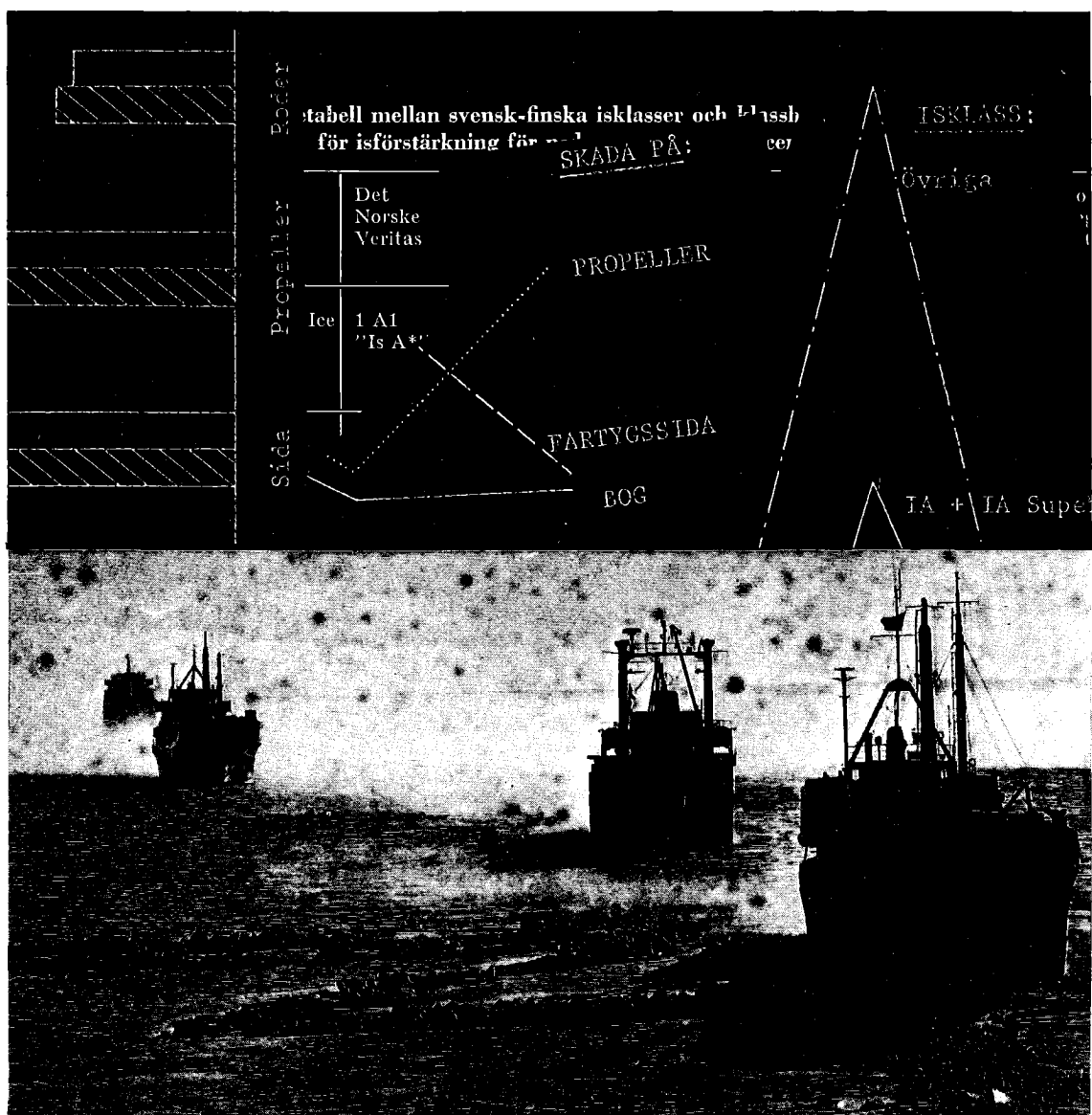


STYRELSEN FÖR VINTERSJÖFARTSFORSKNING

Sjöfartsverket
Sverige

Sjöfartsstyrelsen
Finland

Forskningsrapport nr 3



**ISSKADOR PÅ FARTYG I ÖSTERSJÖN,
BOTTENHAVET OCH BOTTENVIKEN**

—Statistisk analys av skadefrekvenser—

STYRELSEN FÖR
VINTERSJÖFARTSFORSKNING

Sjöfartsverket
Sverige

Sjöfartsstyrelsen
Finland

Forskningsrapport nr 3

**ISSKADOR PÅ FARTYG I ÖSTERSJÖN,
BOTTENHAVET OCH BOTTENVIKEN**

—Statistisk analys av skadefrekvenser—

INST. KOMMUNIKATIONSTEKNIK
KUNGL. TEKNISKA HÖGSKOLAN
100 44 STOCKHOLM 70

**ISSKADOR PÅ FARTYG I ÖSTERSJÖN,
BOTTENHAVET OCH BOTTENVIKEN**
—Statistisk analys av skadefrekvenser—

STOCKHOLM 1973

LARS SJÖSTEDT

STIG HAMMARSTEN

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

	Sida
Förord (Severin/Jääsalo)	1
Förord (Björkman)	3
Sammanfattning och resultat	
1. Inledning	5
2. Utgångsdata	5
3. Statistiska modeller	8
4. Resultat	11
5. Kommentarer	15
Den statistiska modellen	
1. Bakgrund och syfte	17
2. Datainsamlingen	17
3. Modellval	17
4. Modellfamilj 1	18
5. Modellfamilj 2	21
6. Jämförelse mellan modellfamilj 1 och 2	22
7. Modellfamilj 3	23
8. Kommentarer till resultaten	33
9. Konfidensintervall	33
Bilagor	
A. Uppskattning av riskmassan	35
B. Isförhållandena	37
C. Jämförelse mellan olika isklassningsregler	41
D. Sammanställning av haveristatistik för vintersjöfartsforskningen	43

Förord

Styrelsen för Vintersjöfartsforskning presenterar härmed rapport nr 3. Den har rubriken **ISSKADOR PÅ FARTYG I ÖSTERSJÖN, BOTTENHAVET OCH BOTTENVIKEN**, med underrubriken Statistisk analys av skadefrekvenser. Rapporten är en vetenskaplig bearbetning av de isskador på svenska fartyg som inrapporterats till Sjöförsäkringsaktiebolaget Hansa och Sveriges Ångfartygs Assuransförening. Den har utarbetats inom institutionen för kommunikationsteknik vid Kungl. Tekniska Högskolan i Stockholm under överinseende av professor Bo Björkman av civ.ing. Stig Hammarsten under ledning av tekn.dr. Lars Sjöstedt. Medhjälpiga i arbetet har vidare varit universitetslektor Rolf Sundberg på institutionen för matematik vid KTH samt meteorolog J-E Lundqvist på SMHI.

Styrelsen för Vintersjöfartsforskning uttrycker sin uppskattning för det arbete forskarna lagt ner på rapportens färdigställande. Styrelsen vill även framföra ett tack till de nämnda försäkringsbolagen för den beredvillighet de visat genom att ställa grundmaterialet till förfogande.

Stockholm och Helsingfors i juli 1973.

Erik Severin

Helge Jääsalo

Förord

I föreliggande rapport redovisas ett försök att finna samband mellan risken för en iskada på ett fartyg och faktorer som beskriver såväl fartyget som isförhållandena. Arbetet har utförts på min institution av civilingenjör Stig Hammarsten under ledning av tekn.dr. Lars Sjöstedt på uppdrag av sjöfartsverket. Jag ber att få framföra mitt och utredarnas tack till Sjöförsäkringsaktiebolaget Hansa och Sveriges Ångfartygs Assuransförening, som välvilligt ställt statistik över antalet försäkrade fartyg och inträffade isskador på dessa till vårt förfogande. Vi vill även tacka universitetslektor Rolf Sundberg på institutionen för matematik vid KTH för hans synpunkter på de använda statistiska modellerna samt meteorolog J-E Lundqvist på SMHI för hjälp med klassificeringen av isförhållandena i de farvatten undersökningen avser.

Stockholm i april 1973.

Bo Björkman

professor

Inst. för Kommunikationsteknik

KTH

Sammanfattning och resultat

1. INLEDNING

Som ett led i pågående svensk-finska forskningsinsatser i syfte att klarlägga förutsättningarna för vintersjöfart i Bottenhavet och Bottenviken har det bedömts intressant att analysera tillgänglig statistik över inträffade isskador i de aktuella farvattnen. Föreliggande utredning utgör ett första försök att prestera en sådan analys. Avsikten har varit att belysa hur skadefrekvensen påverkas dels av fartygstypen dels av isförhållandena. Analysmetodiken präglas självfallet av den form i vilken dataunderlaget kunnat göras tillgängligt. Resultaten är — liksom i flertalet andra olycksanalyser — behäftade med en relativt stor osäkerhet, som sammanhänger med att en skada eller olycka trots allt är en ganska ovanlig händelse. Det innebär att den långtgående uppdelning av materialet, som görs i en analys, resulterar i ett litet antal skadefall per analysenhet med en därav betingad slumpmässig variation i skadefrekvensen.

2. UTGÅNGSDATA

Inom sjöfartsverket hade tidigare utförts en sammanställning av isskador i absoluta tal för isvintrarna 1962—70, här intagen som bilaga D. Den grundades på uppgifter om inträffade isskador i Östersjön, Bottenhavet och Bottenviken, som lämnats av Sjöförsäkringsaktiebolaget Hansa och Sveriges Ångfartygs Assuransförening, vilka har huvudparten av försäkringarna för svenskt tonnage. Eftersom det inte bedömdes möjligt att insamla ytterligare skadestatistik, begränsades analysen redan i utgångsskedet till att gälla för fartyg med försäkring i något av dessa bolag. De utländska fartyg, som därigenom ej kommit att omfattas av analysen, kan ha en avvikande skadebild, vilket man bör komma ihåg vid en bedömning av resultaten.

Iskadorna hade i det nyssnämnda materialet klassats på fyra typer:

- typ 1: skador på bordläggningen, bogen
- typ 2: skador på bordläggningen, sidan
- typ 3: skador på propellern
- typ 4: skador på rodret.

Variationen i antalet skador för skilda år säger något om isvinterns svårighetsgrad för sjöfarten som helhet. Den säger däremot ingenting om risken för att ett enstaka fartyg skall drabbas av en iskada samt hur denna risk varierar med issvårigheterna. Det beror på att både antalet fartyg och sammansättningen av den flotta som trafikerar de aktuella farvattnen kan väntas påverkas av isvinterns svårighetsgrad. För att kunna korrekt bedöma skadetalen, bör dessa ställas mot något mått, som uttrycker i vilken omfattning fartyg av en given typ har exponerats för en skaderisk. Ett lämpligt mått på denna s.k. riskmassa vore antalet fartygsdygn under gång i is. Det bedömdes emellertid inte möjligt att inskaffa sådan information om alla de fartyg med försäkring i något av de båda ovannämnda bolagen, som trafikerat de östsvenska farvattnen under nioårsperioden. Det bästa mått som gick att få visade sig vara antalet fartygsmånader med följande speciella betydelse hos begreppet fartygsmånad. Ett bestämt fartyg ger upphov till en fartygsmånad, som adderas till riskmassan för en given kalendermånad och ett givet farvatten, om fartyget ifråga någon gång under kalendermånaden vistats i farvattnet.

Genom förnyat tillmötesgående från försäkringsbolagen kunde den sålunda definierade riskmassan bestämmas via en specialbearbetning av tillgänglig statistik över erlagda istilläggspremier. Analysen har alltså begränsats till att avse de månader under vilka istilläggspremier erlagts. Tidpunkterna för istilläggspremiernas införande och slopande för de aktuella säsongerna har sammanställts i bilaga A.

För att möjliggöra en klassificering av såväl skador som riskmassa har för varje skada resp. fartygsmånad sammanställts nivåvärden för de fem bakgrundsvariabler som ges i tabell 1. Härvid numreras nivåerna från ett och uppåt. Variabelvärdet blir då detsamma som nivå-numret. Se vidare bilaga A.

Tabell 1. Bakgrundsvariabler för klassificering av skador och riskmassa.

Nr	Variabel	Antal nivåer	Nivåer
1	isår	3	sträng, normal, mild
2	månad	5	jan, febr, mars, april, maj
3	farvatten	3	Bottenviken, Bottenhavet, Östersjön
4	fartygets storlek	5	500–1.000 ton, 1.000–2.000 ton, 2.000–5.000 ton, 5.000–10.000 ton, över 10.000 ton
5	fartygets isklass	4	IA+IASuper, IB, IC, övriga klasser samt fartyg utan isklass

Riskmassan uppgår till totalt 2.761 fartygsmånader. Dessa fördelar sig på fartygsstorlek och isklass som visas i figur 1 och tabell 2. Följande kommentarer kan göras:

- Ca hälften av fartygsmånaderna faller på fartyg som är isförstärkta till någon av klasserna I. Detta gäller samtliga storlekar utom fartyg större än 10.000 ton, där huvuddelen av fartygsmånaderna faller på fartyg med sämre eller ingen isklass.
- Ca hälften av fartygsmånaderna faller på fartyg i mellanklassen 2.000 – 5.000 ton.

Tabell 2. Den totala riskmassans fördelning på fartygsstorlek och isklass. Enhet: fartygsmånader.

Fartygsstorlek ton	Isklass				Summa
	IA+IASuper	IB	IC	Övriga	
500 – 1.000	51	19	57	108	235
1.000 – 2.000	36	128	75	236	475
2.000 – 5.000	370	236	89	644	1.339
5.000 – 10.000	145	120	48	233	546
> 10.000	4	5	20	137	166
Summa	606	508	289	1.358	2.761

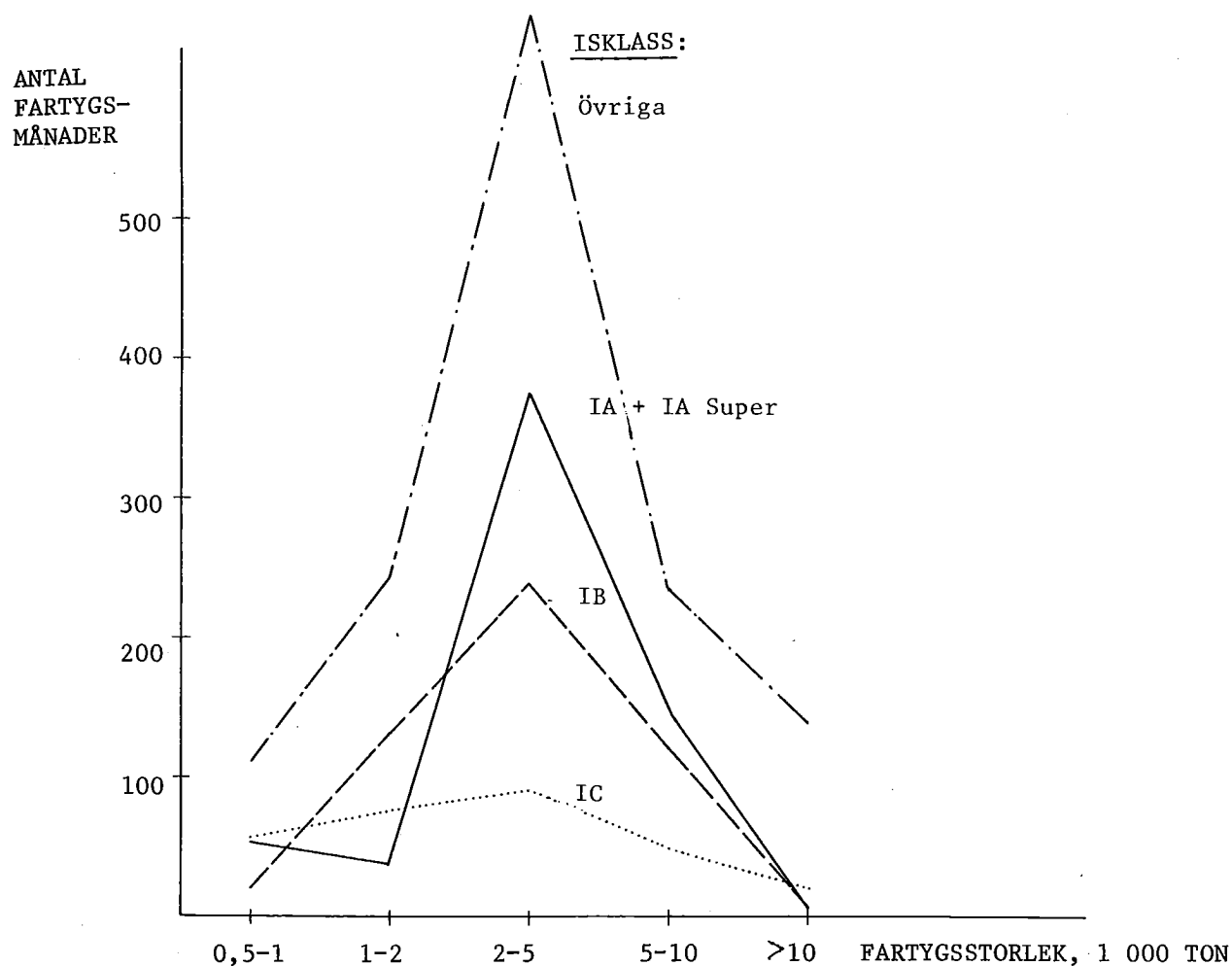
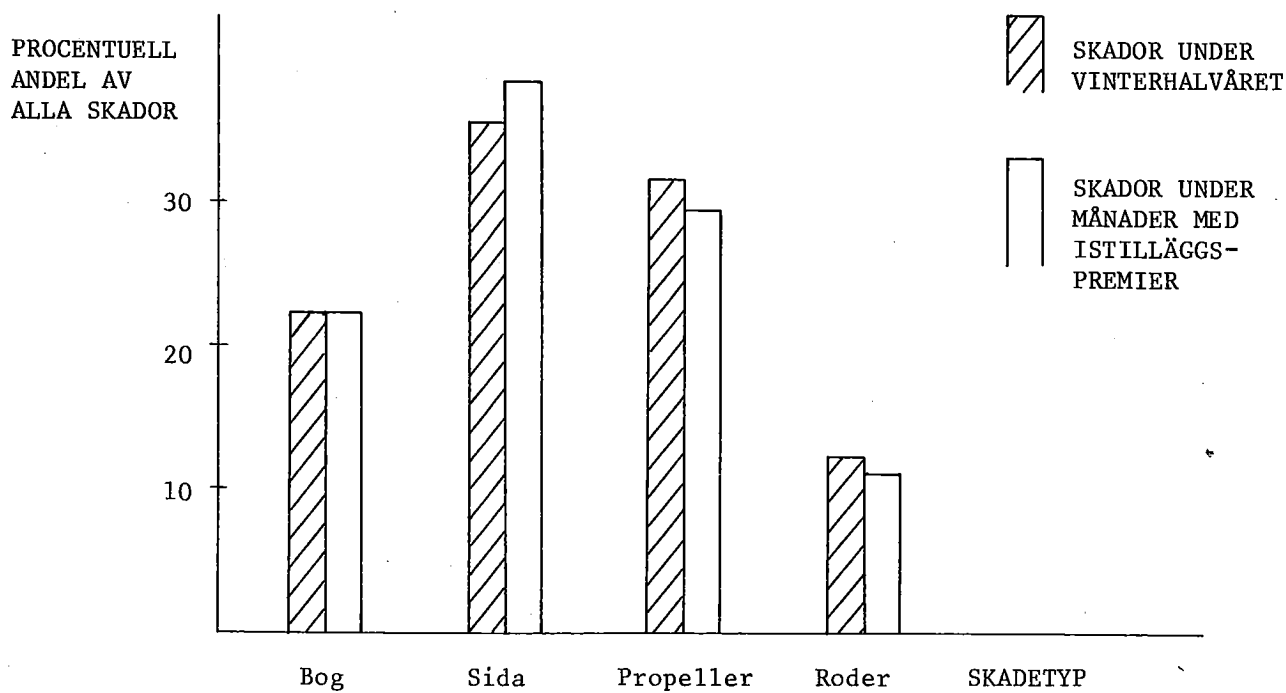


Fig. 1 Den totala riskmassans fördelning på fartygsstorlek och isklass.

Fig. 2 (nedan) Fördelning av antalet isskador under åren 1962-70 på skadetyp.



Det ursprungliga skadematerialet omfattade ca 1.275 skador, som uppkommit vid ca 1.000 haveritillfällen. Genom att den föreliggande analysen endast avser månader och farvatten, för vilka istilläggspremier krävs, reduceras antalet skador till 550. Det kan vara av intresse att jämföra fördelningen på skadetyper i de båda fallen. Figur 2 visar att trots att det reducerade materialet avser genomsnittligt svårare isförhållanden, är fördelningen på skadetyper praktiskt taget oförändrad. I båda fallen är bordläggningsskador i sidan den mest vanliga och roderskador den minst vanliga typen.

3. STATISTISKA MODELLER

En utförlig beskrivning av den statistiska analysmetodiken ges separat. Den kan tolkas på följande sätt. Tag en godtycklig fartygsmånad. Vad vi vill studera är risken P att det ska inträffa en skada av någon typ under denna fartygsmånad. Vi antar att skadetyperna är oberoende av varandra och kan därför studera varje skadetyp för sig. Eftersom det är rimligt att anta att skaderisken i allmänhet varierar med bakgrundsvariablerna, kan vi beteckna risken P med λ_{ijklm} , där index avser nivån på de 5 variablerna. Avsikten med den statistiska analysen är att pröva om inverkan av en viss variabel kan beskrivas med en faktor f . Det kan ske på två sätt. Dels kan vi studera inverkan av varje variabel för sig, dels kan vi undersöka om en viss bakgrundsvariabels inverkan på skaderisken varierar med värdet på övriga variabler eller ej, dvs studera graden av oberoende mellan de olika variabel-effekterna.

I första fallet önskar vi exempelvis studera isårets inverkan separat. Vi skriver då skaderisken som

$$P = \lambda_i = f_i \cdot \lambda_o$$

där f_i uttrycker isårets inverkan på skaderisken, λ_o är den genomsnittliga skaderisken för hela den studerade vintertrafiken och $P = \lambda_i$ således blir den genomsnittliga skaderisken för år i .

I det senare fallet kan vi som exempel på det enklaste fallet välja att pröva, om skaderisken kan skrivas som

$$P = \lambda_{ijklm} = f_i \cdot \lambda_{jklm}$$

där vi nu kräver att f_i , som fortfarande uttrycker isårets inverkan på skaderisken, skall vara oberoende av de övriga variablerna j , k , l och m .

De riskfaktorer f och skaderisker λ , som ingår i modellen kallar vi för modellparametrar. Dessas värde kan uppskattas med användning av de observerade skadefrekvenser, som erhålls genom att dividera antalet skador med antalet fartygsmånader för olika kombinationer av nivåer hos bakgrundsvariablerna.

De många alternativa sätten att formulera den statistiska modellen gör det möjligt att bygga upp en hel modellfamilj. Eftersom man kan använda observationsmaterialet på något olika sätt vid bestämningen av faktorerna f_i etc, kan dessutom flera modellfamiljer uppstå. I detta fall har vi analyserat tre modellfamiljer. Eftersom det är opraktiskt att arbeta med så många som fem bakgrundsvariabler, har i de båda sista modellfamiljerna år, månad och farvatten ersatts av en variabel, en miljöfaktor, som beskriver isförhållandena som svåra, normala eller milda. Hur detta skett beskrivs närmare i bilaga B. I varje modellfamilj har endast ett urval av de tänkbara modellerna studerats.

För att pröva om modellerna kan sägas ge en godtagbar beskrivning av verkligheten har i brist på bättre använts det gängse statistiska χ^2 -testet, trots att på senare tid viss kritik riktats mot detta. χ^2 -måttet bildas som en vägd summa av kvadraterna på avvikelserna

SKADEFREKVENNS,
SKADOR/FARTYGSMÅNAD

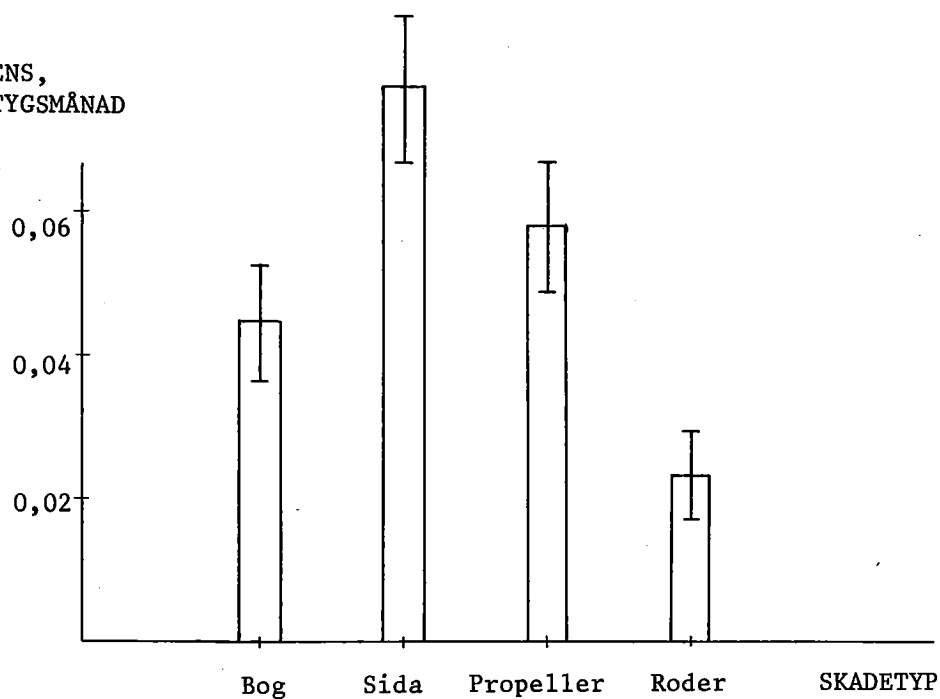


Fig. 3 Genomsnittliga skadefrekvenser

SKADEFREKVENNS,
SKADOR/FARTYGSMÅNAD

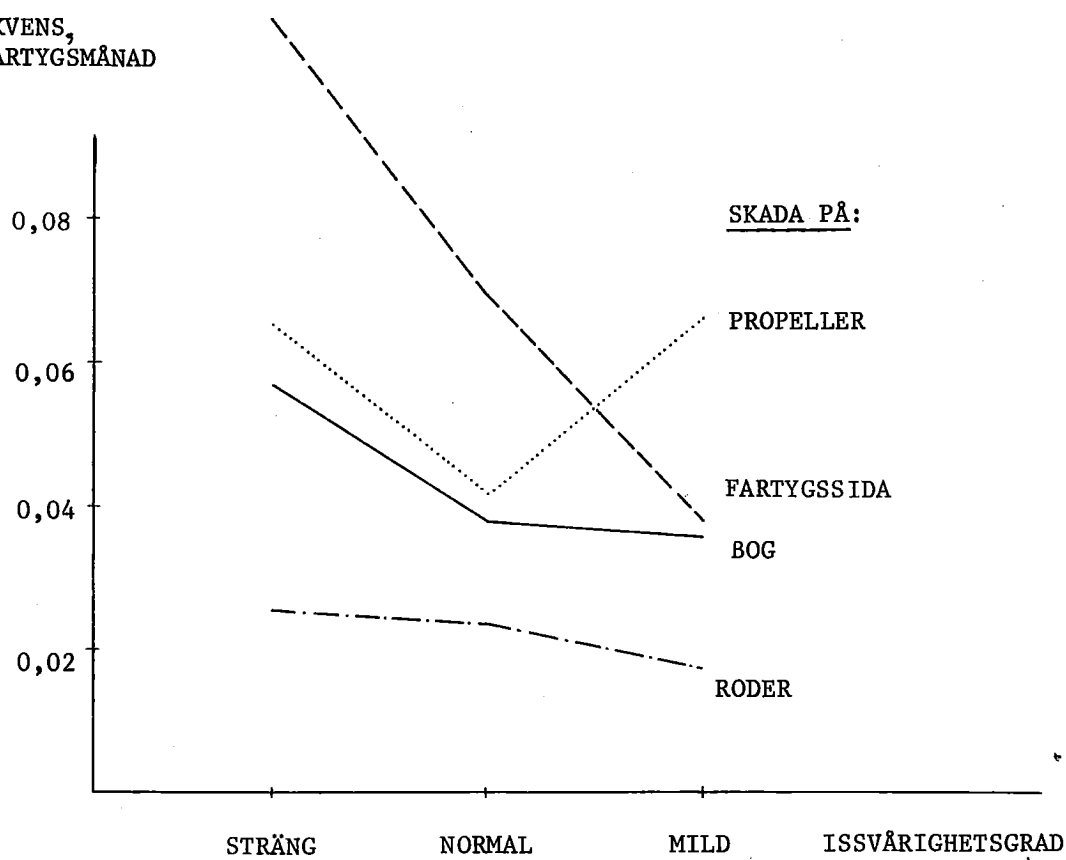


Fig. 4 Isskadefrekvensens beroende av miljöfaktorn

SKADEFREKVENNS,
SKADOR/FARTYGSÅNAD

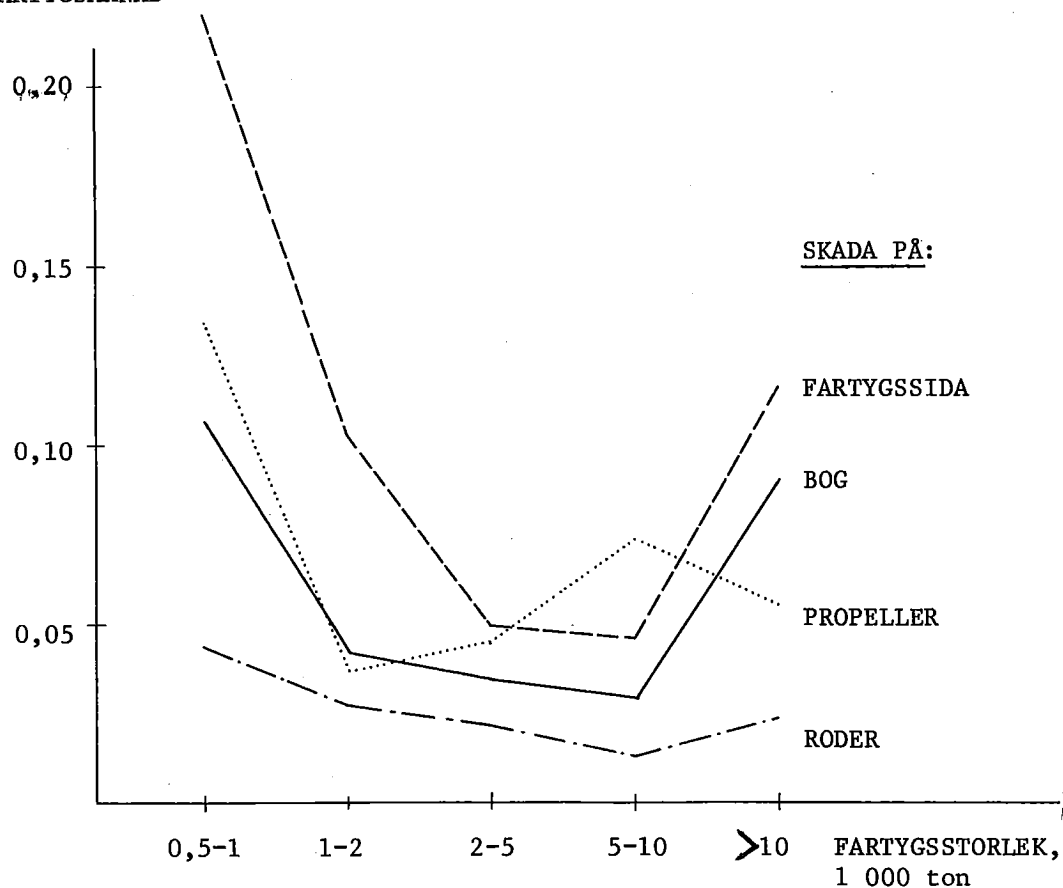


Fig. 5 Isskade frekvensens beroende av fartygsstorleken

SKADEFREKVENNS,
SKADOR/FARTYGSÅNAD

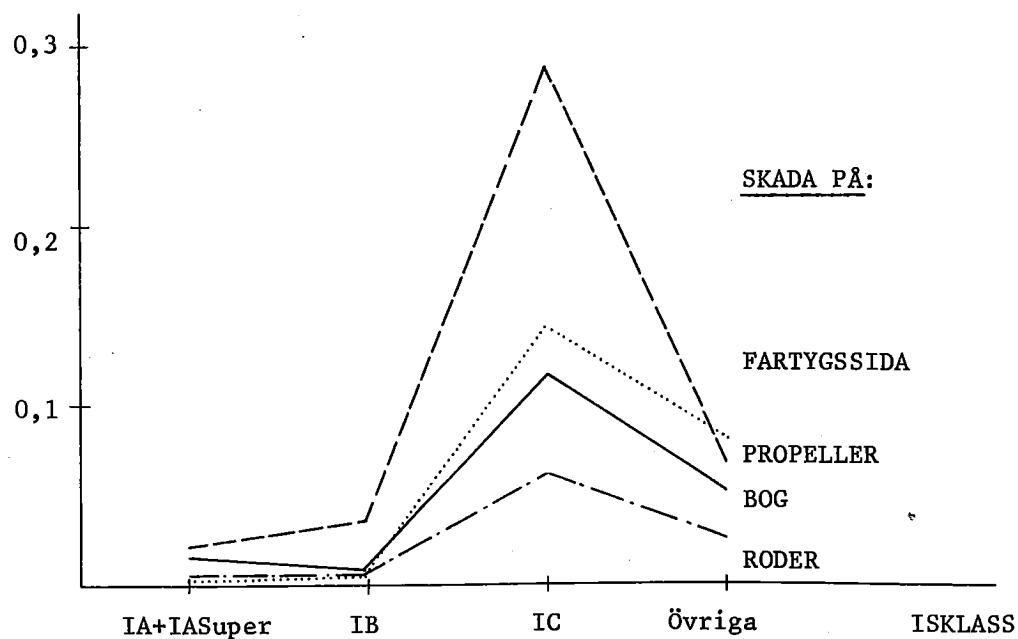


Fig. 6 Isskade frekvensens beroende av isklassen

mellan förväntad skaderisk enligt modellen och observerade skadefrekvenser för alla de möjliga kombinationerna av nivåer hos bakgrundsvariablerna. Skillnaden mellan antalet termer i χ^2 -summan och antalet modellparametrar, som uppskattats med ledning av observationsmaterialet, ger antalet frihetsgrader i χ^2 -måttet. Ju större χ^2 -värde, som erhålls ju sämre är anpassningen mellan modell och verklighet. Som kriterium på en bra modell kan därför föreskrivas att χ^2 -värdet inte får överskrida ett visst gränsvärde. Detta varierar med antalet frihetsgrader och brukar väljas så att risken för att klassa en i själva verket helt korrekt modell som icke godtagbar blir 5%.

4. RESULTAT

Utförligare resultat finns i modelldelen, varför här endast ges exemplifieringar. I figur 3 har inritats den genomsnittliga skadefrekvensen för varje skadetyper. Runt varje värde har inlagts ett 95-procentigt konfidensintervall. Risken för bordläggningsskada i fartygssidan är störst med värdet $0,076 \pm 0,010$ per fartygsmånad.

Som väntat visar det statistiska testet att man får en dålig beskrivning av isskaderisken, om man enbart använder genomsnittsriskerna för varje skadetyper. Bakgrundsvariablerna har alltså en stor inverkan på skaderisken. Det framgår av de modeller, som beskriver inverkan av miljöfaktorn, fartygsstorleken och isklassen var för sig. De uppmätta skadefrekvenserna som funktion av resp. bakgrundsvariabel återges i figur 4–6. Observera att figurerna är ritade i varierande skala.

Miljöfaktorn har som väntat en kraftig inverkan på frekvensen bordläggningsskador i fartygssidan, vilka företrädesvis inträffar vid isskrivning och allmänt svåra isförhållanden. Risken är nästan tre gånger så stor under en sträng månad som under en mild månad. I motsats till övriga skadetyper uppvisar propellerskador växande frekvens för nivån mild. Det kan sammanhänga med en stor förekomst av lösa isblock under milda månader.

Alla skadetyper utom propellerskador visar avtagande frekvens vid ökad fartygsstorlek fram till den största storleken, där skadefrekvensen kraftigt ökar. Det sistnämnda fenomenet bör tolkas med försiktighet, eftersom antalet fartyg i riskmassan över 10.000 ton är ganska litet. Bidragande orsak kan vara att dessa stora fartyg har befunnit sig under gång i is under ett större antal timmar i fartygsmånaden än genomsnittet för övriga fartyg. Genom sättet att definiera riskmassa reflekteras detta ej i riskmassans storlek.

Beroendet av isklass är ensartat för samtliga skadetyper. Risken för isskada på fartyg med isklass IC är beroende på skadetyper 7–45 ggr större än för fartyg med isklass IA eller IAsuper. Anmärkningsvärt är att fartyg, som tillhör gruppen "övriga" och således har en dålig eller ingen isklass alls, har en klart lägre skadefrekvens för alla skadetyper än fartyg med isklass IC. Detta kan delvis bero på att dessa fartyg framförs mycket försiktigt och i stor utsträckning med anlitande av isbrytarassistans. Det är också rimligt att anta att dessa fartyg genomsnittligt har en kortare exponeringstid, dvs färre gångtimmar i is per fartygsmånad än de isklassade fartygen.

Ur modellfamilj 1 kan data om skaderiskens variation med isår, månad och farvatten hämtas. Eftersom riskmassan endast avser perioder under vilka istilläggspremier erlagts, blir resultaten något svårtolkade. Av denna anledning och eftersom beroendet av övriga bakgrundsvariabler är så starkt, presenteras endast resultat för skadetyper 2 – bordläggningsskador i fartygssidan. Dessa återfinns sist i avsnitt 4 i den separata modellbeskrivningen. Februari är som väntat den svåraste månaden, tätt följd av mars. Variationerna mellan skilda farvatten är små och ligger inom de statistiska felmarginalerna.

Det statistiska testet visar att ingen av bakgrundsvariablerna ensam på ett tillfredsställande sätt förmår förklara variationerna hos skaderisken. Testen av modellerna 3.5–3.7 visar att det inte heller kan anses tillfredsställande att enbart ta med två av bakgrundsvariablerna. En noggrann modell måste därför innehålla alla tre bakgrundsvariablerna, och modellens komplexitet blir då beroende av huruvida man kan separera inverkan av en variabel från inverkan av de övriga. I modell 3.9 har gjorts ett försök att beskriva inverkan av miljöfaktorn med en riskfaktor, som är oberoende av övriga bakgrundsvariabler, såsom förklarats i avsnitt 3 i detta kapitel. Testen visar att det går förhållandevis väl, i varje fall för skadetyperna 2 och 3 – bordläggningsskador i sidan resp. propellerskador. För dessa är χ^2 -summorna ej signifikanta. Skattningar av riskfaktorn, som alltså uttrycker risken för skada under en sträng, normal resp. mild månad i förhållande till den genomsnittliga skaderisken för hela den studerade vintertrafiken framgår av tabell 3. Observera att miljöfaktorn har en skalindelning som är gemensam för samtliga farvatten, vilket innebär att milda månader dominerar i Östersjön och stränga i Bottenviken. Genom det sätt på vilket modellparametrarnas värden uppskattats får man vid en sammanmultiplicering av tabellens riskfaktor och genomsnittsrisk samma värden på skaderisken som i figur 4.

Tabell 3. Riskfaktor beskrivande inverkan av miljöfaktorn på skaderisken. Skattade värden.

Skadetyp	Riskfaktor			Genom snittsrisk
	Sträng månad	Normal månad	Mild månad	
1 (bog)	1,27	0,84	0,80	0,044
2 (sida)	1,39	0,89	0,49	0,076
3 (propeller)	1,12	0,72	1,14	0,057
4 (roder)	1,09	1,0	0,74	0,023

Tyvärr går ej inverkan av fartygsstorlek och isklass att separera lika väl som inverkan av miljöfaktorn. Det framgår av fig. 7, som illustrerar skaderiskens samtidiga beroende av fartygsstorlek och isklass i form av observerade skadefrekvenser. Om inverkan av de båda bakgrundsvariablerna skall kunna separeras, måste kurvorna inom en delfigur ha en i huvuddrag likartad form. Detta kan ej sägas vara fallet möjligen med undantag av kurvorna för propellerskador.

Genom svårigheten att separera inverkan av fartygsstorlek och isklass kan man på förhand säga att den enkla modellen 3.8, som beskriver inverkan av varje bakgrundsvariabel i form av en riskfaktor, ej kan ge en tillfredsställande bild av verkligheten. Detta bekräftas av det statistiska testet. Några resultat för denna modell ges därför ej. Skattade värden på riskfaktorerna kan eljest beräknas ur sammanställningarna för modell 3.2–3.4 i den separata modellbeskrivningen.

Önskar man uppskatta skaderisken för ett visst fartyg under en viss månad torde man komma närmast sanningen genom att avläsa beroendet av storlek och isklass ur fig. 7 och därefter multiplicera med miljöfaktorn enligt tabell 3. Osäkerheten blir dock stor, särskilt för de kombinationer av storlek och isklass där den observerade riskmassan är liten. Kännedom om fartygskonstruktionen ger naturligtvis i det enskilda fallet ett säkrare underlag för riskbedömningar.

SKADEFREKVENSENS,
SKADOR/FARTYGSÅR

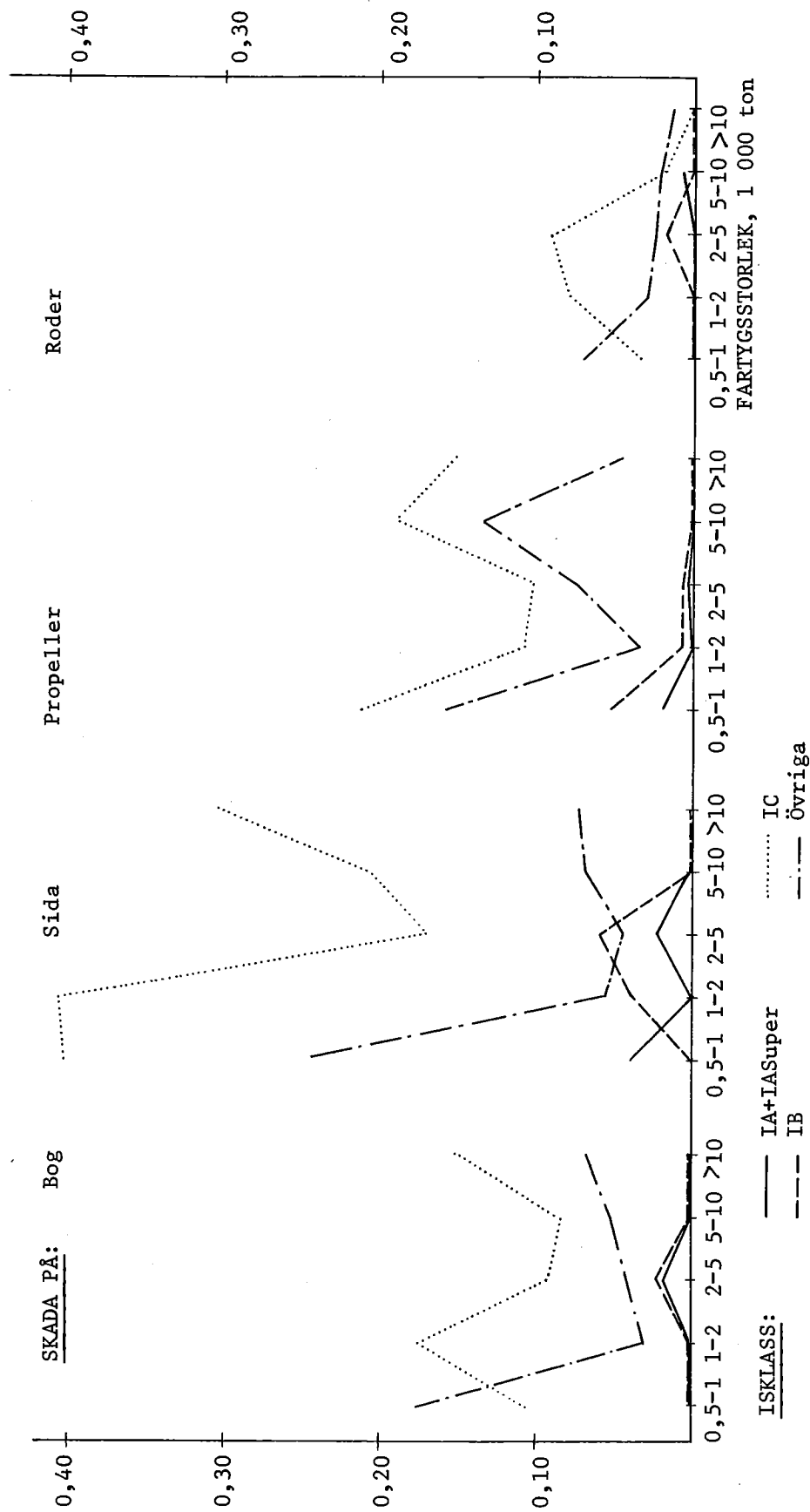


Fig. 7 Isskade frekvensens beroende av fartygsstorlek och isklass.

SAMTLIGA VERTIKALA AXLAR: SKADEFREKVENNS, SKADOR/FARTYGSÅNAD

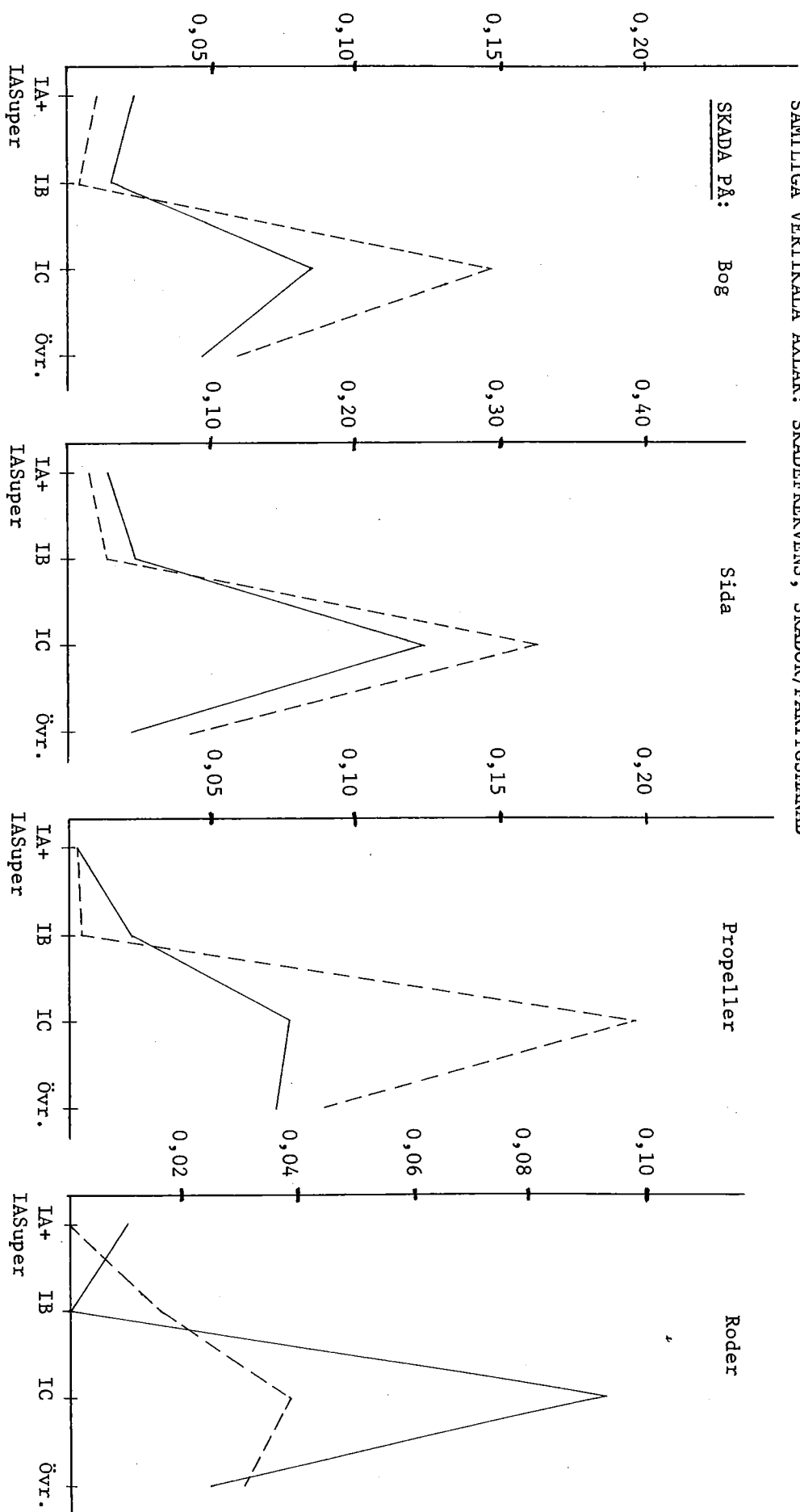


Fig. 8 Iskadefrekvensens beroende av isklass och farvatten. Observera att delfigurerna har varierande skala.

5. KOMMENTARER

Begränsningarna i den utförda riskanalysen förtjänar att upprepas. Skadestatistiken omfattar endast fartyg försäkrade i svenska bolag, sålunda storleksordningen två tredjedelar av den sjöfart som avser svenska sidan av Bottenviken, Bottenhavet och Östersjön. Genom att i riskmassan endast ingår fartyg, för vilka istilläggspremier erlagts, reduceras den del av skadematerialet, som kan utnyttjas, från 1.275 skador till 550 skador. Enheten fartygsmånad, som används vid bestämningen av riskmassans storlek, är ett bristfälligt mått på den tid, under vilken ett fartyg exponeras för en skaderisk. Ett större isförstärkt fartyg hinner kanske med tre resor under en månad, medan flertalet mindre fartyg utan isklass endast gör en resa.

Ett av de mest frapperande resultaten av analysen är att gruppen övriga fartyg, i vilken ingår fartyg med dålig eller ingen isklass, har lägre skadefrekvens än fartyg med isklass IC. Som redan sagts kan detta bero på skillnader i framföringssätt och exponeringstid. En ytterligare förklaring skulle kunna vara att huvuddelen av gruppen övriga fartyg endast trafikerat Östersjön, och att skaderisken där kan förväntas vara lägre än för övriga farvatten. Detta motsägs emellertid av analysresultaten från modellfamilj 1, enligt vilka variationerna i skaderisk mellan olika farvatten är små. För att belysa frågan har efter specialbearbetning uppritats figur 8, som liksom figur 6 visar skadefrekvensen som funktion av isklassen fastän med farvattnen Östersjön och Bottenhavet + Bottenviken redovisade var för sig. Av figuren framgår att skaderisken i Östersjön – tvärtemot vad som enligt ovan förväntats – är större än i Bottenhavet och Bottenviken både för gruppen IC och för gruppen "övriga fartyg". Detta gällde för alla skadetyper utom roderskador. Skillnaden är störst för gruppen IC. Även om detta resultat i sin tur delvis skulle kunna förklaras av variationer i storleksfördelning mellan både isklasser och farvatten, är det ändå ett ytterligare stöd för hypotesen, att det måste föreligga skillnader i exponeringstid eller framföringssätt. En tänkbar förklaring till de oväntat höga skadefrekvenserna för gruppen IC i Östersjön är att fartygen i denna grupp i större utsträckning går utan isbrytarassistans i Östersjön än såväl fartyg tillhörande samma grupp i Bottenhavet + Bottenviken som fartyg tillhörande gruppen övriga fartyg i samtliga farvatten. För att konstatera om denna hypotes är riktig eller ej, krävs att man tar reda på i vilken utsträckning de i riskmassan ingående fartygen under sina resor begärt och fått isbrytarassistans, vilket tyvärr ej förefaller möjligt att göra.

Ytterligare en tänkbar förklaring till skillnaden i skaderisk mellan gruppen IC och gruppen övriga fartyg är variationer i storleksfördelning mellan de båda grupperna. Av tabell 4 framgår att detta i viss mån är riktigt; andelen medelstora fartyg, som enligt figur 5 har den lägsta skadefrekvensen för alla skadetyper, utgör en klart mindre andel av riskmassan för gruppen IC än för övriga tre grupper. Skillnaden är dock ej så stor att den ensam kan förklara den höga skaderisken för IC. Det förefaller alltså finnas visst fog för slutsatsen, att isklass IC ger otillräckligt skydd för trafik i ifrågavarande farvatten, och att den rentav kan invagga fartygens befälhavare i en falsk säkerhet. Innan en sådan slutsats accepteras bör dock kontrolleras, att det ej föreligger väsentliga skillnader i exponeringstid för de båda jämförda grupperna. Det kan ske genom specialbearbetning av statistik över de senaste årens istilläggspremier, som avser veckor och därför medger att begreppet fartygsmånad ersätts med det noggrannare begreppet fartygsvecka. Bäst vore naturligtvis att söka göra direkta uppskattningar av tillryggalagd distans för varje fartyg.

Tabell 4. Riskmassans procentuella fördelning på storlekar inom varje isklass. Jfr figur 1.

Fartygsstorlek 1000 ton	Isklass			
	IA + IA super	IB	IC	Övriga
0,5 – 1	8,4	3,7	19,7	7,9
1 – 2	5,9	25,2	26,0	17,4
2 – 5	61,1	46,5	30,8	47,4
5 – 10	23,9	23,6	16,6	17,2
> 10	0,7	1,0	6,9	10,1
Summa:	100	100	100	100

Den statistiska modellen

1. BAKGRUND OCH SYFTE

Sjöfartsverket hade tillgång till statistik över antalet isskador på fartyg för tiden 1962–1970. Det bedömdes som intressant att studera skadefrekvenser och dess beroende av olika faktorer, som isförhållande, fartygets storlek och isklass.

2. DATAINSAMLINGEN

Den ursprungliga skadestatistiken hade sammanställts på grundval av uppgifter från Sjöförsäkringsaktiebolaget Hansa och Sveriges Ångfartygs Assuransförening. Dessa båda bolag dominerar marknaden. För att kunna beräkna skadefrekvenserna var det nödvändigt att bestämma en lämplig riskmassa. Som enhet i analysen har använts storheten fartygsmånad, som sedan har klassificerats med hjälp av olika variabler. En fartygsmånad innebär att fartyget har varit i det aktuella farvattnet under någon del av månaden; fartyget behöver således inte ha exponerats för ispåfrestningar under hela månaden. Det hade varit önskvärt att arbeta med ett mer exakt mått på den tid som fartyget befunnit sig under gång i is men då skadestatistiken var uppdelad på månader var detta inte möjligt. Genom att insamla statistik över erlagda istilläggspremier erhöles en uppskattning av riskmassan. En redovisning över insamlingen av detta material finns i bilaga A.

I skadestatistiken hade man skiljt på fyra olika skadetyper:

- I skador på bordläggningen, bogen
- II skador på bordläggningen, sidan
- III skador på propellern
- IV skador på rodret.

Samma skadeindelning har bibehållits i hela denna analys och separata beräkningar har utförts för varje skadetyp. Likaså har den ursprungliga klassificeringen av skadesituationen bibehållits. Denna hade skett med hjälp av följande 5 bakgrundsvariabler.

- 1. året (9 nivåer)
- 2. månaden (5 nivåer)
- 3. farvatten (3 nivåer)
- 4. fartygets storlek (5 nivåer)
- 5. fartygets isklass (4 nivåer)

Se vidare bilaga A och C.

3. MODELLVAL

För varje fartygsmånad kan det inträffa 0 eller 1 skador av viss typ. En skada för en viss fartygsmånad är oberoende av om det inträffar skador för andra fartygsmånader.

Varje fartygsmånad kan alltså ses som ett oberoende försök och totalantalet fartygsmånader representerar totalantalet försök.

Under förutsättning att skaderisken är konstant för en fartygsmånad av viss typ kan materialet statistiskt beskrivas med en Binomialfördelning. Men eftersom det totala antalet fartygsmånader (2761) är mycket större än antalet skador av någon typ (maximalt 209) och utgångsmaterialet dessutom innehåller kraftiga förenklingar är det rimligt att approximerar Binomialfördelningen med en Poissonfördelning. Tre olika modellfamiljer studerades.

4. MODELLFAMILJ 1

Inför följande beteckningar:

S = skadetyp	$S = 1, \dots, 4$
I = isårets svårighetsgrad. Varje år klassas efter isutbredningen (Observera att I får ändrad betydelse i modellfamilj 2 och 3)	$I = 1, \dots, 3$
J = månaden	$J = 1, \dots, 5$
K = farvatten	$K = 1, \dots, 3$
L = fartygets storlek	$L = 1, \dots, 5$
M = fartygets isklass	$M = 1, \dots, 4$

Stora bokstäver betecknar variabler och små bokstäver värden på dessa variabler i form av nivånummer. Sannolikheten att en fartygsmånad skall resultera i en skada av typ s skriver vi $P(S=s)$. Den betingade sannolikheten för en skada av samma typ under en fartygsmånad med exempelvis $K=k$ skrivs $P(S=s | K=k)$.

x_{ijklm}^s = antal skador av typ s med $I=i, J=j, K=k, L=l$ och $M=m$.

n_{ijklm} = antal fartygsmånader med $I=i, J=j, K=k, L=l$ och $M=m$.

λ_{ijklm}^s = skadeintensiteten för skador av typ s med $I=i, J=j, K=k, L=l$ och $M=m$.

f_i^s = multiplikativ faktor som uttrycker inverkan av bakgrundsvariabeln I på skadeintensiteten för skador av typ s .

$N_i, N_j, \dots$ = antal nivåer för bakgrundsvariabel $i, j, \dots$

$\hat{\lambda}_{ijklm}^s$ = skattning av λ_{ijklm}^s

$\chi_{0,05}^2$ ges av $P(\chi^2 > \chi_{0,05}^2) = F(\chi_{0,05}^2)$, där F är fördelningsfunktionen för en χ^2 -fördelning med det aktuella antalet frihetsgrader.

I de fall i nedanstående formler ett index har ersatts av en prick innebär detta summering över detta index, dvs $x_i^s \dots = \sum_{i,k,l,m} x_{ijklm}^s$

Modell 1.1

$$P(S=s) = \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_o^s = \frac{x^s \dots}{n \dots}$$

Modell 1.2

$$P(S=s | I=i) = \lambda_i^s$$

$$\hat{\lambda}_i^s = \frac{x_i^s \dots}{n_i \dots}$$

Modell 1.3

$$P(S=s | J=j) = \lambda_j^s$$

$$\hat{\lambda}_j^s = \frac{x_{.j}^s \dots}{n_{.j} \dots}$$

Modell 1.4

$$P(S = s | K = k) = \lambda_k^s$$

$$\hat{\lambda}_k^s = \frac{x_{..k..}^s}{n_{..k..}}$$

Modell 1.5

$$P(S = s | I = i, J = j, K = k, L = l, M = m) = \lambda_{ijklm}^s = f_i^s \cdot f_j^s \cdot f_k^s \cdot \lambda_{lm}^s$$

I fortsättningen kommer vi att använda beteckningen $\lambda_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s$ på skaderisken, om den är uppbyggd som i denna modell.

$$\hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s = \hat{f}_i^s \cdot \hat{f}_j^s \cdot \hat{f}_k^s \cdot \hat{\lambda}_{lm}^s$$

$$\text{där } \hat{f}_i^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}^s}, \quad \hat{\lambda}_i^s = \sum_j \hat{\lambda}_i^s \cdot \frac{1}{N_i}$$

osv.

$$\text{och } \hat{\lambda}_{lm}^s = \sum_{i,j,k} \frac{x_{ijklm}^s}{n_{ijklm}} \cdot \frac{1}{N_i \cdot N_j \cdot N_k}$$

$$\text{alltså } \hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot N_i}{\sum_i \hat{\lambda}_i^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_j^s \cdot N_j}{\sum_j \hat{\lambda}_j^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_k^s \cdot N_k}{\sum_k \hat{\lambda}_k^s} \cdot \frac{1}{N_i \cdot N_j \cdot N_k} \cdot \sum_{i,j,k} \frac{x_{ijklm}^s}{n_{ijklm}}$$

$$\hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\sum_i \hat{\lambda}_i^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_j^s}{\sum_j \hat{\lambda}_j^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_k^s}{\sum_k \hat{\lambda}_k^s} \cdot \sum_{i,j,k} \frac{x_{ijklm}^s}{n_{ijklm}}$$

Som test på överensstämmelse mellan modell och verklighet har det gängse χ^2 -måttet använts. Ur observationsdata har χ^2 -summorna för modell 1.1, 1.5 och övergången från 1.1 till 1.5 beräknats och jämförts med χ^2 -värdet på 5% risknivå för en sann χ^2 -fördelning med samma antal frihetsgrader.

$$s\chi_{1.1}^2 = \sum_{i,j,k,l,m} \frac{n_{ijklm} \cdot \left(\frac{x_{ijklm}^s}{n_{ijklm}} - \hat{\lambda}_o^s \right)^2}{\hat{\lambda}_o^s}$$

Antalet frihetsgrader erhålls som antalet observationer (= totala antalet observationsceller minus antalet tomma celler, dvs celler där riskmassan $n = 0$) minus antalet skattade parametrar.

antal observationsceller:	900
$n_{ijklm} = 0$ i 276 fall:	– 276
antalet skattade parametrar:	– 1
antal frihetsgrader:	623

$$s\chi_{1.5}^2 = \sum_{i,j,k,l,m} \frac{n_{ijklm} \cdot \left(\frac{x_{ijklm}^s}{n_{ijklm}} - \hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s \right)^2}{\hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s}$$

med 900 observationsceller
– 276 tomma celler
– 28 skattade parametrar
596 frihetsgrader

$$^s\chi^2_{1.1-1.5} = \sum_{i,j,k,l,m} \frac{n_{ijklm} \cdot (\hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s - \hat{\lambda}_o^s)^2}{\hat{\lambda}_{i \cdot j \cdot k \cdot (lm)}^s}$$

med 28 skattade parametrar i modell 1.5
 — 1 — ” — 1.1
 27 frihetsgrader

Resultatet för $s = 2$ blir

$$^2\chi^2_{1.1} (623) = 3723 > \chi^2_{0,05} = 366$$

$$^2\chi^2_{1.5} (596) = 1046 > \chi^2_{0,05} = 317$$

$$^2\chi^2_{1.1-1.5} (27) = 261$$

Vi har alltså signifikanta avvikelser mellan modellerna och observationsdata

$$\hat{\lambda}_o^2 = 0,065$$

$$\hat{\lambda}_{i=1}^2 = 0,098 \pm 0,016 \quad (\text{sträng})$$

$$\hat{\lambda}_{i=2}^2 = 0,044 \pm 0,008 \quad (\text{normal})$$

$$\hat{\lambda}_{i=3}^2 = 0,075 \pm 0,012 \quad (\text{mild})$$

$$\hat{\lambda}_{j=1}^2 = 0,031 \pm 0,008 \quad (\text{januari})$$

$$\hat{\lambda}_{j=2}^2 = 0,101 \pm 0,022 \quad (\text{februari})$$

$$\hat{\lambda}_{j=3}^2 = 0,092 \pm 0,012 \quad (\text{mars})$$

$$\hat{\lambda}_{j=4}^2 = 0,065 \pm 0,022 \quad (\text{april})$$

$$\hat{\lambda}_{j=5}^2 = 0,051 \pm 0,012 \quad (\text{maj})$$

$$\hat{\lambda}_{k=1}^2 = 0,076 \pm 0,010 \quad (\text{Bottenviken})$$

$$\hat{\lambda}_{k=2}^2 = 0,063 \pm 0,014 \quad (\text{Bottenhavet})$$

$$\hat{\lambda}_{k=3}^2 = 0,059 \pm 0,010 \quad (\text{Östersjön})$$

Dessa resultat måste tolkas mycket försiktigt, då det finns med vissa månader för vilka istilläggspremie ej gällt. Av denna anledning och p.g.a. de stora χ^2 -värdena ges inga resultat för övriga skadetyper. Felet i fråga har korrigerats i modellfamilj 3.

5. MODELLFAMILJ 2

I denna familj har de tre miljöfaktorerna I , J och K slagits ihop till en enda faktor I . Denna ihopslagning har skett genom gissningar grundade på mycket grova bedömningar. I har som tidigare 3 nivåer (lätt, medelsvår och svår) men är nu ett mått på issvårigheterna under en enskild månad i stället för en sammanvägning av hela issäsongens svårighetsgrad som i avsnitt 4.

Modell 2.1

$$P(S = s) = \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_o^s = \frac{x_{o...}^s}{n_{...}}$$

Modell 2.2

$$P(S = s | I = i) = \lambda_i^s$$

$$\hat{\lambda}_i^s = \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}}$$

Modell 2.3

$$P(S = s | I = i, L = l, M = m) = \lambda_{i \cdot (lm)}^s = f_i^s \cdot \lambda_{lm}^s$$

$$\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot N_i}{\sum_i \lambda_i^s} \cdot \frac{1}{N_i} \cdot \sum_i \frac{x_{ilm}^s}{n_{ilm}}$$

$$\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\sum_i \lambda_i^s} \cdot \sum_i \frac{x_{ilm}^s}{n_{ilm}}$$

De intressanta χ^2 -mått är:

$${}^s\chi_{2.1}^2 = \sum_{i,l,m} \frac{n_{ilm} \cdot \left(\frac{x_{ilm}^s}{n_{ilm}} - \hat{\lambda}_o^s \right)^2}{\hat{\lambda}_o^s}$$

med	60
	- 2
	- 1
	57 frihetsgrader

$${}^s\chi_{2.3}^2 = \sum_{i,l,m} \frac{n_{ilm} \cdot \left(\frac{x_{ilm}^s}{n_{ilm}} - \hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s \right)^2}{\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s}$$

med	60
	- 2
	- 22
	36 frihetsgrader

$${}^s\chi_{2.1-2.3}^2 = \sum_{i,l,m} \frac{n_{ilm} \cdot \left(\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s - \hat{\lambda}_o^s \right)^2}{\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s}$$

med	22
	- 1
	21 frihetsgrader

Resultatet för $s = 2$, som har största antalet skador, blir:

$$^2\chi^2_{2,1}(57) = 606 > \chi^2_{0,05} = 40,5$$

$$^2\chi^2_{2,3}(36) = 71 > \chi^2_{0,05} = 23,5$$

$$^2\chi^2_{2,1-2,3}(21) = 360$$

Vi har alltså även för denna modellfamilj signifikanta avvikelser mellan modellerna och observationsdata.

6. JÄMFÖRELSE MELLAN MODELLFAMILJ 1 OCH 2

Modell 1.1 och 2.1 skattar samma parameter, λ_o^s , med hjälp av samma material och de båda modellernas förklaringsgrad bör därför vara lika hög. χ^2 -summorna är emellertid ej direkt jämförbara beroende på att klassificeringen och därigenom antalet frihetsgrader ej är densamma.

Genom att i stället för att studera absoluta χ^2 -värden jämföra förbättringen $^s\chi^2_{1,1-1,5}$ med $^s\chi^2_{2,1-2,3}$ kan vi få ett mått på hur mycket bättre modell 2.3 är jämfört med modell 1.5. Således blir minskningen i χ^2 -värde det relevanta måttet på de olika modellfamiljernas förmåga att förklara observationsdata.

$$\text{Då } ^2\chi^2_{1,1-1,5}(27) = 261 < ^2\chi^2_{2,1-2,3}(21) = 360$$

väljer vi att arbeta vidare med modellfamilj 2.

7. MODELLFAMILJ 3

I denna modellfamilj har använts samma 3 faktorer som i modellfamilj 2 men med en noggrannare bestämning av miljöfaktorn I = ismånadens svårighetsgrad. Denna redovisas i bilaga B. Dessutom har använts en noggrannare statistik för den tid då istilläggspremie gäller. Samtidigt har den statistiska modellen ändrats. Modellfamilj 2 är otillfredsställande då man i 2.3 multiplicerar ihop två faktorer som tagits fram på principiellt olika sätt:

$\frac{\hat{\lambda}_i^s}{\sum_i \hat{\lambda}_i^s}$ är en faktor som framtagits under villkoret att endast miljöfaktorn har någon inverkan.

$\sum_i \frac{x_{ilm}^s}{n_{ilm}}$ är en summering över i för skattningar där alla tre faktorerna anses inverka.

Modellerna har därför modifierats enligt nedan:

Modell 3.1

$$P(S = s) = \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_o^s = \frac{x_{...}^s}{n_{...}}$$

Modell 3.2

$$P(S = s | I = i) = \lambda_i^s = f_i^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_i^s = \hat{f}_i^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \hat{\lambda}_i^s = \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}}$$

Modell 3.3

$$P(S = s | L = l) = \lambda_l^s = f_l^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_l^s = \hat{f}_l^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_l^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \hat{\lambda}_l^s = \frac{x_{..l}^s}{n_{..l}}$$

Modell 3.4

$$P(S = s | M = m) = \lambda_m^s = f_m^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_m^s = \hat{f}_m^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_m^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \hat{\lambda}_m^s = \frac{x_{..m}^s}{n_{..m}}$$

Modell 3.5

$$P(S = s | I = i, L = l) = \lambda_{i,l}^s = f_i^s \cdot f_l^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_{i,l}^s = \hat{f}_i^s \cdot \hat{f}_l^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_l^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot \hat{\lambda}_l^s}{\hat{\lambda}_o^s} = \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}} \cdot \frac{x_{..l}^s}{n_{..l}} \cdot \frac{n_{...}}{x_{...}^s}$$

Modell 3.6

$$P(S=s | I=i, M=m) = \lambda_{i \cdot m}^s = f_i^s \cdot f_m^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_{i \cdot m}^s = \hat{f}_i^s \cdot \hat{f}_m^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_m^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot \hat{\lambda}_m^s}{\hat{\lambda}_o^s} = \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}} \cdot \frac{x_{..m}^s}{n_{..m}} \cdot \frac{n_{...}^s}{x_{...}^s}$$

Modell 3.7

$$P(S=s | L=l, M=m) = \lambda_{(lm)}^s = f_{(lm)}^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_{(lm)}^s = \hat{f}_{(lm)}^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_{(lm)}^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \hat{\lambda}_{(lm)}^s = \frac{x_{..lm}^s}{n_{..lm}}$$

Modell 3.8

$$P(S=s | I=i, L=l, M=m) = \lambda_{i \cdot l \cdot m}^s = f_i^s \cdot f_l^s \cdot f_m^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_{i \cdot l \cdot m}^s &= \hat{f}_i^s \cdot \hat{f}_l^s \cdot \hat{f}_m^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_l^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_m^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot \hat{\lambda}_l^s \cdot \hat{\lambda}_m^s}{(\hat{\lambda}_o^s)^2} \\ &= \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}} \cdot \frac{x_{..l}^s}{n_{..l}} \cdot \frac{x_{...m}^s}{n_{...m}} \cdot \left(\frac{n_{...}^s}{x_{...}^s} \right)^2 \end{aligned}$$

Modell 3.9

$$P(S=s | I=i, L=l, M=m) = \lambda_{i \cdot (lm)}^s = f_i^s \cdot f_{lm}^s \cdot \lambda_o^s$$

$$\hat{\lambda}_{i \cdot (lm)}^s = \hat{f}_i^s \cdot \hat{f}_{lm}^s \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \frac{\hat{\lambda}_{lm}^s}{\hat{\lambda}_o^s} \cdot \hat{\lambda}_o^s = \frac{\hat{\lambda}_i^s \cdot \hat{\lambda}_{lm}^s}{\hat{\lambda}_o^s} = \frac{x_{i..}^s}{n_{i..}} \cdot \frac{x_{..lm}^s}{n_{..lm}} \cdot \frac{n_{...}^s}{x_{...}^s}$$

χ^2 -måtten beräknas enligt samma metoder som för modellfamilj 1 och 2.

Antalet fartygsmånader är fördelade enligt nedan.

$i = 1$

$l = m =$	1	2	3	4
1	18	9	24	45
2	14	64	26	102
3	181	122	23	202
4	72	59	19	87
5	4	2	12	67

$i = 2$

$l = m =$	1	2	3	4
1	17	6	29	38
2	6	39	28	75
3	111	65	28	237
4	43	30	12	80
5	0	2	6	46

$i = 3$

$l = m =$	1	2	3	4
1	16	4	4	25
2	16	25	21	59
3	78	49	38	205
4	30	31	17	66
5	0	1	2	24

Då $n_{ilm} = 0$ för två fall förloras två frihetsgrader

$$n_{...} = 2761$$

$$x_{...}^1 = 122$$

$$x_{...}^2 = 209$$

$$x_{...}^3 = 157$$

$$x_{...}^4 = 62$$

Resultaten blir följande:

Modell 3.1

$$\hat{\lambda}_o^1 = 0,044 \pm 0,008$$

$${}^1\chi_{3,1}^2(57) = 240 > \chi_{0,05}^2 = 42$$

$$\hat{\lambda}_o^2 = 0,076 \pm 0,010$$

$${}^2\chi_{3,1}^2(57) = 409 > \chi_{0,05}^2 = 42$$

$$\hat{\lambda}_o^3 = 0,057 \pm 0,009$$

$${}^3\chi_{3,1}^2(57) = 178 > \chi_{0,05}^2 = 42$$

$$\hat{\lambda}_o^4 = 0,023 \pm 0,006$$

$${}^4\chi_{3,1}^2(57) = 154 > \chi_{0,05}^2 = 42$$

Modell 3.2

$\hat{\lambda}_i^s$					
$i =$	$s =$	1	2	3	4
1		$0,056 \pm 0,014$	$0,106 \pm 0,020$	$0,064 \pm 0,015$	$0,025 \pm 0,010$
2		$0,037 \pm 0,012$	$0,068 \pm 0,018$	$0,041 \pm 0,014$	$0,023 \pm 0,010$
3		$0,035 \pm 0,014$	$0,037 \pm 0,014$	$0,065 \pm 0,019$	$0,017 \pm 0,010$
$s\chi_{3,2}^2(55)$		204	352	165	154
$\chi_{0,05}^2$		39	39	39	39

Modell 3.3

$\hat{\lambda}_l^s$					
$l =$	$s =$	1	2	3	4
1		$0,106 \pm 0,041$	$0,217 \pm 0,060$	$0,132 \pm 0,048$	$0,043 \pm 0,027$
2		$0,042 \pm 0,018$	$0,101 \pm 0,030$	$0,036 \pm 0,018$	$0,027 \pm 0,015$
3		$0,034 \pm 0,010$	$0,049 \pm 0,012$	$0,045 \pm 0,012$	$0,021 \pm 0,008$
4		$0,029 \pm 0,014$	$0,046 \pm 0,018$	$0,073 \pm 0,024$	$0,013 \pm 0,010$
5		$0,090 \pm 0,046$	$0,115 \pm 0,052$	$0,054 \pm 0,036$	$0,024 \pm 0,024$
$s\chi_{3,3}^2(55)$		152	259	124	130
$\chi_{0,05}^2$		37	37	37	37

Modell 3.4

$\hat{\lambda}_m^s$					
$m =$	$s =$	1	2	3	4
1		$0,017 \pm 0,010$	$0,022 \pm 0,012$	$0,003 \pm 0,004$	$0,005 \pm 0,006$
2		$0,010 \pm 0,008$	$0,037 \pm 0,018$	$0,008 \pm 0,008$	$0,008 \pm 0,008$
3		$0,118 \pm 0,040$	$0,287 \pm 0,064$	$0,142 \pm 0,044$	$0,062 \pm 0,030$
4		$0,054 \pm 0,012$	$0,069 \pm 0,014$	$0,081 \pm 0,015$	$0,027 \pm 0,009$
$s\chi_{3,4}^2(54)$		234	222	86	258
$\chi_{0,05}^2$		38	38	38	38

Modell 3.5

$$\hat{\lambda}_{i \cdot l}^1 \quad {}^1\chi_{3,5}^2(50) = 131 > \chi_{0,05}^2 = 35$$

$i =$	$l =$				
	1	2	3	4	5
1	0,1338	0,0529	0,0432	0,0368	0,1136
2	0,0885	0,0350	0,0286	0,0244	0,0751
3	0,0847	0,0335	0,0273	0,0233	0,0719

$$\hat{\lambda}_{i \cdot l}^2 \quad {}^2\chi_{3,5}^2(50) = 215 > \chi_{0,05}^2 = 35$$

$i =$	$l =$				
	1	2	3	4	5
1	0,3036	0,1414	0,0690	0,0641	0,1601
2	0,1947	0,0907	0,0442	0,0411	0,1027
3	0,1048	0,0488	0,0238	0,0221	0,0553

$$\hat{\lambda}_{i \cdot l}^3 \quad {}^3\chi_{3,5}^2(50) = 113 > \chi_{0,05}^2 = 35$$

$i =$	$l =$				
	1	2	3	4	5
1	0,1490	0,0404	0,0506	0,0828	0,0612
2	0,0956	0,0259	0,0325	0,0531	0,0393
3	0,1501	0,0407	0,0510	0,0834	0,0617

$$\hat{\lambda}_{i \cdot l}^4 \quad {}^4\chi_{3,5}^2(50) = 124 > \chi_{0,05}^2 = 35$$

$i =$	$l =$				
	1	2	3	4	5
1	0,0477	0,0307	0,0234	0,0144	0,0270
2	0,0443	0,0285	0,0218	0,0134	0,0251
3	0,0320	0,0206	0,0157	0,0096	0,0181

Modell 3.6

$$\hat{\lambda}_{i \cdot m}^1 \quad {}^1\chi_{3,6}^2(51) = 189 > \chi_{0,05}^2 = 36$$

$i =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0207	0,0124	0,1479	0,0676	
2	0,0137	0,0082	0,0978	0,0447	
3	0,0131	0,0078	0,0936	0,0428	

$$\hat{\lambda}_{i \cdot m}^2 \quad {}^2\chi_{3,6}^2(51) = 159 > \chi_{0,05}^2 = 36$$

$i =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0300	0,0523	0,4018	0,0968	
2	0,0193	0,0336	0,2577	0,0621	
3	0,0104	0,0181	0,1387	0,0334	

$$\hat{\lambda}_{i \cdot m}^3 \quad {}^3\chi_{3,6}^2(51) = 73 > \chi_{0,05}^2 = 36$$

$i =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0037	0,0089	0,1603	0,0915	
2	0,0024	0,0057	0,1028	0,0587	
3	0,0038	0,0090	0,1614	0,0922	

$$\hat{\lambda}_{i \cdot m}^4 \quad {}^4\chi_{3,6}^2(51) = 242 > \chi_{0,05}^2 = 36$$

$i =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0055	0,0088	0,0698	0,0305	
2	0,0052	0,0082	0,0649	0,0284	
3	0,0037	0,0059	0,0468	0,0205	

Modell 3.7

$$\hat{\lambda}_{(lm)}^1 \quad {}^1\chi_{3.7}^2(38) = 35 > \chi_{0,05}^2 = 25$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0	0,0	0,105	0,176	
2	0,0	0,0	0,173	0,030	
3	0,019	0,021	0,090	0,040	
4	0,0	0,0	0,083	0,052	
5	0,750	0,0	0,150	0,066	

$$\hat{\lambda}_{(lm)}^2 \quad {}^2\chi_{3.7}^2(38) = 49 > \chi_{0,05}^2 = 25$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,039	0,0	0,404	0,241	
2	0,0	0,039	0,400	0,055	
3	0,022	0,059	0,169	0,045	
4	0,0	0,0	0,188	0,069	
5	0,750	0,0	0,300	0,073	

$$\hat{\lambda}_{(lm)}^3 \quad {}^3\chi_{3.7}^2(38) = 30 > \chi_{0,05}^2 = 25$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,020	0,053	0,211	0,157	
2	0,0	0,008	0,107	0,034	
3	0,003	0,008	0,101	0,075	
4	0,0	0,0	0,188	0,133	
5	0,0	0,0	0,150	0,044	

$$\hat{\lambda}_{(lm)}^4 \quad {}^4\chi_{3.7}^2(38) = 36 > \chi_{0,05}^2 = 25$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0	0,0	0,053	0,065	
2	0,0	0,0	0,080	0,030	
3	0,0	0,017	0,090	0,025	
4	0,007	0,0	0,021	0,021	
5	0,500	0,0	0,0	0,015	

Modell 3.8

Modellen har följande χ^2 -mått, parametrarna har beräknats tidigare i modell 3.2, 3.3 och 3.4.

$$^1\chi_{3.8}^2(46) = 110 > \chi_{0,05}^2 = 31$$

$$^2\chi_{3.8}^2(46) = 104 > \chi_{0,05}^2 = 31$$

$$^3\chi_{3.8}^2(46) = 36 > \chi_{0,05}^2 = 31$$

$$^4\chi_{3.8}^2(46) = 221 > \chi_{0,05}^2 = 31$$

Modell 3.9

$$\hat{\lambda}_{1 \cdot (lm)}^1 \quad ^1\chi_{3.9}^2(35) = 30 > \chi_{0,05}^2 = 22$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0	0,0	0,1323	0,2212	
2	0,0	0,0	0,2179	0,0373	
3	0,0238	0,0266	0,1130	0,0508	
4	0,0	0,0	0,1048	0,0648	
5	0,9430	0,0	0,1886	0,0826	

$$\hat{\lambda}_{2 \cdot (lm)}^1$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0	0,0	0,0875	0,1463	
2	0,0	0,0	0,1442	0,0247	
3	0,0157	0,0176	0,0748	0,0336	
4	0,0	0,0	0,0693	0,0428	
5	0,6237	0,0	0,1247	0,0546	

$$\hat{\lambda}_{3 \cdot (lm)}^1$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0	0,0	0,0838	0,1400	
2	0,0	0,0	0,1379	0,0236	
3	0,0151	0,0169	0,0715	0,0321	
4	0,0	0,0	0,0663	0,0410	
5	0,5968	0,0	0,1194	0,0523	

$$\hat{\lambda}_{1 \cdot (lm)}^2 \quad ^2\chi_{3.9}^2(35) = 21 < \chi_{0,05}^2 = 22 \quad !!$$

$l =$	$m =$				
	1	2	3	4	
1	0,0549	0,0	0,5645	0,3368	
2	0,0	0,0546	0,5596	0,0771	
3	0,0302	0,0830	0,2358	0,0630	
4	0,0	0,0	0,2623	0,0961	
5	1,0493	0,0	0,4197	0,1021	

$\hat{\lambda}_{2 \cdot (lm)}^2$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0352	0,0	0,3621	0,2160
2	0,0	0,0351	0,03589	0,0494
3	0,0194	0,0532	0,1512	0,0404
4	0,0	0,0	0,1683	0,0616
5	0,6730	0,0	0,2692	0,0655

 $\hat{\lambda}_{3 \cdot (lm)}^2$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0189	0,0	0,1949	0,1163
2	0,0	0,0189	0,1932	0,0266
3	0,0104	0,0287	0,0814	0,0218
4	0,0	0,0	0,0906	0,0332
5	0,3623	0,0	0,1449	0,0353

 $\hat{\lambda}_{1 \cdot (lm)}^3$
 ${}^3\chi_{3,9}^2(35) = 20 < \chi_{0,05}^2 = 22 \quad !!$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0222	0,0595	0,2378	0,1778
2	0,0	0,0088	0,1205	0,0383
3	0,0031	0,0096	0,1142	0,0842
4	0,0	0,0	0,2118	0,1503
5	0,0	0,0	0,1694	0,0495

 $\hat{\lambda}_{2 \cdot (lm)}^3$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0142	0,0381	0,1525	0,1141
2	0,0	0,0057	0,0773	0,0246
3	0,0020	0,0061	0,0733	0,0540
4	0,0	0,0	0,1359	0,0964
5	0,0	0,0	0,1087	0,0317

 $\hat{\lambda}_{3 \cdot (lm)}^3$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0223	0,0599	0,2395	0,1791
2	0,0	0,0089	0,1214	0,0386
3	0,0031	0,0096	0,1151	0,0848
4	0,0	0,0	0,2133	0,1514
5	0,0	0,0	0,1707	0,0498

$$\hat{\lambda}_1^4(lm) \quad {}^4\chi_{3,9}^2(35) = 38 > \chi_{0,05}^2 = 22$$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0	0,0	0,0590	0,0727
2	0,0	0,0	0,0897	0,0333
3	0,0	0,0190	0,1008	0,0279
4	0,0077	0,0	0,0234	0,0241
5	0,5605	0,0	0,0	0,0164

$$\hat{\lambda}_2^4(lm)$$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0	0,0	0,0548	0,0675
2	0,0	0,0	0,0833	0,0309
3	0,0	0,0177	0,0936	0,0259
4	0,0072	0,0	0,0217	0,0223
5	0,5207	0,0	0,0	0,0152

$$\hat{\lambda}_3^4(lm)$$

$l =$	$m =$			
	1	2	3	4
1	0,0	0,0	0,0396	0,0487
2	0,0	0,0	0,0601	0,0223
3	0,0	0,0127	0,0676	0,0187
4	0,0052	0,0	0,0157	0,0161
5	0,3758	0,0	0,0	0,0110

8. KOMMENTARER TILL RESULTATEN

χ^2 -testen visar att endast 2 modeller, modell 3.9 för $s = 2, 3$, kan accepteras på 5%-nivån.

Man kan dock genom χ^2 -värdena få en kvalitativ uppfattning om överensstämmelsen mellan modell och verklighet. χ^2 -måttet belyser också skillnaderna i enskilda parametrars förklaringsförmåga. De fungerar också som hjälpmedel för att bedöma om det finns multiplikativitet mellan variabeffekterna. Se vidare huvudtexten.

Då $\sum_i n_{i51} = 4$ och $n_{151} = 4$

är uppskattningarna av $\lambda_{i \cdot (51)}^s$ mycket osäkra. Genom att man i modell 3.9 väger med miljöfaktorn I , blir $\hat{\lambda}_{1 \cdot (51)}^2 > 1.0$, vilket naturligtvis är orimligt.

På grund av den stora osäkerheten för dessa skattningar har de ej medtagits i huvudtexten.

9. KONFIDENSINTERVALL

För att få en grov uppskattning av konfidensintervallen för de olika parametrarna har för enkelhets skull antagits att uppskattningen $\hat{\lambda}$ är normalfördelad, dvs:

$\hat{\lambda}$ är approx $N(\lambda, \sqrt{\frac{\lambda}{n}})$, vilket skattas med $N(\hat{\lambda}, \sqrt{\frac{\hat{\lambda}}{n}})$

Ett 95%-igt konfidensintervall ges alltså av: $\hat{\lambda} \pm 2 \cdot \sqrt{\frac{\hat{\lambda}}{n}}$

Bilaga A

UPPSKATTNING AV RISKMASSAN

Skadestatistiken var sammanfattad i tabeller enligt följande:

HAVERISTATISTIK 1962–70

År

Skadans läge (markeras med X)				Kostnad (verkl. eller tax.)	Plats, resa då skadan skett	Tid- punkt månad	Fartyg namn (reg.nr.)	Död- vikts- tonnage	Isklass
Bordl. Bog	Bordl. Sida	Prop.	Roder						

För att få en uppskattning av riskmassan ombads försäkringsbolagen att med ledning av data om erlagda istilläggspremier för alla försäkrade fartyg sammanställa statistik över fartygsmånader indelat efter följande variabler:

1. Tidpunkt

År och månad noterades. Endast månaderna jan – maj studerades.

2. Farvatten

Tre distrikt – Bottenviken, Bottenhavet och Östersjön – avgränsades enligt bifogad kartskiss och för varje fartyg och månad noterades vilka distrikt som trafikerats. Då det visade sig svårt att få fullständig statistik över hela resor gjordes följande antagande:

– Alla fartyg som reser till ett visst distrikt har passerat alla sydligare distrikt.

Detta innebär att vi utesluter möjligheten att det finns fartyg som endast går inom Bottenhavet, Bottenviken, eller mellan dessa områden.

3. Storlek

Fartygen indelades i fem klasser efter storleken uttryckt i metriska ton dw:

- 500 – 1000 ton
- 1000 – 2000 ton
- 2000 – 5000 ton
- 5000 – 10000 ton
- > 10000 ton

4. Isklass

Fartygen indelades efter isklass i 4 grupper:

1. Svensk-finska isklasserna IA o. IA Super, samt motsvarande utländska klasser.
2. do för IB
3. do för IC
4. Övriga klasser samt fartyg utan isklassning.

Jämförelsen mellan olika isklassningsregler gjordes med hjälp av tabellen i bilaga C.

Från försäkringsbolagen erhöll vi följande statistik över när istilläggspremie gällt för de olika distrikten. Endast de månader då istilläggspremie gällt för mer än hälften av dagarna har medtagits i skadeanalysen.

Tidpunkter för istilläggspremiernas införande och slopande för säsongerna 1961 t o m 1970.

	Bottenviken	Bottenhavet	Östersjön
61/62	3/1-62 – 14/5-62	28/1-62 – 17/4-62	9/3-62 – 17/4-62
62/63	29/12-62 – 29/5-63	3/1-63 – 7/5-63	18/1-63 – 7/5-63
63/64	22/12-63 – 16/5-64	14/2-64 – 10/4-64	20/3-64 – 5/4-64
64/65	30/12-64 – 13/5-65	5/3-65 – 29/3-65	5/3-65 – 24/3-65
65/66	15/12-65 – 31/5-66	20/12-65 – 22/5-66	4/1-66 – 2/5-66
66/67	21/12-66 – 29/5-67	10/1-67 – 4/5-67	15/1-67 – 30/3-67
67/68	21/12-67 – 27/5-68	8/1-68 – 11/5-68	13/1-68 – 27/3-68
68/69	16/12-68 – 31/5-69	13/1-69 – 13/5-69	2/2-69 – 8/5-69
69/70	19/12-69 – 30/5-70	13/1-70 – 30/5-70	18/1-70 – 9/5-70

Bottenviken = fr o m en linje Umeå – Vasa.

Bottenhavet = fr o m en linje Öregrund – Åbo.

Bilaga B

ISFÖRHÅLLANDENA

Meteorolog J-E Lundqvist på SMHI har gjort nedanstående uppskattning av isförhållandenas svårighetsgrad under den studerade perioden. Vid klassificeringen har hänsyn tagits till:

1. Isens utbredning
2. Isens grovlek och förekomst av vallar eller breda råkar
3. τ -värdet för Holmögadd, Understen och Landsort (τ -värdet är en fiktiv temperatur, en slags ackumulerad luftmedeltemperatur).

Denna skattning måste betraktas som grov. Många svåra gränsdragningsfall kan noteras, främst i Bottenhavet, där södra delen kan vara helt isfri medan hårt sammanpackad is förekommer i den norra delen. All is kan antingen ligga på svenska eller finska sidan. I första fallet har ett medelvärde använts. I andra fallet har bedömningen skett på grundval av isförhållandena vid svenska kusten.

Klassificering av isförhållanden

Bottenviken

år	månad				
	jan	febr	mars	april	maj
62	M	M	N	N	M
63	N	S	S	N	N
64	M	N	N	N	M
65	N	S	S	N	M
66	S	S	S	S	S
67	N	S	S	N	M
68	S	S	S	N	M
69	S	S	S	S	S
70	S	S	S	S	S

Bottenhavet

år	månad				
	jan	febr	mars	april	maj
62	M	M	M	M	M
63	M	S	S	S	N
64	M	M	N	M	M
65	M	M	S	M	M
66	S	S	S	S	S
67	N	N	S	N	M
68	N	N	S	N	M
69	M	S	S	N	N
70	N	S	S	S	N

Östersjön

år	månad				
	jan	febr	mars	april	maj
62	M	M	M	M	M
63	M	N	S	N	M
64	M	M	M	M	M
65	M	M	M	M	M
66	N	S	S	N	M
67	M	M	M	M	M
68	M	M	M	M	M
69	M	N	S	M	M
70	M	S	S	N	M

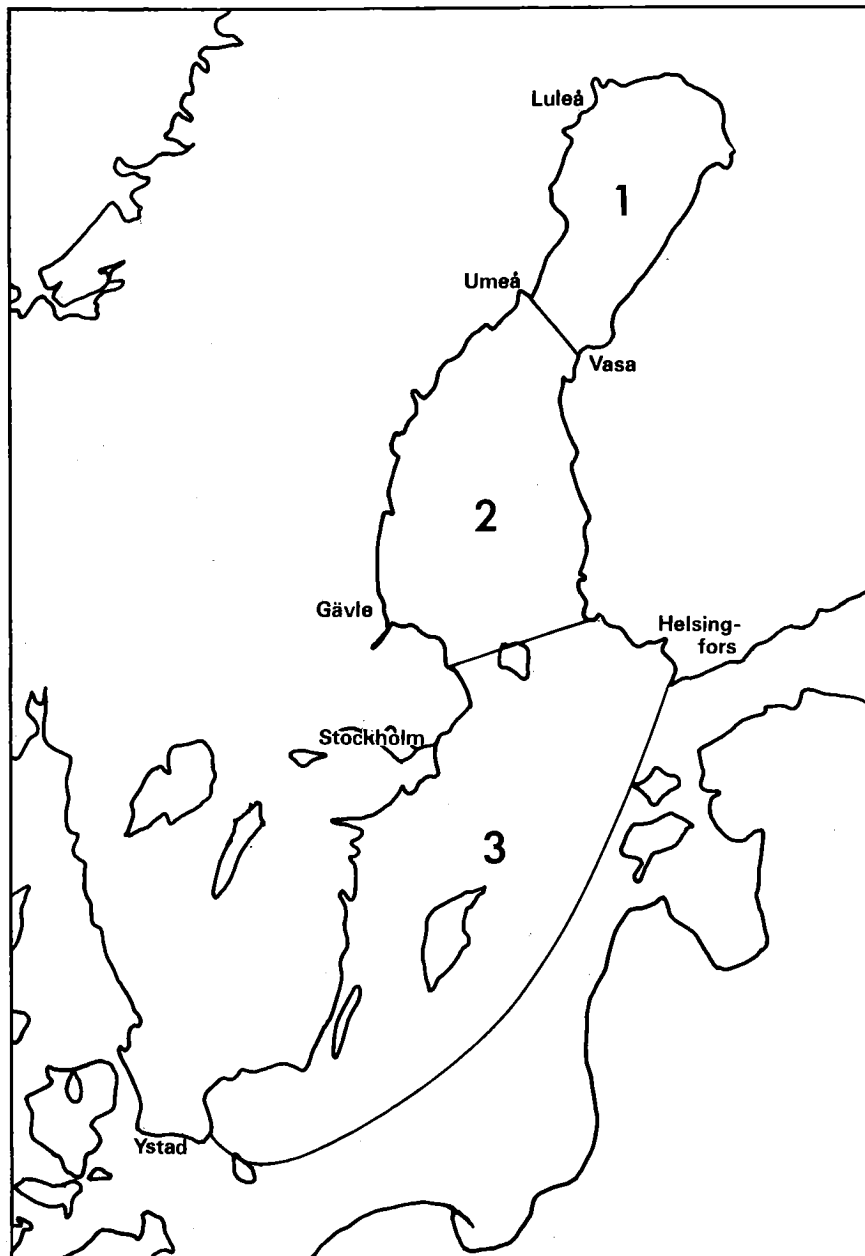
Klassindelning:

svår = S

normal = N

mild = M

Områdesindelning



Bilaga C

JÄMFÖRELSE MELLAN OLIKA ISKLASSNINGSREGLER

Som underlag för jämförelse mellan olika isklassningsregler har nedanstående tabell från Sjöfartsverkets Meddelanden, nr 17, 1972, använts.

Jämförelsetabell mellan svensk-finska isklasser och klassbeteckningar med tillägg för isförstärkning för nedanstående klassificeringssällskap

	American Bureau of Shipping	Bureau Veritas	Det Norske Veritas	Deutsche Schiffsre- vision und Klas- sifikation	Germani- scher Lloyd	Lloyd's Register of Shipping	Polski Rejestr Statków	Morskoi Registr CCCP	Registro Italiano Navale
ASuper	—	I 3/3 E "Ice I Super" "Glace I Super"	1 A1 "Is A"	—	100 A4 "E 4"	100 A1 "Ice class 1"	—	—	—
A	A 1 (E) "Ice Strengthen- ing, class A"	I 3/3 E "Ice I" "Glace I"	1 A1 "Is A"	DSRK A1 "Eis 1"	100 A4 "E 3"	100 A1 "Ice class 1"	P 1 R "L 1"	P 1 C "JI 1" "YJI"	—
B	A 1 (E) "Ice Strengthen- ing, class B"	I 3/3 E "Ice II" "Glace II"	1 A1 "Is B"	DSRK A1 "Eis 2"	100 A4 "E 2"	100 A1 "Ice class 2"	P 1 R "L 2"	P 1 C "JI 2"	—
C	A 1 (E) "Ice Strengthen- ing, class C" A 1 (E) "Ice Strengthen- ing"	I 3/3 E "Ice III" "Glace III"	1 A1 "Is C"	DSRK A1 "Eis 3"	100 A4 "E 1" "E +"	100 A1 "Ice class 3" "Strength- ened for Navigation in Ice"	P 1 R "L 3" "L"	P 1 C "JI 3" "JI"	—
	—	I 3/3 E "Ice" "Glace"	—	DSRK A1 "Eis 4" "Eis"	100 A4 "E" "KE" "KE +"	—	P 1 R "1"	—	—
	A1 (E)	I 3/3 E	1 A1	DSRK A1	100 A4	100 A1	P 1 R	P 1 C	100 A—1.1

Bilaga D

SAMMANSTÄLLNING AV HAVERISTATISTIK FÖR VINTERSJÖFARTSFORSK- NINGEN

Vid de sammanträden som hållits om vintersjöfartens problem har bl.a. framförts tanken att befintlig statistik över inträffade haverier vid gång i isbelagda vatten kan ge viss indikation mot forskningsområden som särskilt bör studeras.

Nämnda statistik har samlats av de olika sjöförsäkringsbolagen i landet och ställts till förfogande för vidare analys.

Sjöfartsverket har här nedan gjort en viss bearbetning av det material som inkommit. Statistiken har getts i den form som framgår av bilaga D/1.

Materialet täcker praktiskt taget hela det svenska handelstonnaget, med undantag för fartyg mindre än 500 bruttoregisterton.

Ytterligare analys av materialet kan ske sedan fartygets dimensioner, maskinstyrka etc. tagits fram t.ex. ur klassanstaltens register.

En av de forskningsuppgifter som i det svensk-finska samarbetet lagts på Sverige är att undersöka de propellerskador som kan uppkomma vid fartygs gång i is. I följande sammanställning av grundmaterialet har därför de uppgifter som rör propellerhaverier fått träda i förgrunden.

I diagram D/1 jämföres antalet propellerhaverier med det totala antalet haverier som inträffat under åren 1962–1970. Varje haveri som medfört skada på propellern har räknats som propellerhaveri även om skada på skrov förekommit. I diagram D/2 åskådliggöres dessa propellerhaverier i procent av totala antalet haverier under resp. år.

Av diagrammet framgår att i cirka 40% av haverierna har en propellerskada inträffat.

Detta kan tyckas vara ett högt värde. En propellerskada kan ofta innebära att fartyget omedelbart behöver dockas för reparation med åtföljande förseningar i uppgjorda kontrakt m.m.

Dessutom kan ett propellerhaveri innebära ytterligare tidsförlust i seglationen genom att lämpliga dockningsmöjligheter ej finns tillgängliga.

För att närmare belysa det relativt stora antalet propellerhaverier har ytterligare ett diagram upprättats, diagram D/3. Detta visar fördelningen av antalet haverier på fartyg med olika isklass.

Av diagrammet framgår att det övervägande flertalet propellerhaverier hänför sig till fartyg som ej innehar isklass. Fartyg som haft högsta isklass, dvs motsvarande 1 A Super svensk-finsk isklass har ej råkat ut för propellerhaveri enligt denna statistik, men å andra sidan är antalet sådana fartyg mycket litet.

Under senare år har det totala antalet isförstärkta fartyg ökat vilket också förklarar den procentuella förskjutningen av skadefall mot högre isklasser under dessa säsonger.

Samtidigt har vintersjöfarten intensifierats utan någon ökning av det totala antalet haverier, vilket delvis förklaras av att större fartyg än tidigare kommer till användning. Jämför de "svåra" vintrarna 1963, 1966 och 1970 (Diagram D/1).

Diagram har även upprättats över fördelningen av bogskador, skador på fartygssida och roder i procent av det totala antalet haverier under åren 1962–1970. Dessa fördelningar ges i diagram D/4, D/5 resp D/6.

Av diagrammen framgår bl.a. att roderskador uppträder med minst frekvens men eftersom de kan medföra avsevärda risker för fartygets manövrerbarhet, och därmed dess sjösäkerhet bör särskild uppmärksamhet likväl ägnas denna skadetyp.

Skador på övriga delar av skrov torde i allmänhet ej innebära att fartyget omgående behöver dockas för reparation utan kan repareras vid lägligt tillfälle. Det framgår vidare av diagrammen D/4 och D/5 att bogpartierna är bäst dimensionerade för att motstå isens påfrestningar.

Kostnaderna för inträffade haverier under ovannämnda tidsperiod visas i diagram D/7. Kostnaderna är givna i respektive års kostnadsläge.

Att åstadkomma en korrekt bild av kostnadsutvecklingen för fartygsreparationer under tiden 1962 till 1970 låter sig ej göra utan mycket omfattande studier och vägningar av olika kostnadsslag specificerade för visst tonnage.

Emellertid kan kostnadsindex för rent stålarbete på fartyg, då index för basåret 1963 sättes till 100, anses vara 114 år 1964 och 142 sista halvåret 1970. Ungefär lika är kostnadsutvecklingen för arbeten med roder, medan däremot kostnadsutvecklingen för torrsättning av fartyg ges av index 100 år 1966 och 117 år 1970, fortfarande med index 100 för basåret 1963. (Dessa uppgifter har lämnats vid telefonsamtal med Sveriges Varvsindustriförening, september 1970.)

Överslagsmässigt kan kostnadsökningen sägas vara c:a 4% de första åren av perioden och därefter 5% de resterande åren. Mot denna bakgrund bedömes den genomsnittliga kostnadsökningen ha varit 4,5% per år. Kostnadsutvecklingen under åren 1963, 1966 och 1970 visas i diagram D/8.

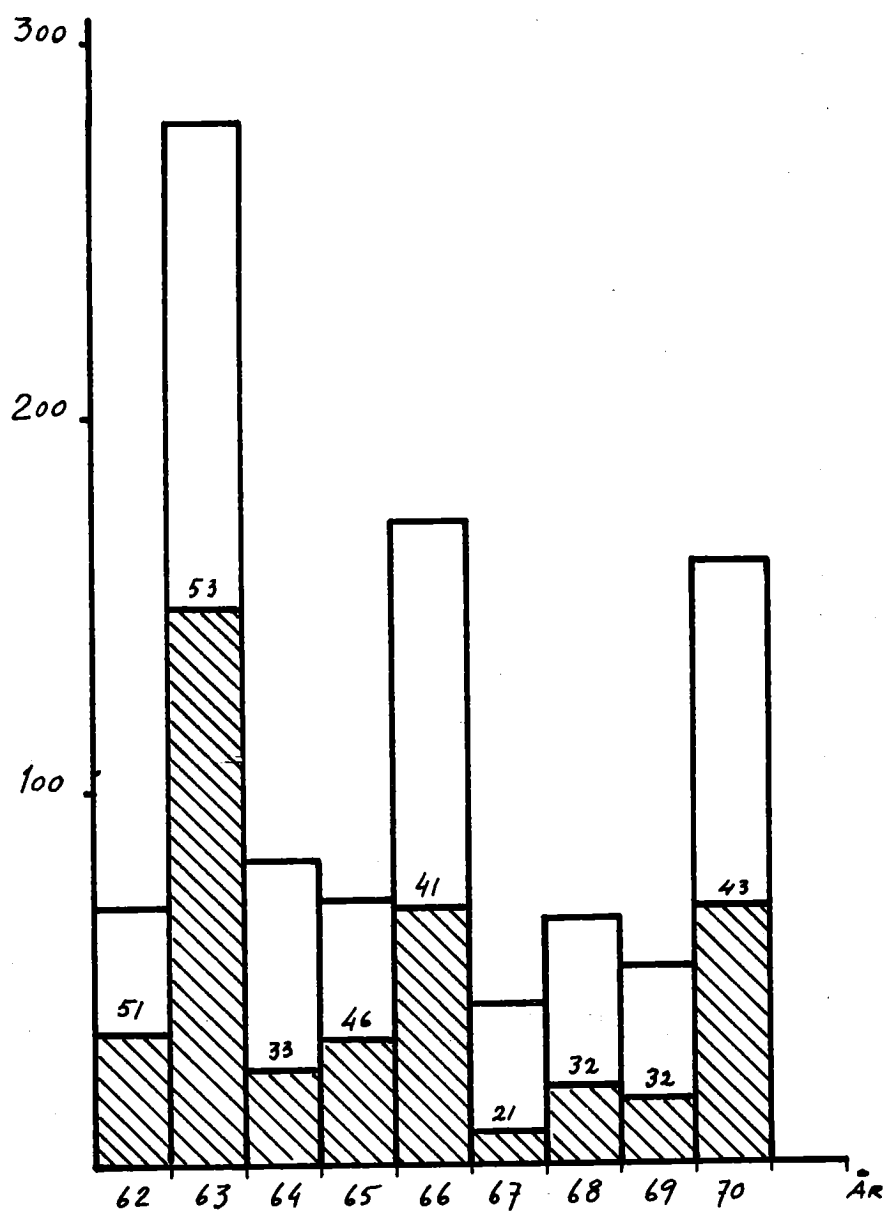
Ur sistnämnda diagram kan utläsas att kostnaderna för isskador ej har ökat. Detta skall dessutom ses mot bakgrunden av att vintertrafiken har ökat genom åren. Den naturliga förklaringen till tendensen är dels den ökade isbrytarassistenten och dels en ökad tillgång på för isgång lämpligt tonnage. Jämför även diagram D/1 som visar samma avtagande tendens.

Ovan gjorda bearbetning av haveristatistiken är endast att betrakta som en sammanställning och sortering av materialet. Inga försök till analys av orsakssammanhangen har kunnat göras. En sådan analys kräver en ingående detaljstudie av varje enskilt haverifall. Framtagande av data för fartyg, maskin, propeller, rådande isförhållanden då en viss propellerskada inträffat och skadans omfång, kan emellertid göra det möjligt att närmare analysera t.ex. orsakerna till propellerskador.

Bertil Sjöholm Erik Mjörnö

Diagram D/1

Antal inträffade haverier (ofyllda staplar) och antal prop.haverier (streckade staplar).
Prop.haverier ges även i % av totala antalet haverier (siffran ovanför streckad stapel).



Totalt antal studerade skadefall är ca 1 000.

Diagram D/2

Antal prop.haverier i procent av totala antalet haverier.

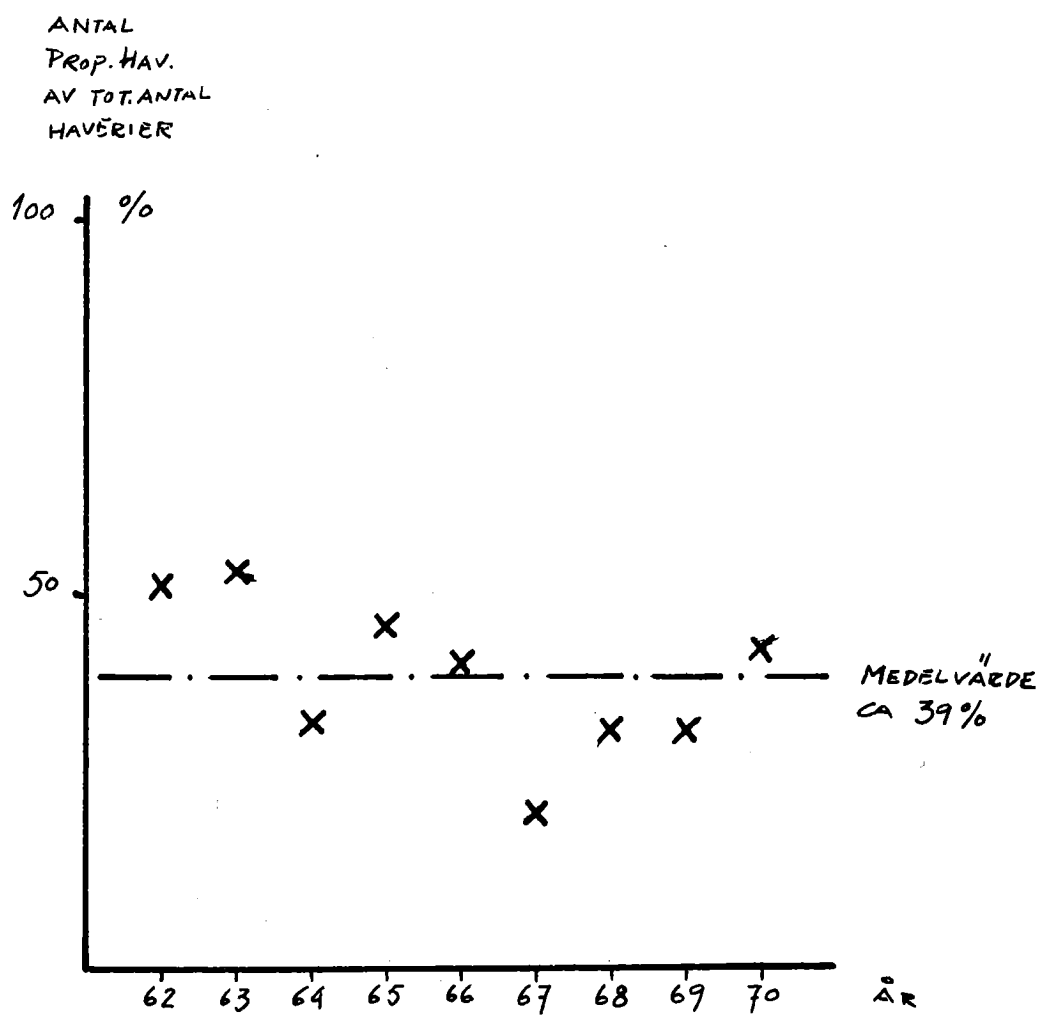


Diagram D/3

Fördelningen av antalet prop.haverier på olika isklasser.

Med år 62 avses vintern 1961/1962 o.s.v.

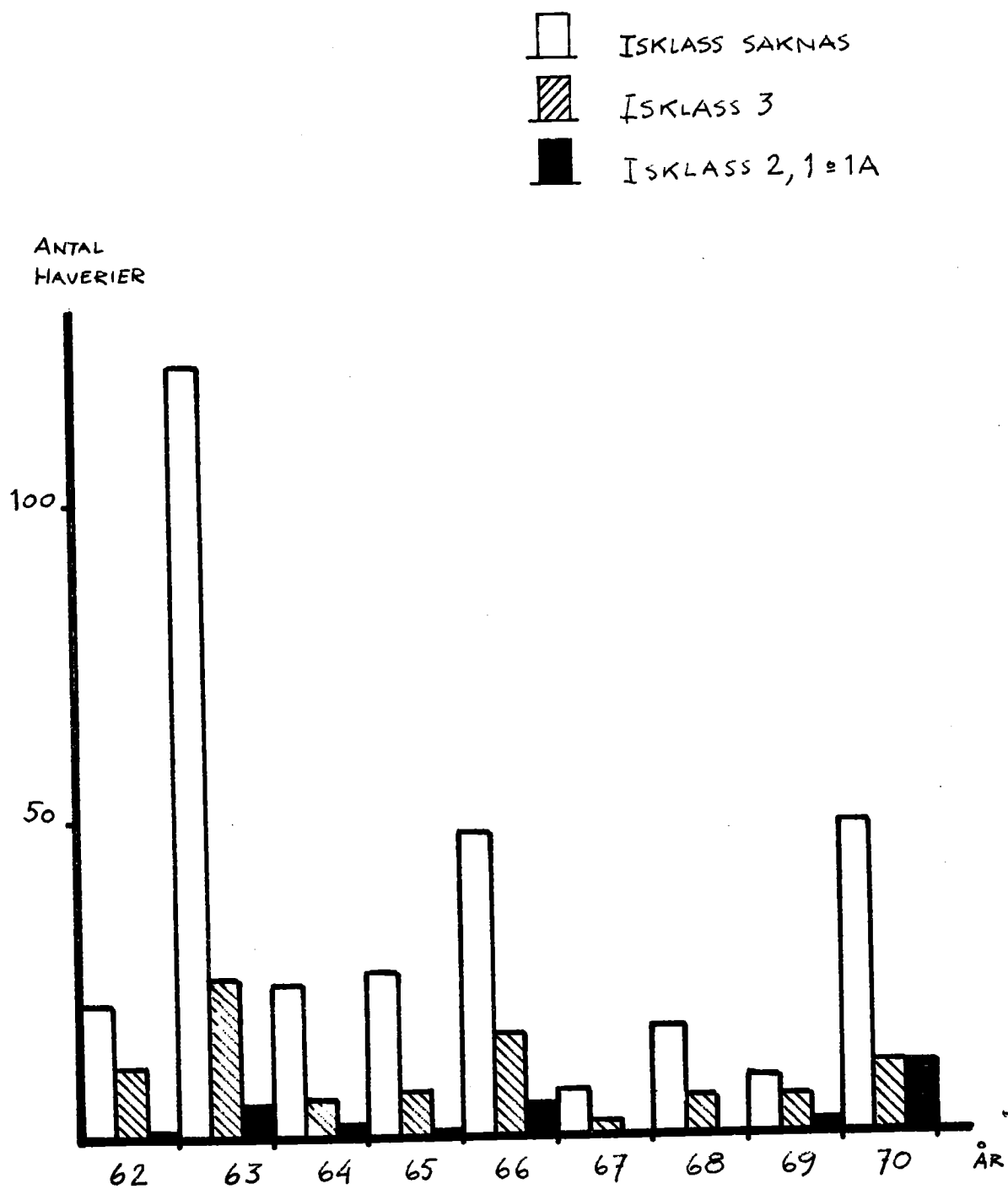


Diagram D/4

Skador på bog av fartyg. Antalet skador ges i procent av totala antalet haverier under resp. vinterhalvår.

År 62 avser vinterhalvåret 1961/1962 o.s.v.

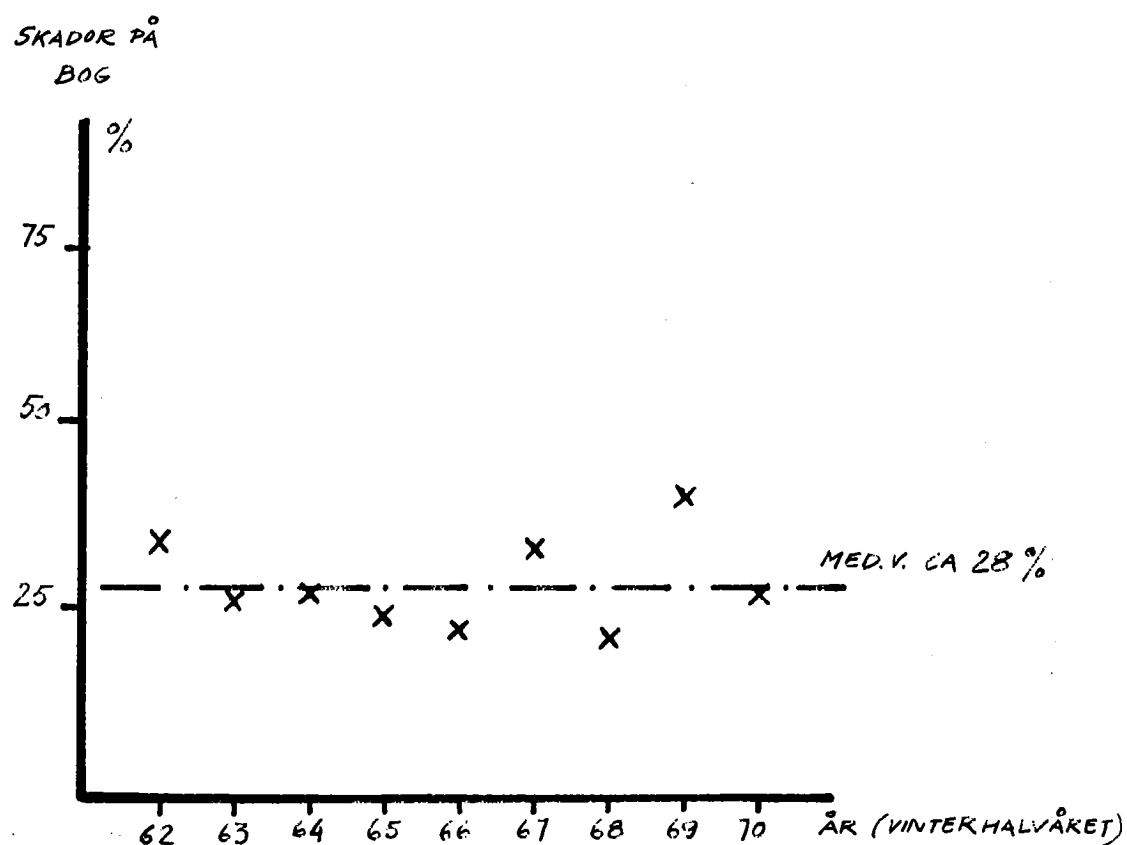


Diagram D/5

Skador på fartygssida uttryckt i procent av totala antalet haverier under året.

År 62 avser vinterhalvåret 1961/1962 o.s.v.

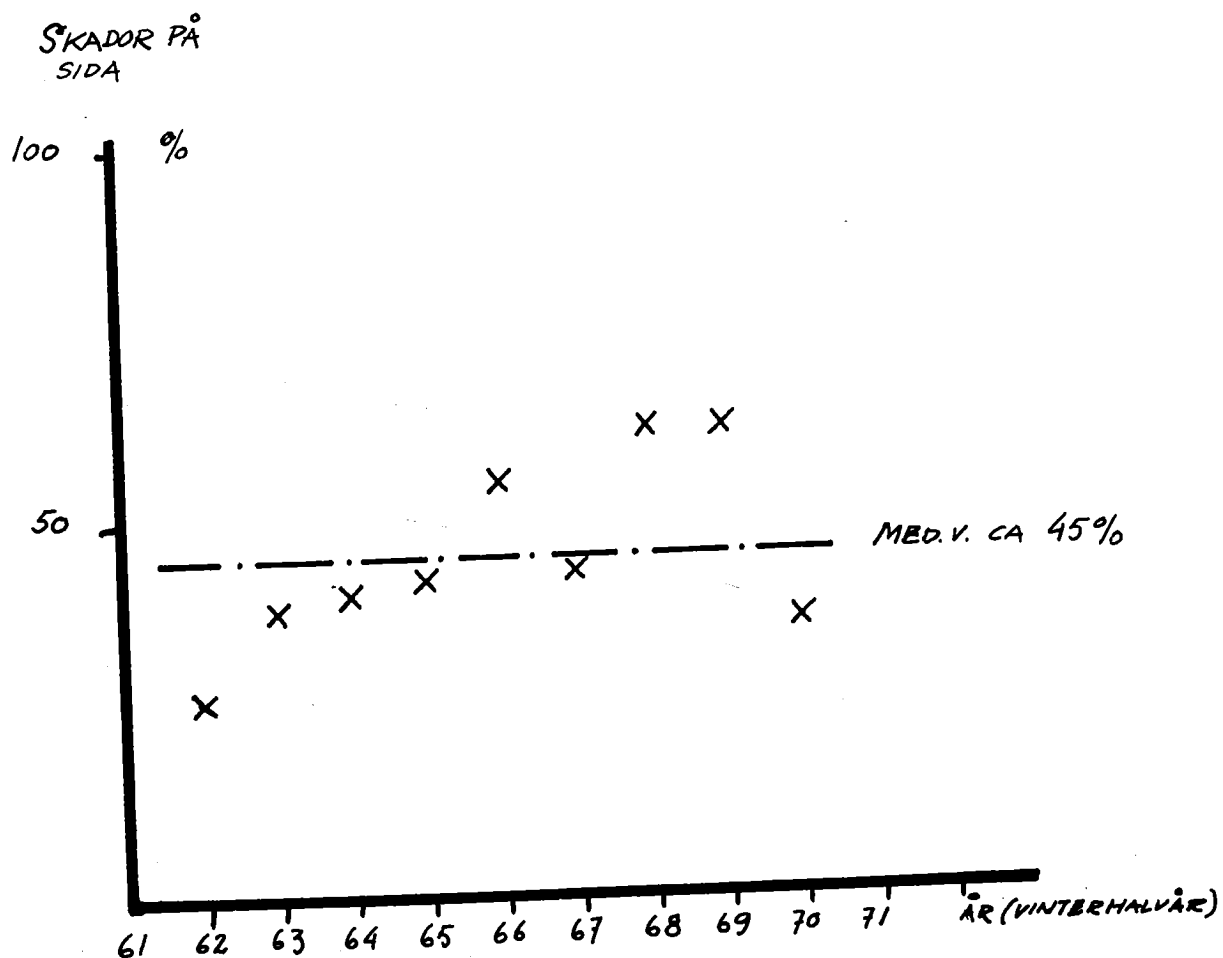


Diagram D/6

Skador på roder. Antalet skador givna i procent av totala antalet haverier under resp. vinterhalvår.

År 62 avser vinterhalvåret 1961/1962 o.s.v.

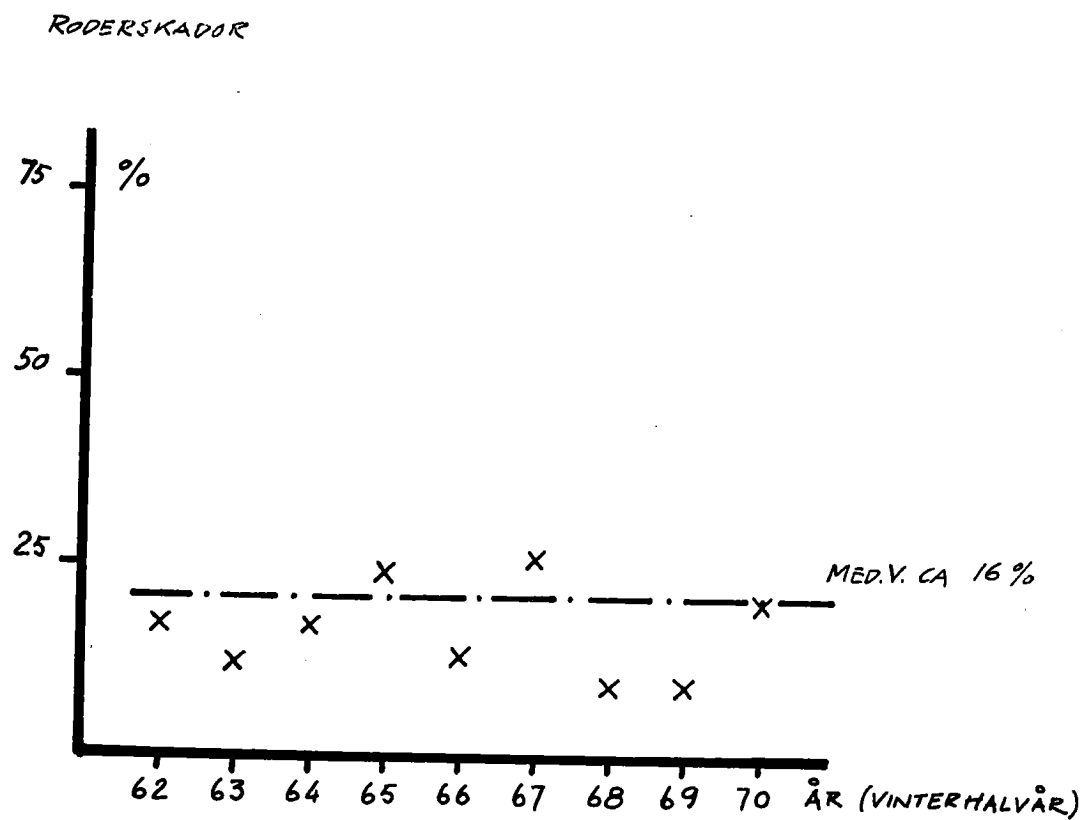
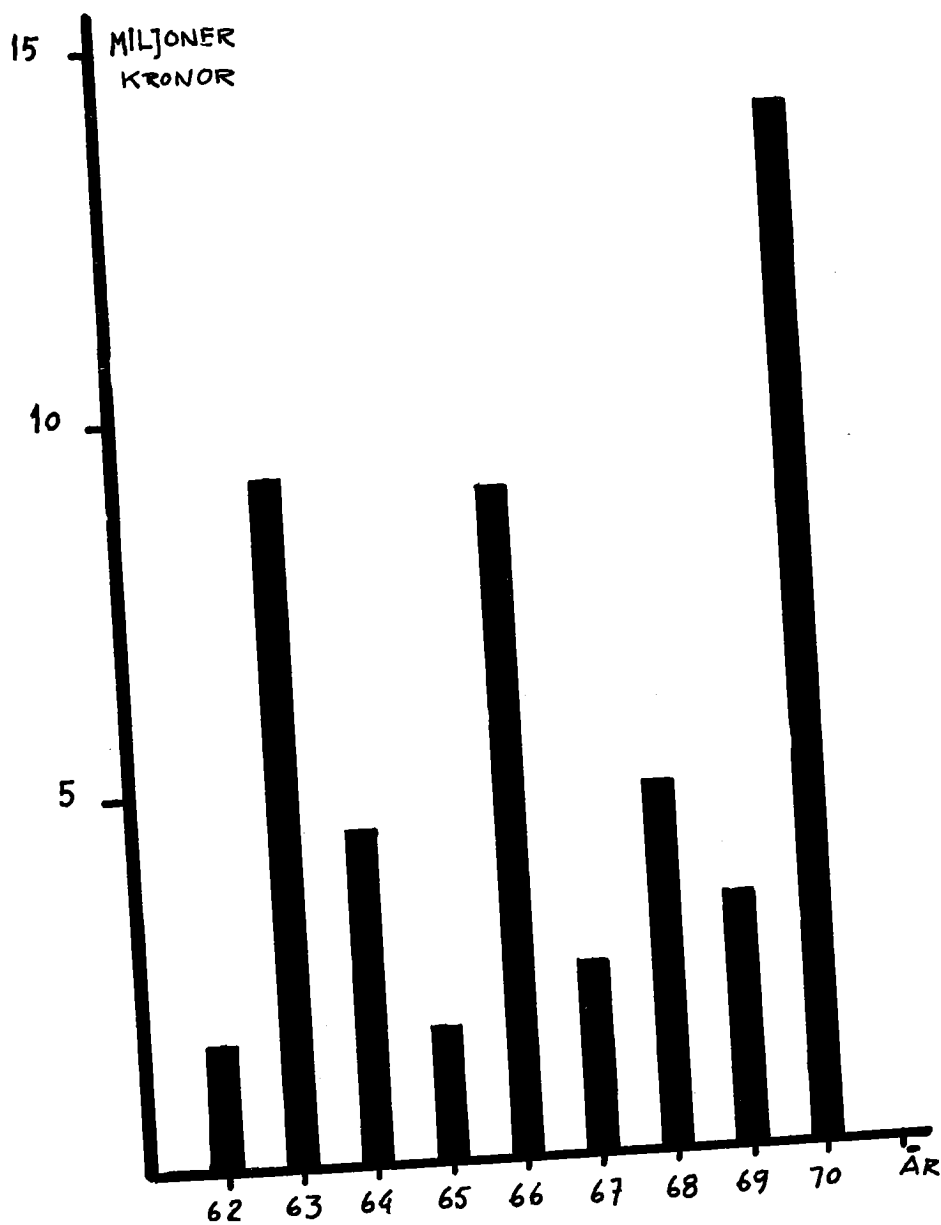


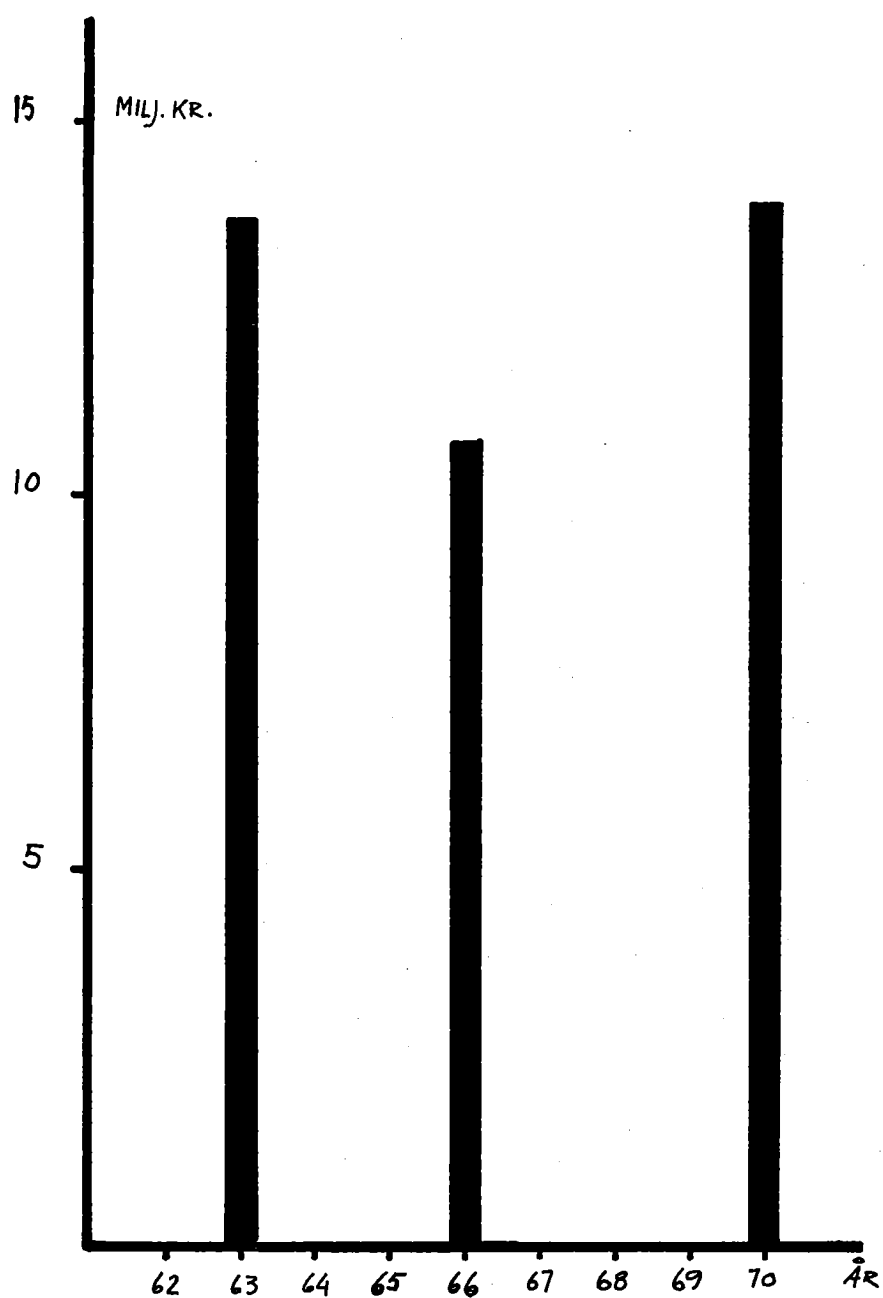
Diagram D/7
Kostnader för totala antalet haverier under vinterhalvåret 1962–1970.



År 62 avser vinterhalvåret 1961/1962 osv.
Kostnaderna är ej omräknade till priser
i 1970 års prisläge.

Diagram D/8

Kostnader för totala antalet haverier åren 1963, 1966 och 1970.



*Kostnaderna omräknade till 1970 års kostnadsläge.
Kostnadsökning per år 4,5 %.*

HAVERISTATISTIK 1962-71

År 1970

Skadans läge (markeras med X)				Kostnad (verkl. eller tax.)	Plats, resa då skadan skett	Tid- punkt månad	Fartyg namn (reg.nr)	Död- vikts- tonnage	Isklass
Bordl. Bog	Bordl. Sida	Prop.	Roder						
X				931	Stockholm- Åhus	04		300	—
X	X			3.000	Tallin- Höganäs	02		1.060	Ice-Cl. 3
	X	X	X	142.160	Strömstad	02		2.000	Ice-Cl. 2
		X		2.487	Göteborg- Falkenberg	01		575	BV P,R.
	X			40.000	Obekant	?		"	"
	X			59	"	?		650	—
X				1.577	Göteborg	03		Brt. 28	—
X				12.455	Nynäshamn- Oxelösund	03		900	—
	X			32.710	Imminghamn -Rönnskär	01		20.060	Str. NAV Ice