StaM-Bladet

Informationsblad för medlemmar i StaM (Statistisk Metodik), sektion inom SFK, Svenska Förbundet för Kvalitet

Augusti 1994 **årgång 4 nummer 9**

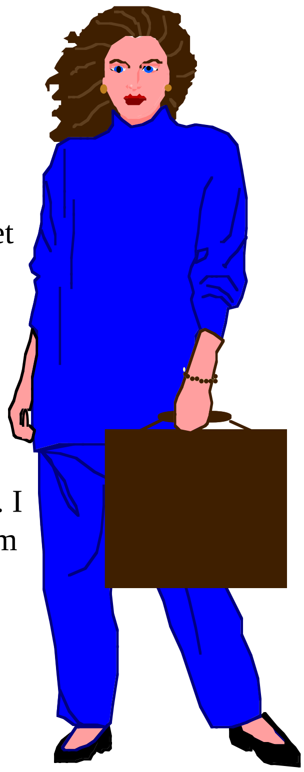
Nionde numret

I detta nionde nummer har vi några sidor där vi diskuterar några grundläggande statistiska synpunkter på en intressant datamängd: resultatet i fotbolls-VM. Strax före VM intervjuades den norske tränaren Drillo i sportradion. Journalisten visste om att Drillo studerade fotboll ur en statistisk synpunkt och hävde ur sig något om det trista och tråkiga med bara siffror: ”Jeg syns det er moro”, sade Drillo. Vi hoppas StaM-Bladets läsare instämmer.

Dessutom redovisar vi resultatet från en enkät som genomförts i StaM-Bladets läsekrets. Att studera t.ex. tidsåtgången i ett flöde i en produktionsenhet är en intressant och givande statistisk utmaning. Vi har med ett kort exempel.

Data som presenteras i form av t.ex. en felkvot är ganska svåra att anlysera. Oftast presenteras bara felkvoten men man behöver också antal värden i partiet för att göra en korrekt analys. En vinkling på detta problem presenteras också. Fler bidrag från läsare välkomnas.

Ordförandens ruta



Den sköna sommaren, som nu måste anses vara slut, kommer vi att leva länge på. Den har fört det goda med sig, att vi kanske ser fram emot hösten på ett annat sätt än tidigare.
Hösten är också den tid då det årliga StaM-seminariet går av stapeln och i år sker det onsdagen den 26 oktober i Stockholm. I anslutning till seminariet har vi också årsmöte i sektionen och jag hoppas att så många som möjligt kan delta även i detta. Ni finner program och närmare detaljer angående seminariet på näst sista sidan.

Årets seminarium har temat ”Försöksplanering i teori och praktik” och föredragshållarna kommer både från industri och högskola. Förutom det som titeln anger blir det också en hel del om erfarenheter kring förutsättningar, utbildning och införande. I år kan vi även erbjuda två nyheter. I syfte att tillgodose så många olika intressen som möjligt körs två parallella sessioner, en med praktikfall från företag och en där mer generella frågor tas upp. Den andra nyheten är att det under seminariet kommer att finnas en ”fråge-hörna” där det är möjligt att diskutera frågor om försöksplanering och andra statistiska metoder. Ta tillfället i akt och planera redan nu in seminariet i almanackan.

Marie Olausson

Förteckning över styrelsen finns på sista sidan

Statistisk Analys Av En Frekvenstabell

I den enkät som styrelsen genomförde fanns en fråga: Vad anser du om nivån på StaM-bladet? Tre svarsalternativ gavs, *för låg nivå, lagom* och *för teoretiskt hög nivå*. Tabell 1 visar antalet svar, uppdelat på de svarandes utbildningsnivå. I tabellen är responsen på de första två frågorna sammanförda till *en* kolumn, eftersom endast två personer ansåg att nivån var för låg.

	Låg eller lagom	**För teoretisk**	***Total***
Gymnasium	9 (41 %)	13 (59 %)	*22*
Akademiker	29 (81 %)	7 (19 %)	*36*
Total	*38*	*20*	*58*

Tabell 1. Uppfattning om nivån på StaM-bladet, uppdelad på de svarandes utbildningsnivå. Siffrorna anger frekvens och radprocent (inom parentes)

De *observerade* frekvenserna i stickprovet visar att svarande med högst gymnasie-utbildning i högre grad än akademikerna angav att bladet har en för teoretiskt hög nivå. Är denna bild representativ för alla medlemmar? Eller är det slumpen som har gjort att vi fått detta utfall? För att kunna besvara detta formulerar vi *noll-hypotesen*: ”Det finns ingen association mellan utbildning och anseende om nivån på StaM-bladet”. När detta är gjort ska vi se om vi kan *förkasta* denna hypotes.

En vanlig metod för att göra denna hypotesprövning är den s.k. *Chi-två-testen*. Denna metod beräknar en summa. Summan baseras på en jämförelse mellan observerade frekvenser och *förväntade* frekvenser om ingen association mellan rader och kolumner finns.

Förväntade frekvenser beräknas från totalerna i tabellens marginaler. Vi har 22 st svarande av 58 med gymnasieutbildning. Totalt har 38 st avgivit svaret ”Låg eller lagom”. Den övre, vänstra cellen har därför det förväntade värdet 38*(22/58)=14.4. Det är den frekvens vi skulle ha förväntat oss i denna cell om andelarna i cellerna vore samma som totalerna visar, dvs rader och kolumner vore *oberoende* av varandra, utan *association*. Beräkningen ger tabell 2.

	Låg eller lagom	**För teoretisk**	***Total***
Gymnasium	9 (14.4)	13 (7.6)	*22*
Akademiker	29 (23.6)	7 (12.4)	*36*
Total	*38*	*20*	*58*

Tabell 2. Observerade och förväntade frekvenser (inom parentes)

Vi ser i tabell 2 att akademiker har en *lägre* förväntad frekvens än den observerade i kolumnen ”Låg eller lagom”. Motsatsen gäller för de med gymnasieutbildning.

Kvadraten på skillnaden mellan observerad (O) och förväntad (E) frekvens, dividerat med den förväntade frekvensen summeras över all n celler:

Summan blir 2.03 + 3.86 + 1.26 + 2.36 = 9.50.

Ju större skillnaderna är mellan observerade och förväntade frekvenser, desto större blir summan. Kunde vi förväntas få ett så högt värde som 9.50 om de observerade frekvenserna bara är betingade av slumpen? Under vissa förutsättningar (se nedan), är summan fördelad enligt *chi-två-fördelningen*. Vi kan då jämföra med tabellerade värden hur denna fördelning uppför sig. Vi tar reda på om värdet 9.50 är större än vad man skulle förväntas få om enbart slumpen rådde.

Tabellvärden för chi-tvåfördelningen finns i de flesta statistikböcker. Fördelningen är beroende av det antal *frihetsgrader* som värdet baseras på. I vårt fall har vi en tabell med två rader (n = 2) och två kolumner (k = 2). Värdena i cellerna bestäms av totalerna i marginalen. Om vi väljer värdet i en cell, bestäms de andra cellernas värden automatiskt av restriktionen att totalerna i marginalerna måste vara uppfyllda. Vi har alltså bara *en* frihetsgrad att välja värden i denna tabell. Allmänt gäller för en frekvenstabell att vi har (n-1)*(k-1) frihetsgrader för summan.

I en tabell finner vi för en frihetsgrad att värden högre än 3.84 har en sannolikhet av högst 0.05 att dyka upp. Vårt värde på 9.50 har en sannolikhet av ca 0.001. Det verkar alltså otroligt att vi skulle få ett så högt värde, enbart betingat av slumpen. Vi förkastar därmed vår nollhypotes och accepterar att det mycket sannolikt finns en association mellan utbildning och svaret på frågan.

Chi-två-testen kan användas under förutsättning att antalet celler med låga värden på förväntade frekvenser ej är för många. En tumregel är att inte ha celler med lägre värden än 5. Det medför att man ibland måste sammanföra grupper så att man har färre rader eller kolumner. Om antalet celler är få, bör man också göra en korrektion, dra ifrån 0.5 från de observerade frekvenserna. Det ger en bättre överensstämmelse med chi-två-fördelningen, som är en *kontinuerlig* fördelning, medan frekvenstabellen ju nödvändigtvis har *diskreta* värden.

En annan mycket viktig förutsättning är att stickprovet verkligen var *slumpmässigt*, dvs att alla medlemmar hade en lika stor chans att delta i enkäten. Om inte detta är uppfyllt hjälper inte den bästa analys oss att dra slutsatser från tabellen. Försöksplanen måste vara sådan att stickprovet är *representativt* för den grupp vi vill undersöka. I vårt fall avgjorde slumpen vilka som utsågs att delta i enkäten.

Läs mer i din statistikbok, t.ex. *Box, Hunter, Hunter: Statistics for experimenters*!

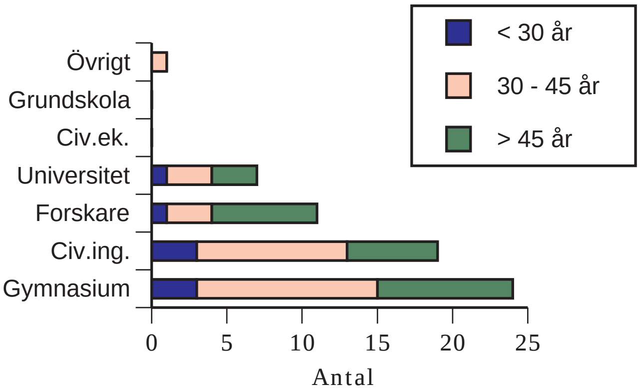
Bertil Runström

χ

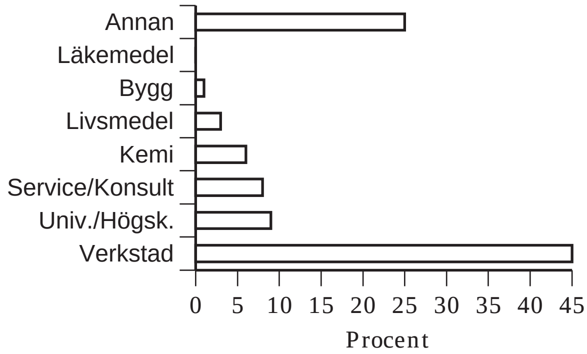
Den grekiska bokstaven "chi"

Enkäten i diagramform: se sidorna 4 och 5!

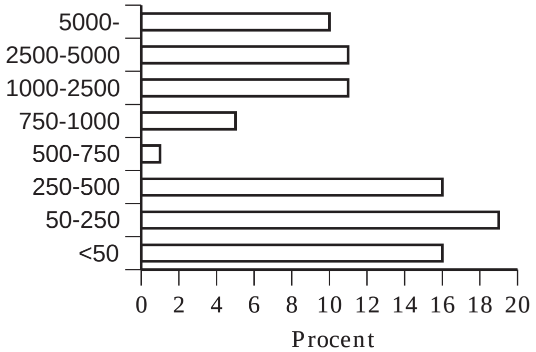
Utbildning och ålder



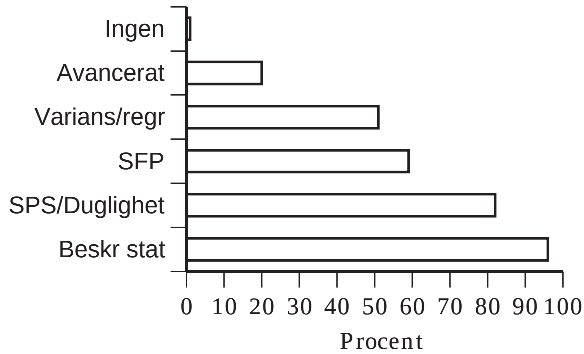
Bransch



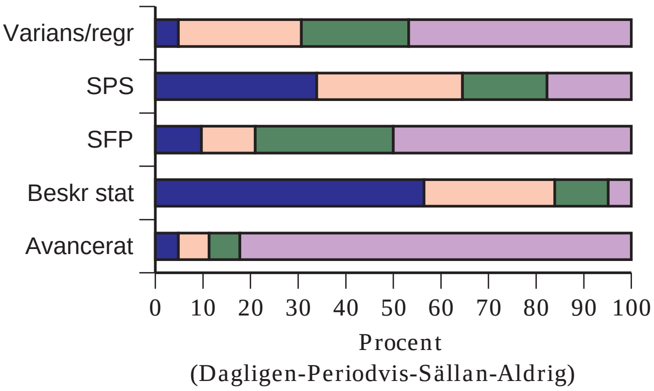
Antal anställda



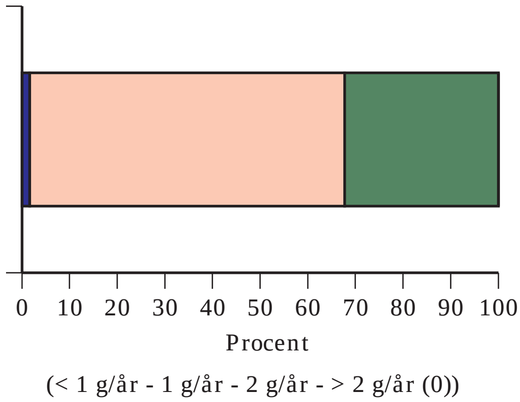
Statistisk kompetens



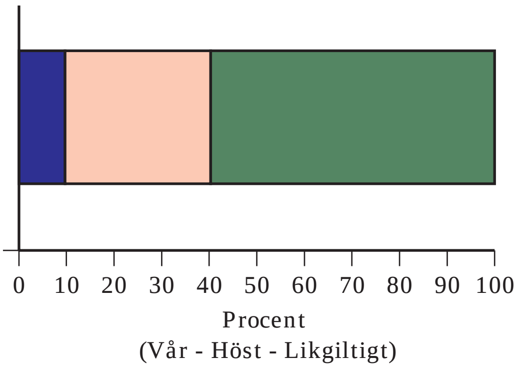
Användning av statistiska metoder



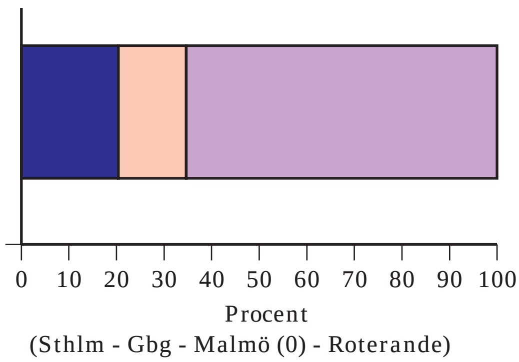
Åsikter om seminarierna: Frekvens



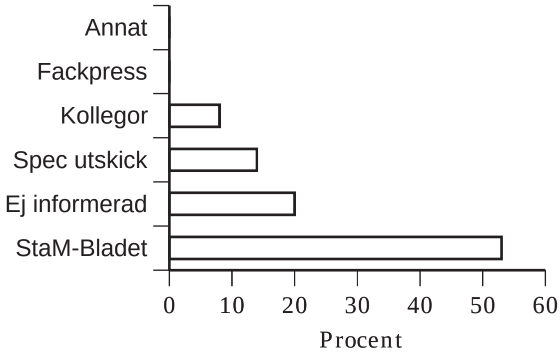
Åsikter om seminarierna: Tidpunkt



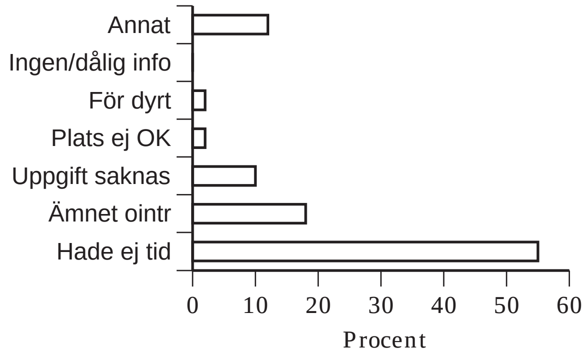
Åsikter om seminarierna: Plats



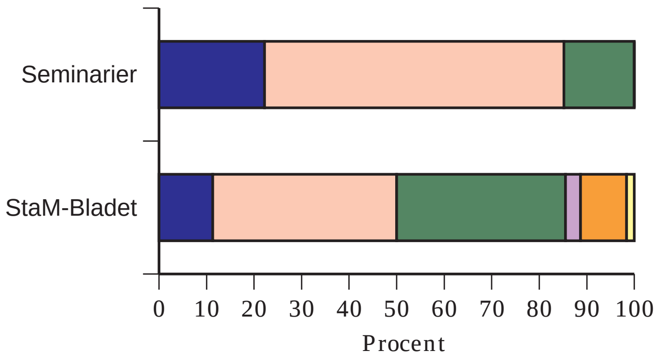
Hur blev man informerad om seminariet?



Orsak till att informerade ej deltog i seminariet

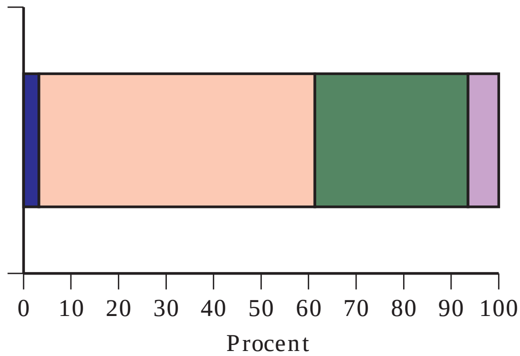


Betyg på StaM-Bladet och seminarier



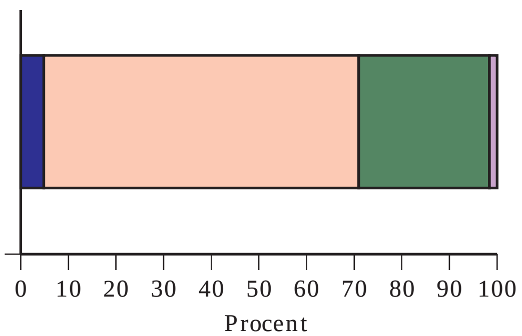
(Mkt bra - Bra - Varken eller - Dålig - Mkt dålig - Ej svar)

Nivå på StaM-Bladet



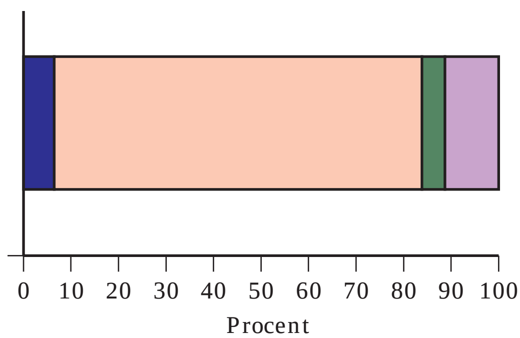
(För låg - Lagom - För hög - Ej svar)

Läste senaste StaM-Bladet



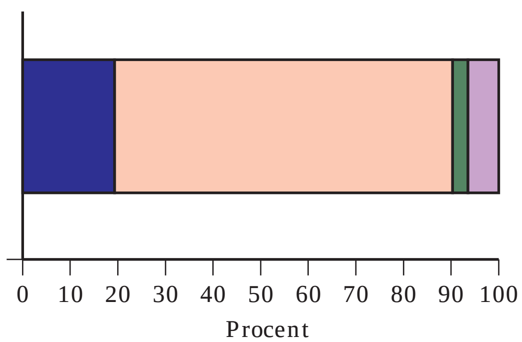
(Inte alls - Delvis - Allt - Ej svar)

Inslagens längd i StaM-Bladet



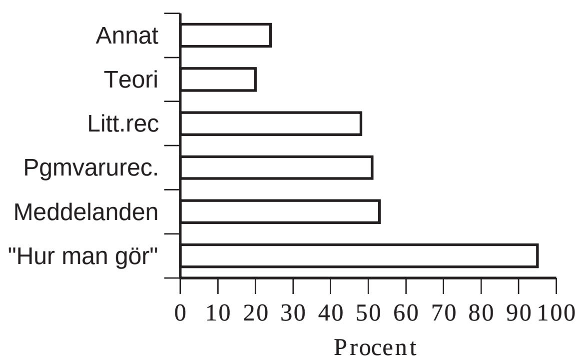
(För korta - Lagom - För långa - Ej svar)

StaM-Bladets omfattning



(För lite - Lagom - För mycket - Ej svar)

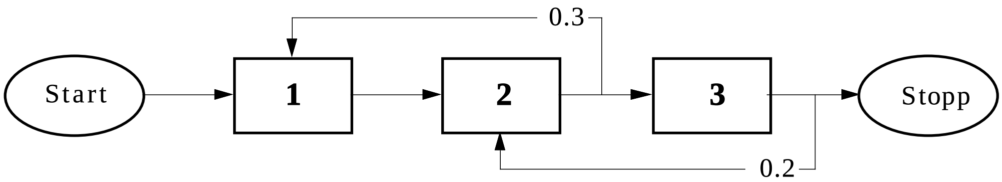
Vill ha mera av i StaM-Bladet



Antal produktionssteg i ett flöde

Om man frågar en ingenjör om medelvärde och standardavvikelse för antal produktionssteg i hans process kommer han antagligen inte att förstå frågan. Han är förstås medveten om det faktum att vissa order måste gå tillbaka men enligt hans tankesfär beor det på otur eller eventuellt slarv hos nattskiftet.

Om vi har värden på de olika sannolikheterna för omarbete, kan vi beräkna sannolikheten att en order tar 3, 4, 5, 6 etc steg innan den är klar. Produktionsprocessen kan (under några enkla förutsättningar) beskrivas som en enkel *Markov kedja*. Figur 1 visar ett enkelt produktionsflöde.



Figur 1. Ett enkelt produktionsflöde. Med sannolikheten 0.3 måste ordern returneras till operation 1 efter att ha passerat operation 2 (och med sannolikheten 0.7 fortsätta till operation 3). Med sannolikheten 0.2 måste ordern returneras till operation 2 efter att passerat operation 3.

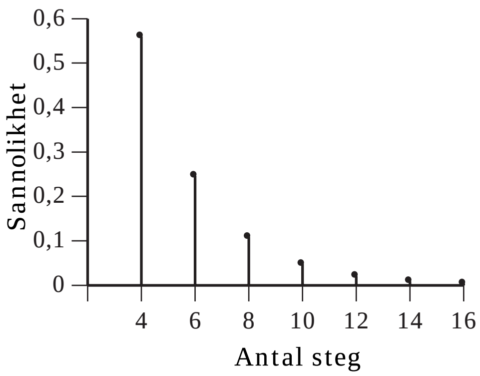
Figur 1 visar de enkla sannolikheterna i flödet: sannolikheten att ordern går från *Start* till operation **1** är exakt 1. Sannolikheten att ordern går från **1** till operation **2** är också 1. Sannolikheten att ordern går från **2** till operation **3** är emellertid 0.7 och tillbaka till operation **1** med sannolikheten 0.3. Samma idé gäller flödet till operation **2** från operation **3**.

Hur kommer en order att passera hela flödet i 3, 4, 5 etc steg? Följande tabell ger detaljerna (**S** → **1** → **2** → **3** → **S** betyder att ordern startar och sedan passerar operation **1**, **2** och **3** innan den stoppar. I detta exempel är det omöjligt att gå från start till stopp i ett udda antal steg; det är anledningen till att bara jämna antal steg visas):

Antal steg	Flöde i produktionsprocessen
4	**S** → **1** → **2** → **3** → **S**
6	**S** → **1** → **2** → **3** → **2** → **3** → **S** eller
	S → **1** → **2** → **1** → **2** → **3** → **S**
8	**S** → **1** → **2** → **3** → **2** → **3** → **2** → **3** → **S** eller
	S → **1** → **2** → **1** → **2** → **3** → **2** → **3** → **S** eller
	S → **1** → **2** → **1** → **2** → **3** → **2** → **3** → **S** eller
	S → **1** → **2** → **3** → **2** → **1** → **2** → **3** → **S**
.	

Om vi beräknar de olika sannolikheterna får vi följande tabell:

Antal steg	Sannolikhet
4	$1 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.8 = 0.5600$
6	$1 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.2 \cdot 0.7 \cdot 0.8 + 1 \cdot 1 \cdot 0.3 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.8 = 0.2464$
8	$1 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.2 \cdot 0.7 \cdot 0.2 \cdot 0.7 \cdot 0.8 +$ $+1 \cdot 1 \cdot 0.3 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.2 \cdot 0.7 \cdot 0.8 +$ $+1 \cdot 1 \cdot 0.3 \cdot 1 \cdot 0.3 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.8 +$ $+1 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.2 \cdot 0.3 \cdot 1 \cdot 0.7 \cdot 0.8 = 0.1084$
12	(P.g.a det stora antalet olika möjliga = 0.0210
14	sätt som en order kan ta från *Start* = 0.0092
16	till *Stopp*, utelämnar vi detaljerna.) = 0.0041



Figur 2 Sannolikhetsfördelningen för antal steg från Start till Stopp i produktionsprocessen i figur 1. I detta exempel finns det bara jämnt antal steg.

Det finns ingen övre gräns för antal steg men sannolikheten för mer än 16 steg är 0.007. Därför visas bara 4 till 16 steg. 4 steg är naturligtvis det teoretiska och praktiska minimum.

Även för detta relativt enkla exempel är det ett omständligt arbete att manuellt hitta sannolikheten för antal steg. Problemet är att få fram alla olika slingor. Med hjälp av ett datorprogram och *matrisalgebra* kan man dock förenkla arbetet avsevärt. Vi skall därför i nästa nummer av StaM-Bladet gå igenom ett mer komplicerat exempel. Vi går då också igenom hur man beräknar medelvärdet och standardavvikelsen.

Om vi vet medelvärde och standardavvikelse för tillverkningstiden för varje operation kan vi beräkna medelvärde och standardavvikelse för den totala tiden. Även detta tar vi upp i kommande nummer.

Ingemar Sjöström

VM

I StaM-Bladet nummer 1 gjorde vi en liten statistik bearbetning av resultaten från fotbolls-VM i Italien. I detta nummer fortsätter vi med fotbolls-VM i år i USA. Vi redovisar antal mål per 90 minuter (dvs inga förlängningar eller straffsparkar) samt tiden mellan varje mål.

Av redovisningen i StaM-Bladet framgår det att vi kan betrakta antal mål per match som en Poissonfördelad variabel. Därmed är tidsintervallen mellan varje mål en så kallad exponentialfördelad variabel. Dessa två fördelningar är mycket viktiga och bör ingå i varje ingenjörs kunskapsbank. De utgör dessutom en utgångspunkt för andra viktiga fördelningar som används inom de flesta grenar av ingenjörsvetenskapen. Det nära sambandet mellan fördelningarna brukar visas i beteckningssätten Po(λ) och Exp(λ); parametern i den diskreta Poissonfördelningen är densamma som parametern i den kontinuerliga exponentialfördelningen.

I följande tabell redovisar vi några av fördelningarnas egenskaper:

Fördelning	**Parametervärde**	**Teo. medelvärde (μ)**	**Stand.avvikelse (σ)**
Poisson	λ	λ	$\sqrt{\lambda}$
Exponential	λ	$1/\lambda$	$1/\lambda$

Tabell 1. Teoretiska samband för Poisson- och exponentialfördelningen

Medelvärdet över de 52 fotbollsmatcherna i årets VM blev 2.673 mål per match och standardavvikelsen 1.517. Dessa siffror belyser sambandet i den första raden i tabell 1. För att kunna göra en ordentlig jämförelse måste vi räkna om målintensiteten per 90 minuter till målintensiteten per minut. Då får vi:

$$\frac{2.673}{90} = 0.0297 \text{ mål per minut}$$

Antag nu att vi sätter λ till detta värde. Vi får då för exponentialfördelningen följande tabell ('x-bar' och *s* är medelvärde och standardavvikelse beräknade ur datamängden):

λ	μ	$\bar{x}$	σ	s
0.0297	33.67	32.65	33.67	32.38

Tabell 2. Teoretiska och observerade värden för exponentialfördelningen

Vi ser att data i de två tabellerna belyser de teoretiska sambanden med all önskvärd tydlighet.

Sannolikheten för oavgjort

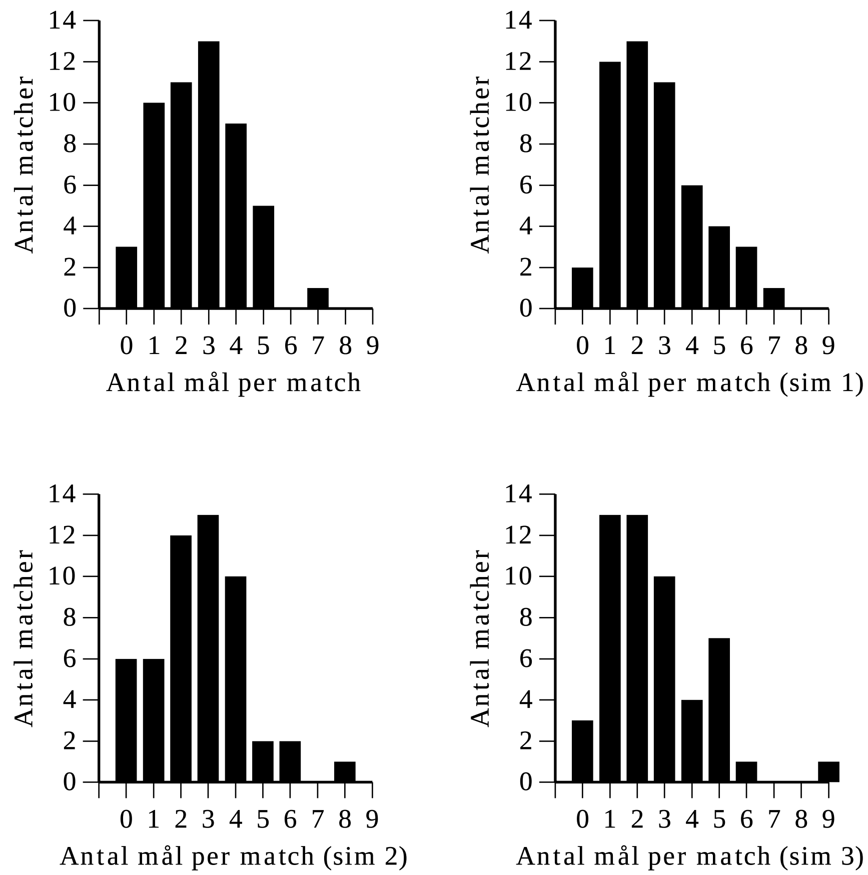
Låt oss också beräkna sannolikheten att en match slutar oavgjort. De olika möjligheterna för oavgjort är 0 – 0, 1 – 1, 2 – 2, 3 – 3, 4 – 4 osv. För varje möjlighet använder vi multiplikationslagen och adderar sedan resultatet:

Händelse	Sannolikhet
0 – 0	$0.0690 \cdot 0.0690 \approx 0.0048$
1 – 1	$0.1846 \cdot 0.1846 \approx 0.0341$
2 – 2	$0.2467 \cdot 0.2467 \approx 0.0609$
3 – 3	$0.2198 \cdot 0.2198 \approx 0.0483$
4 – 4	$0.1469 \cdot 0.1469 \approx 0.0216$
.	.
	summa 0.1771

Sannolikheten att en match slutar oavgjort är alltså cirka 0.18. Detta skall jämföras med att 11 matcher av 52 slutade oavgjort (11/52 = 0.21). Teori och utfall är som synes ganska lika (Se sidan 12 för beräkning av enskilda sannolikheter).

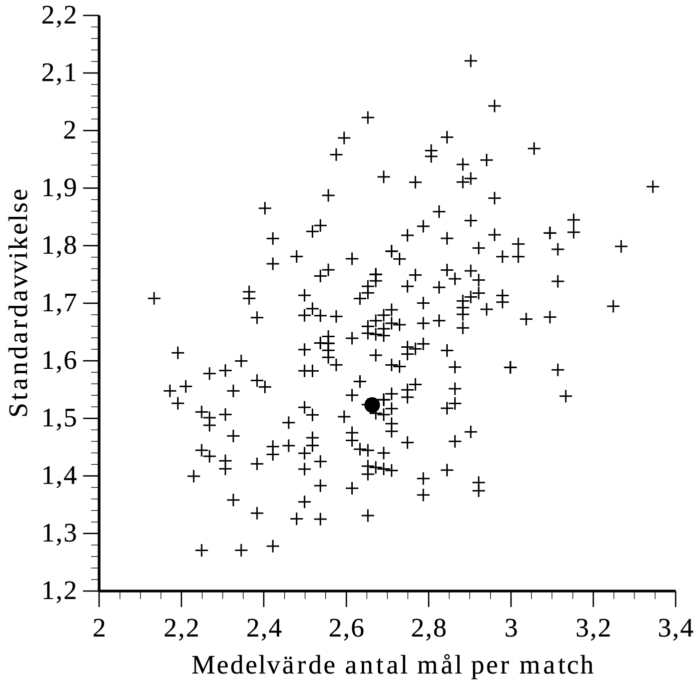
Resultaten i diagramform

Histogram över utfall och simulerade data



Figur 1. Histogrammen visar verkliga data samt tre histogram från simulerade data från en Poissonfördelning med samma parameter. Form och omfattning är ganska lika.

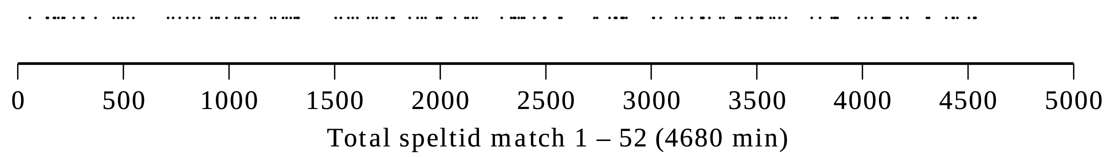
Standardavvikelse mot medelvärde: utfall och simulerade data



Figur 2. Diagrammet visar medelvärde mot standardavvikelse för 200 simulerade datamänger á 52 värden från en Poissonfördelad variabel med parametervärde 2.67. Den svarta punkten visar resultatet från årets resultat i VM-fotbollen.
Observera sambandet mellan medelvärde och standardavvikelse hos en Poissonfördelad variabel. Se tabell 1!

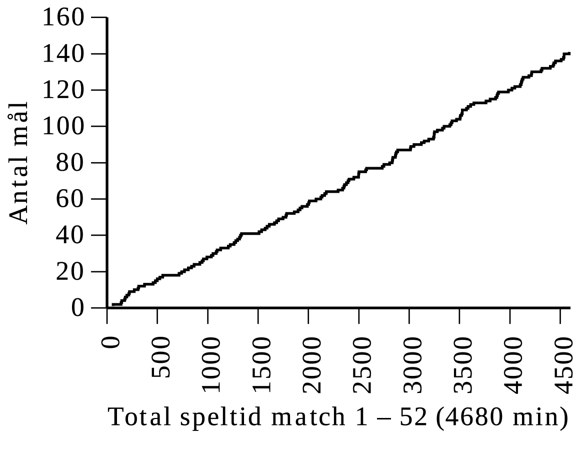
Kan årets resultat anses vara Po(2.67)? Förra VM gav medelvärdet 2.21 mål per match. Kan de två senaste VM-resultaten rent av anses komma från samma stadiga process (trots sportjournalisternas kommentarer)?

Samtliga mål i VM som en lång tidsserie (I)



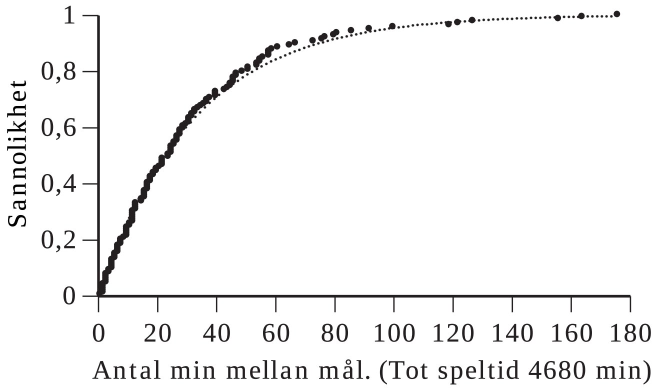
Figur 3. Antag att alla matcherna kopplas ihop till en lång process. Varje punkt i diagrammet är då ett mål. Om målintensiteten är konstant kan processen kallas en Poissonprocess. Tidsavståndet mellan varje mål är exponentialfördelat (summan av ett antal tidsavstånd är gammafördelad).

Samtliga mål i VM som en lång tidsserie (II)



Figur 4. Om vi låter en kurva 'hoppa upp' ett steg för varje mål får vi diagrammet till vänster. Figur 3 och 4 hänger alltså ihop.
Vi ser i figur 4 att målintensiteten tycks vara konstant under hela VM.

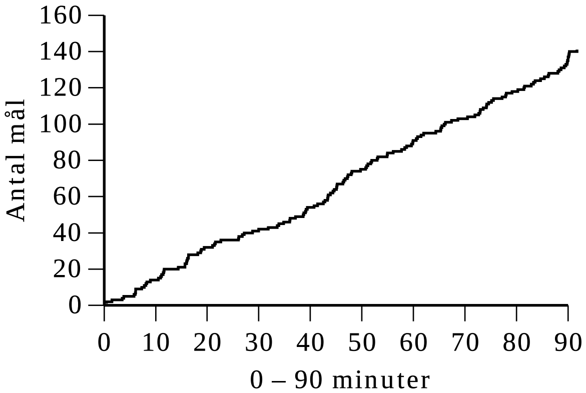
Tidsutfall mot exponentialfördelningens fördelningsfunktion (I)



Figur 5. Diagrammet visar exponentialfördelningens *fördelningsfunktion* tillsammans med tidsavstånden mellan varje mål sett över hela processen. Medelvärdet för 'tid till mål' är 32.65 minuter.

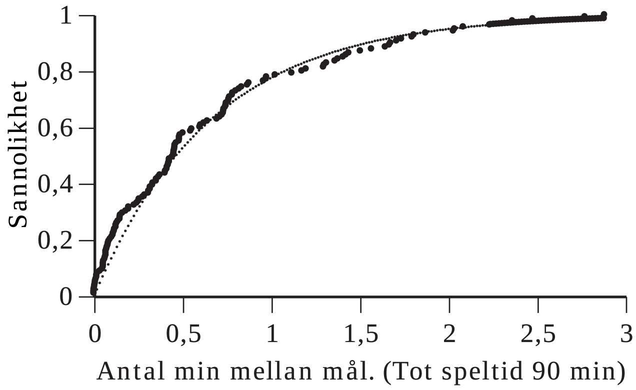
Vi ser att det observerade utfallet följer den teoretiska kurvan (prickad linje) ganska väl. (Detta är en del av det s.k. Kolmogorov-Smirnov- testet som används för att kontrollera om ett visst utfall kan tänkas följa en viss kontinuerlig fördelning).

Samtliga mål i VM som en 90 min-match



Figur 6. Samma information som i figur 4 men här har alla matcher startat vid samma tidpunkt och pågått i 90 minuter. Målintensiteten tycks vara konstant under hela matchtiden.
Om inte intensiteten var konstant, skulle kurvan vika av från den räta linjen.

Tidsutfall mot exponentialfördelningens fördelningsfunktion (II)



Figur 7. Samma information som i figur 5 men, precis som i figur 6, har alla matcher startat samtidigt. Medelvärdet för 'tid till mål' är 0.66 minuter.
Vi ser att det observerade utfallet följer den teoretiska kurvan ganska väl.

Ytterligare analyser

Processen *Spela 52 fotbollsmatcher i VM* kan, precis som varje annan process, ge upphov till en mängd idéer och hypoteser och om man har data kan dessa idéer prövas på ett eller annat sätt. Det tycks inte vara något problem att få tag på diverse olika data, i varje fall presenteras en hel del data på TV-skärmen efter varje halvlek eller match och med hjälp av videoteknik kan varje tidpunkt studeras från en mängd olika vinklar.

På sidan nio visas olika sannolikheter från Poissonfördelningen. Dessa beräknas med hjälp det matematiska uttrycket för sannolikhetsfördelningen. Nedan beräknas sannolikheten att få exakt två mål under 90 minuter om målintensiteten är 2.673 mål per 90 minuter:

$$\frac{\lambda^x \cdot e^{-\lambda}}{x!} = \frac{2.673^2 \cdot e^{-2.673}}{2!} \approx 0.2467$$

Slutord

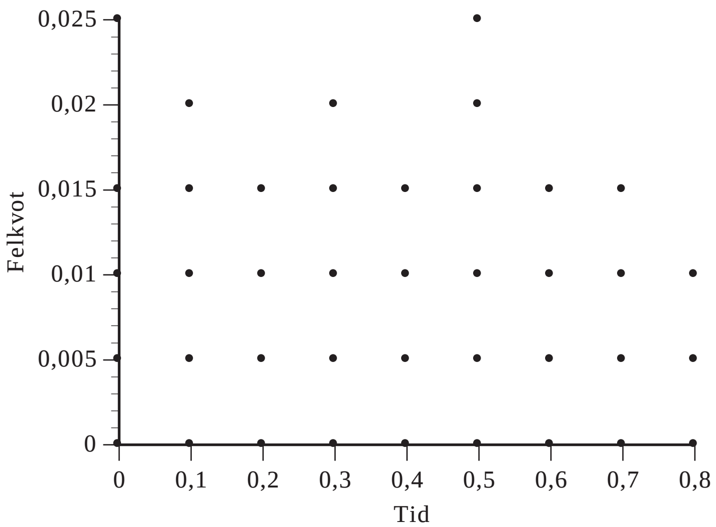
Avsikten med denna redovisning är inte i första hand att beskriva utfallet från processen *VM i fotboll* utan att visa något av det hantverk och det statistiska resonemang som man kan applicera på dylika, andra processer. För att studera t.ex. leverans- eller tillverkningstider är exponential- och gammafördelningarna lämpliga.

Sådana studier är nödvändiga för att bedöma leveranssäkerhet, minskning av tillverkningstider etc. Med annan statistisk teori t.ex. teorin om linjärkombinationer av variabler och någon modell kan man studera flaskhalsar o.d.

Ingemar Sjöström

På nästa sida presenterar Lars Söderström en betraktelse över problemet att analysera s.k. binomialfördelad data, Vi har en dylik variabel då vi bedömer t.ex. detaljer som godkända respektive icke godkända. Det är i allmänhet ganska svårt att analysera sådant utfall. Ett problem är att variationen ändras då felkvoten ändras. En modell för fekvoten måste dessutom ha vissa egenskaper. Den får t.ex. inte nå utanför intervallet [0, 1] ty det finns ju ingen negativa felkvoter eller felkvoter över 1. Binomialfördelningens sannolikhetsfördelning ser ut så här:

$$P(X = x) = \binom{n}{x} \cdot p^x \cdot (1-p)^{n-x}$$



Varje tidpunkt i diagrammet till vänster innehåller resultat från 200 partier. Varje parti består av 200 enheter som bedömts som OK respektive ej OK. Felkvoten vid tidpunkt 0 är 0.00385.

Denna felkvot har förbättrats över tiden och är 0.00150 vid tidpunkt 0.8. Det är helt omöjligt att inse detta enbart från diagrammet. En logistisk regressionsmodell plockar dock fram denna förbättring.

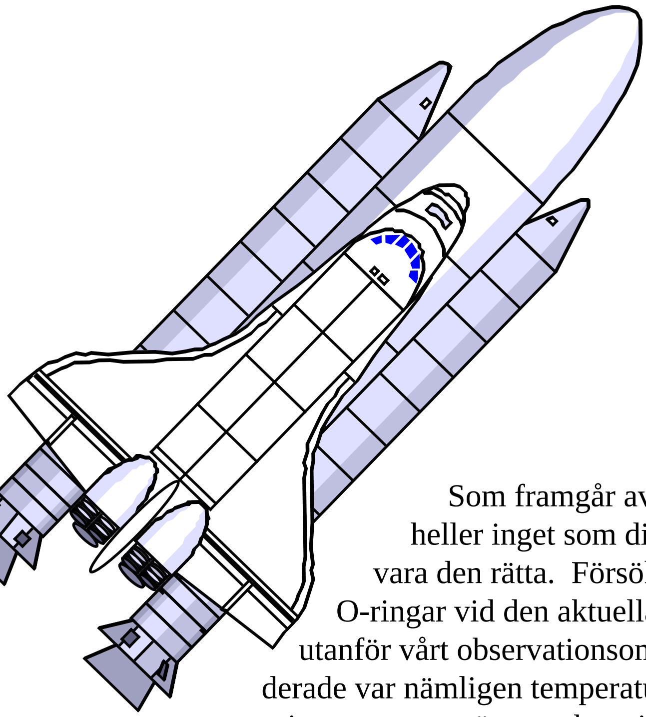
0-1-1-1-0-0-1-0-0-1-0-1-0-1-0-0-0-0-0-0-1-1-0-0-0-0-1-0-0-1-0-0-0-0-0-0-1-1-1

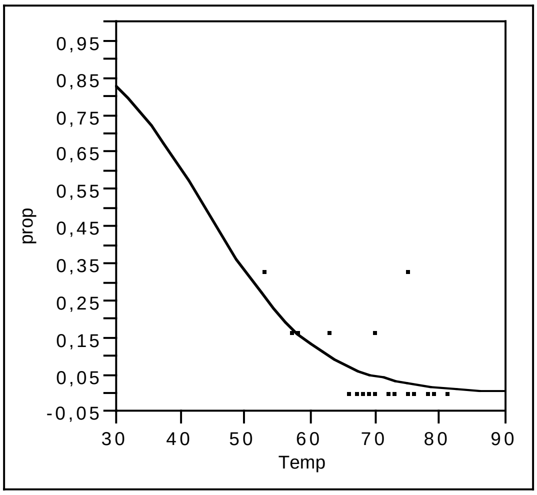
Ett exempel på analys av binomiala data

Redan innan rymdfärjan Challenger exploderade den 20 januari 1986 hade NASA samlad information från 23 tidigare uppskjutningar. Bland dessa data fanns bl.a. antalet O-ringar som skadats vid varje uppskjutning. O-ringarna satt som tätningar för att förhindra varm gas att läcka vid starten. Totalt fanns det 6 O-ringar och man hade uppgifter om antalet skadade samt även temperaturen vid uppskjutningstillfället, i grader Fahrenheit.

En ansats kunde då vara att se om det finns något samband mellan temperaturen och antalet defekta O-ringar. Om vi betraktar variabeln antalet defekta O-ringar, kan vi börja med att konstatera att den är binomial, dvs antalet defekta av 6 möjliga. Beräknar vi proportionen defekta O-ringar så inses även att den modell vi väljer måste ha egenskapen att ge proportioner mellan 0 och 1, vilket innebär att vi får svårigheter att hitta en enkel modell.

En ansats kan därför vara att välja en logistisk regressionsmodell. Teorin för detta är tämligen komplicerad, men med ett lämpligt statistikprogram kan man ändå enkelt klara av analysen. Figur 1 visar resultatet efter det att vi anpassat en logistisk regressionsmodell med antagande om binomialt fel, tillsammans med rådata.





Figur 1. Skattat samband mellan proportionen defekta O-ringar vid olika uppskjutningstemperaturer, °F

Som framgår av figur 1 är anpassningen inte den bästa och det finns heller inget som direkt antyder att en logistisk regressionsmodell skulle vara den rätta. Försöker vi använda modellen till skatta proportionen defekta O-ringar vid den aktuella uppskjutningen kommer vi även att extrapolera långt utanför vårt observationsområde. Vid det olyckliga tillfället när Challenger exploderade var nämligen temperaturen 31°F. Men ur pedagogisk synpunkt kan det kanske vara intressant att göra en skattning ändå, trots att denna är mycket osäker. Använder vi den skattade modellen finner man att sannolikheten för att en O-ring skadas vid en temperatur om 31°F är ~ 0.82 vilket framgår av figuren. Detta ger förväntade antalet skadade O-ringar till 4.92 (0.82 * 6 =4.92).

Lars Söderström

SFK–StaM
Seminarium med sektionsmöte
Onsdagen den 26 oktober 1994 i Stockholm

Försöksplanering – praktik och lite teori

	Sal A	Sal B
09:00	Registrering och kaffe	
09:30	*Inledning* **Ordförande Marie Olausson** IVF Göteborg	
09:45	*Hur införde vi SFP på Ericsson i Visby?* **Roland Jansson** och **Rolf Stahre** Ericsson Telecom	
10:45	Paus med frukt	
11:15	*Framgångsfaktorer och fallgropar* **Marie Olausson** IVF	*Förbättrad dimensionsstabilitet hos mönsterkort* **Tommy Sandin** Ericsson Telecom, Norrköping
12:00	Lunch	
12:45	Sektionsmöte med sedvanliga årsmötesförhandlingar	
13:15	*Utbildning – vad är viktigt att tänka på?* **Sören Karlsson** och **Pia Sandvik–Wiklund** Linköpings Tekniska Högskola	*Optimering av en kemisk process* **Eva Pettersson** Pharmacia Diagnostics
14:00	*Bortom kuben* **Rolf Sundberg** Mat. stat, Sthlm Universitet	*Robust konstruktion – bestämning av bästa material och process för tillverkning av kompositdetaljer* **Ove Åkerlund** och **Anders Hynén** SAAB Military Aircraft respektive Linköpings Tekniska Högskola
14:45	Kaffe	
15:15	Paneldebatt	
16:15	Sammanfattning och avslutning	
16:30	Slut	

Anmälan
SFK – StaM

Seminarium med sektionsmöte

Försöksplanering – praktik och lite teori

Tid: **Onsdagen den 26 oktober 1994, 09:00 – 16:30**

Plats: **Ericsson, Huvudfabriken Telefonplan, Stockholm**

Avgift: **1600 kr inkluderar lunch och kaffe. Avgiften betalas via faktura som bifogas bekräftelsen. (Vid > 2 anmälningar samtidigt och på samma fakturaadress lämnas 20 %. Vid avbokning senare än 14 oktober debiteras fullt pris.)**

Namn: ______________________________

Företag/Organisation
Högskola/Universitet: ______________________________

Adress: ______________________________

____

Telefon: ______________________________

Anmälan bör vara oss tillhanda senast den 10 oktober 1994 och faxas till

Marie Olausson
IVF
Fax: 031 – 27 61 30

Frågor om seminariet besvaras av samtliga styrelsemedlemmar. Se sista sidan!

B

Styrelsen

Ordförande:	**Sekreterare:**	**Kassör:**
Marie Olausson	Lars Söderström	Anders Hynén
IVF	Pharmacia Diagnostics AB	Tekniska Högskolan
Argongatan 30	F35–2	i Linköping
431 53 Mölndal	751 82 Uppsala	Kvalitetsteknik
031 – 706 6093	018 – 16 46 83	581 83 Linköping
		013 – 28 17 82

Ledamöter:

Susanna Weinberger	Olle Carlsson	Göran Lande
Ovako Steel AB	Inst. för dataanalys	Ericsson Telecom AB
712 80 Hällefors	Högskolan, Box 923	126 25 Stockholm
0591 – 601 94	701 30 Örebro	08 – 719 8521
	019 – 30 12 67	
Bertil Runström	Göran Gustafsson	**Redaktionskommitté:**
Gothia Tobak AB	Högskolan i Karlstad	Marie Olausson
Box 77	Inst f teknik Box 9501	Ingemar Sjöström
401 21 Göteborg	650 09 Karlstad	Lars Söderström
031 – 80 86 94	054 – 83 80 00	

Bidrag accepteras gärna via 3.5"-diskett med textmängden i format WordPerfect, Word eller i TEXT (ASCII).

Man blir medlem i SFK–StaM genom att kontakta Svenska Förbundet för Kvalitet telefon 08 – 783 82 54 eller 08 – 783 01 71. Kanslisekreterare är Anne-Charlotte Mark.

I framtida nummer av StaM-Bladet

I framtida nummer av StaM-Bladet skall vi försöka få plats med följande:

- Reflektioner från intervjuer hos japanska och amerikanska företag
- Basverktyg: grafer – användbara verktyg
- En förklaring av Motorolas 6-sigma begrepp
-

Som vanligt välkomnar vi bidrag från läsarna!