StaM-Bladet

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

februari 1993 **årgång 3 nummer 6**

Sjätte numret

I detta nummer har vi fått med lösningen till Simpsons paradox. Kapabilitetsindex har blivit populära, alltför populära menar många, och vi har en artikel om detta. Dessutom finns det en del sannolikhetslära som används för att beräkna OC-kurva och för att belysa svårigheterna med otillräckliga mätmetoder. Kanske kan ni hitta ett eller annat matnyttigt eller intressant.

Ordförandens ruta

Jag tar här tillfället i akt och inleder mitt ordförandeskap i StaM med att flagga lite för 1993 års StaM-seminarium. Det kommer att gå av stapeln under hösten och temat denna gång är något som många av oss konfronteras med dagligen, nämligen: ”Toleranser, intervall och löften”.

Oberoende av bransch eller verksamhet har vi alla en kund som på ett eller annat sätt köper våra produkter eller tjänster. Med denna kund har vi ofta ett avtal och vi har då utlovat vissa egenskaper hos produkten eller tjänsten. Dessa löften ges många gånger i form av toleranser, men vad menar vi egentligen med dessa toleranser? Menar vi en gräns, som inte får överskridas på några villkor eller tycker vi att det räcker med att det mesta hamnar på ”rätt sida”? Hur mycket är i så fall det ”mesta” och på vilket sätt visar vi i att vi håller vad vi lovar?

Hur frågor och praxis skiljer sig från bransch till bransch kommer också att belysas. Har ni idéer och synpunkter på innehåll eller föredragshållare är ni välkomna att kontakta oss. Namn och telefonnummer finner ni på sista sidan. Det vore också intressant om vi kunde få igång en debatt i StaM-bladet, kring de statistiska metodernas användning. Alla bidrag från läsarna mottages tacksamt.

För er som vill värma upp lite inför höstens seminarium, kan jag annars rekommendera sommarens EOQ-konferens 14-18 juni i Helsingfors.
Där kan man lyssna till folk från Europa, USA och Japan, som berättar om sina erfarenheter och ansträngningar i samband med kvalitets- och förbättringsarbete.

Annars är det mest elände överallt. Krig, lågkonjunktur och mörker, men ni vet väl att....

Vi går mot bättre tider, tro mig, tro mig
det här är inget skämt
och inte heller är det, tro mig, tro mig
någonting som jag själv bestämt.
Vi går mot öst, vi går mot väst,
vi går mot ljus, vi går mot liv, vi går mot fest.
Vi går mot bättre tider, tro mig, tro mig
för det har tiderna själva bestämt.

(*Ulf Lundell, Längre inåt landet 1980*)

Marie Olausson

Förteckning över styrelsen finns på sista sidan

Paradoxen: Sagan om det förvirra(n)de nyckeltalet igen

I nummer 4 av StaM-bladet visade vi vad Simpsons Paradox kan åstadkomma. Här har vi fått ett bidrag som reder ut sammanhanget:

Det bjuder mig emot att försöka reda ut begreppen för den korkade kamrern med sin okorkade flaska och sina förvirrade nyckeltal. Men om man som jag arbetar inom kvalitetsomsorgen är man ju van vid det mesta i fråga om pedagogiska utmaningar!
Som Stambladets intelligenta läsare (pluralis?) säkert redan insett ligger nyckeln till paradoxen i att totalkvoten inte är ett renodlat aritmetiskt medelvärde av delkvoterna utan ett viktat medelvärde.
Lösningen ligger sålunda i formeln (med lätt insedda beteckningar som det brukar heta):

$$\text{totalkvoten} = \frac{f_1 + f_2 + \ldots + f_k}{n_1 + n_2 + \ldots + n_k} = \frac{n_1 \cdot \frac{f_1}{n_1} + n_2 \cdot \frac{f_2}{n_2} + \ldots + n_k \cdot \frac{f_k}{n_k}}{n_1 + n_2 + \ldots + n_k} =$$

$$= \frac{n_1}{n_1 + n_2 + \ldots + n_k} \cdot \frac{f_1}{n_1} + \frac{n_2}{n_1 + n_2 + \ldots + n_k} \cdot \frac{f_2}{n_2} + \ldots + \frac{n_k}{n_1 + n_2 + \ldots + n_k} \cdot \frac{f_k}{n_k}$$

Det är nu inte längre lika förvånande att totalkvoten kan öka fastän varje delkvot minskar. En förutsättning för detta är förstås att en eller flera stora delkvoter har fått ökad vikt. Vi kan illustrera detta med ett enkelt exempel med bara två produkter A och B så ser vi bättre hur det fungerar:

	Tidsperiod 1			Tidsperiod 2		
Produkt	**Antal order**	**Försenade order**	**Kvot**	**Antal order**	**Försenade order**	**Kvot**
A	**5**	**2**	**0.40**	**5**	**1**	**0.20**
B	**5**	**4**	**0.80**	**20**	**15**	**0.75**
Summa	**10**	**6**	**0.60**	**25**	**16**	**0.64**

Totalkvoten har alltså ökat från 0.60 till 0.64, eftersom andelen order på B-produkter har ökat (från 50% (5 av 10) till 80% (20 av 25)):

totalkvoten för tidsperiod 1 blir $\frac{5}{10} \cdot 0.40 + \frac{5}{10} \cdot 0.80 = 0.60$

totalkvoten för tidsperiod 2 blir $\frac{5}{25} \cdot 0.20 + \frac{20}{25} \cdot 0.75 = 0.64$

En statistiker i Midsommarkransen
löste Simpsons paradox lätt som dansen:
"Det är som med min kropp,
att när vikten går opp
syns det genast i totalmåttsdiskrepansen!"

Se också sidan 6!

Stig Westerberg
Ericsson Quality Institute,
Telefon AB LM Ericsson

Om andra och tredje generationens kapabilitetsindex...

...kan man bl.a. läsa i oktobernumret av Journal of Quality Technology (JQT). Hela numret ägnas åt ämnet kapabilitet. Totalt fem artiklar tar upp olika frågeställningar i ämnet och presenterar även förslag till lösningar. Det skulle ta alltför stor plats att redogöra ingående för innehållet i varje artikel. Istället följer här en sammanfattning och fri översättning av bakgrunden till specialnumret. Originalet utgör inledning till en av artiklarna i numret och är skriven av Robert N. Rodriguez på SAS Institute Inc.

Statistiska tekniker för att analysera processkapabilitet har använts i stor omfattning sedan början av 80-talet. Trots att det inte finns någon standarddefinition av termen ”processkapabilitet” så finns det en stor enighet om att syftet är att bestämma hur bra ett processutfall möter angivna toleransgränser. Det är också enighet – tyvärr inte lika utbredd – om att en process måste vara i kontroll innan kapabiliteten kan beräknas meningsfullt. Med andra ord, en stabil och förutsägbar fördelning av utfallet är en förutsättning för en kapabilitetsstudie.

För det stora flertalet innebär kapabilitetsstudier att man använder histogram och index såsom C_p och C_{pk}. Dessa fortsätter också att vara de verktyg som lärs ut och efterfrågas mest av industrin. Det har dock, under de senaste tre åren, blivit en alltmer utbredd uppfattning att dessa verktyg är begränsade och framför allt att dessa ”vanliga” index bara kan användas för mätningar som är oberoende och följer (åtminstone approximativt) en normalfördelning.

Naturligtvis kommer då ett antal frågor rörande statistiken upp:

1 Hur ska man egentligen tolka kapabilitetsindexen - med och utan normalfördelning?

2 Om man antar normalfördelning, vilka egenskaper har då de vanligaste indexen m.a.p fördelning och urval? Hur beror dessa på stickprovsstorleken?

3 Om man antar normalfördelning, hur kan man beräkna osäkerheten (eller konfidensintervall) för kapabilitetsindexen?

4 Hur kontrolleras att antagandet om normalfördelning håller?

5 Finns det några lämpliga kapabilitetsindex för processdata som **inte** följer normalfördelningen?

6 Varför visar det sig ofta att processdata inte följer en normalfördelning? Hur kan man skilja ”äkta” icke-normalitet från ”oäkta” eller framkallad icke-normalitet, t ex på grund av stratifiering?

För att besvara dessa frågor krävs statistisk teori. Frågorna i sig själva är dock inte akademiska. I takt med alltmer utbredda kvalitetsförbättringsprogram och beviskrav på att företaget har dugliga processer, omprövas värdet av och tillförlitligheten i att ha ett enda tal som summering av en komplex process.

På vissa ställen förekommer krav på att normalfördelningsantagandet testas och att detta test sedan anges tillsammans med de angivna kapabilitetsindexen, alternativt uppmanar till större stickprovsstorlek. Det finns också organisationer, som har introducerat sina egna index. Å andra sidan har man på andra håll övergett eller starkt begränsat användningen av kapabilitetsindexen då man funnit att en felaktig användning har utgjort ett hinder för förbättringar.

Flera författare har uttalat sig om svagheter hos kapabilitetsindexen. Gunter (1989) tar upp begränsningarna i C_{pk} med icke-normala data. Då processen inte är i statistisk kontroll varnar han också för att användningen av C_{pk} ”blir en slags meningslös ansträngning som chefer kan blanda ihop med riktiga SPS-insatser”. Andra författare har också kritiserat de vanligaste indexen såsom alltför förenklade (se t ex Kitska, 1991).

Trots dessa betänkligheter har inte populariteten hos kapabilitetsindexen minskat. Detta beror till stor del på att en sammanfattning av en processkapabilitet i ett enda tal är oemotståndlig för driftschefer, som kanske har ansvar för hundratals processer samtidigt. Eftersom indexen används i så stor utsträckning är det också bra att ett antal teoretiska studier om kapabilitet har gjorts under de senaste åren.

I specialnumret av JQT presenteras fyra artiklar som höjer vår förståelse för kapabilitetsindex. Där föreslås även en del nya metoder för att analysera processkapabilitet. Artiklarna är följande:

”The relationship of C_{pm} to Squared Error Loss” av T. Johnson
”Distributional and Inferential Properties of Process Capability Indices” av W.L. Pearn, S. Kotz och N.L. Johnson
”Bootstrap Lower Confidence Limits for Capability Indices” av L.A Franklin och G.S. Wasserman
”Confidence Bounds for Capability Indices” av R.H Kushler och P. Hurley

Referenser:

Journal of Quality Technology, oktober 1992, Vol 24, No 4, pp 175-251.

GUNTER B. (1989). ”The use and abuse of C_{pk}. Parts 1-4”. Quality Progress, januari 1989, pp 72-73; mars 1989 pp 108-109; maj 1989 pp 79-80; juli 1989 pp 86-87. Se också ”The use and abuse of C_{pk} Revisited”, januari 1991 pp 90-94.

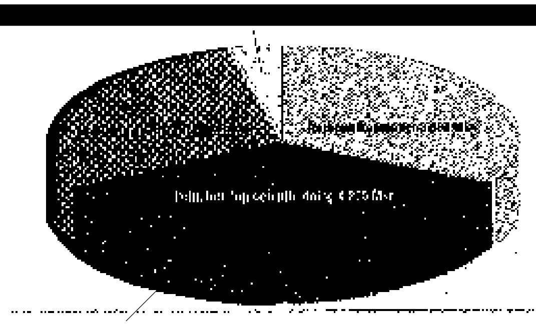
KITSKA D. (1991) Letter to the Editor, Quality Progress, mars 1991 p 8.

Marie Olausson

Har ni lagt märke till...

hur den mest sansade tjänsteman, som med sin ordbehandlare aldrig skulle drömma om att ljuga, förvränga eller undanhålla sanningen, inte heller medvetet stava fel eller kasta om orden för att ge läsaren problem, har ni märkt hur han blir som fullständigt besatt och förbytt när han hamnar inför sitt Graph-in-the-Pot, med 256 färger, 1024 typsnitt och den praktiskt taget oändliga mängd sätt som finns att förvränga eller förvanska ett diagram?

Det 2-dimensionella histogrammet görs om till 3-dimensioner (fullständigt onödigt) cirkeldiagrammet får en tjocklek i perspektiv (fullständigt vansinnigt) och inte nog med det, bakgrunden smyckas med all möjligt tjafs.



Detta fält blir alldeles för dominerande p.gr.a. diagrammets 'tjocklek'

Civilingenjörsförbundet gav strax före jul ut CFs årsbok. Den innehåller "teknikåret i diagram" på sidorna 90-93 och består av en fullständigt vansinnig excess i knäppa grafer! Läs och begrunda och ta varning, så får det bara inte se ut!

Ingemar Sjöström

Kortfattat om OC-kurvan

I föregående nummer av StaM-Bladet fanns uttrycket *OC-kurva* med i en artikel med rubriken *Nytt Stickprov*-syndromet. Här berättar vi lite om OC-kurvan och hur den beräknas.

Antag att vi har ett stickprovsförfarande enligt följande:

- dra ett stickprov om n detaljer
- acceptera partiet om antal felaktiga är $\leq c$
- avvisa partiet om antal felaktiga är $> c$

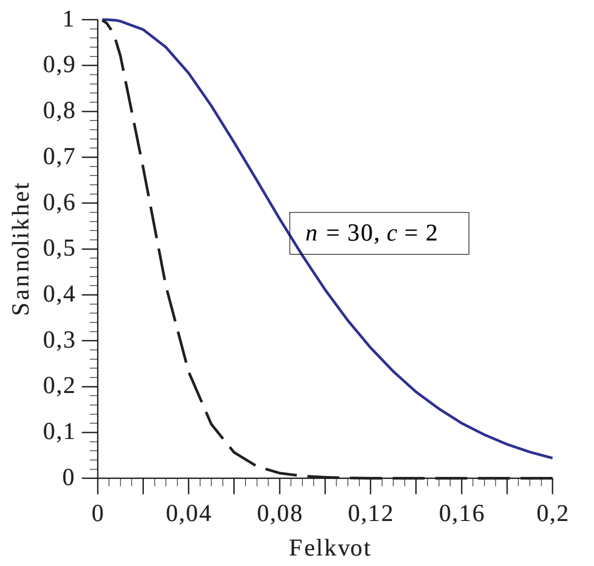
En fråga man kan ställa sig är hur denna provtagningsplan fungerar för olika värden på felkvoten hos partierna. Med fungerar menar vi 'vad är sannolikheten att godkänna ett parti med en viss felkvot'. OC-kurvan beskriver alltså denna sannolikhet i förhållande till olika felkvoter.

För att kontrollera detta beräknar vi sannolikheten att partiet godkänns för olika värden på felkvoten som vi kallar θ. Om felkvoten är 0 är naturligtvis sannolikheten 1 och om felkvoten är 1 är sannolikheten 0 att partiet skall godkännas. (I det första fallet finns det inga felaktiga och i det senare finns bara felaktiga detaljer i partierna.) Vi använder binomialfördelningen (i stället för den *hypergeometriska* fördelningen) för beräkningarna:

$$P(\theta) = \sum_{r=0}^{c} \binom{n}{r} \theta^r (1-\theta)^{n-r}$$

Antag att $c = 2$. Formeln ovan beräknar sannolikheten att stickprovet innehåller 0 felaktiga, 1 felaktig eller 2 felaktiga. Om resultatet av kontrollen blev något av de tre utfallen, godkänns partiet. Det finns ju en viss sannolikhet att, trots att felkvoten inte ändrats, stickprovet innehöll fler än c felaktiga detaljer. I så fall skulle partiet ha avvisats till allkontroll. Sannolikheten för detta är $1 - P(\theta)$.

För att beräkna summan ovan måste man kunna beräkna sannolikheter i en binomialfördelning. Vi går inte in på det här utan hänvisar till litteraturen. I stället visar vi OC-kurvan för två provtagningsplaner: en med $n = 30$ och $c = 2$ respektive en med $n = 100$ och $c = 2$.



OC-kurvan för två provtagningspaner: $n = 30$, $c = 2$ och $n = 100$, $c = 2$.

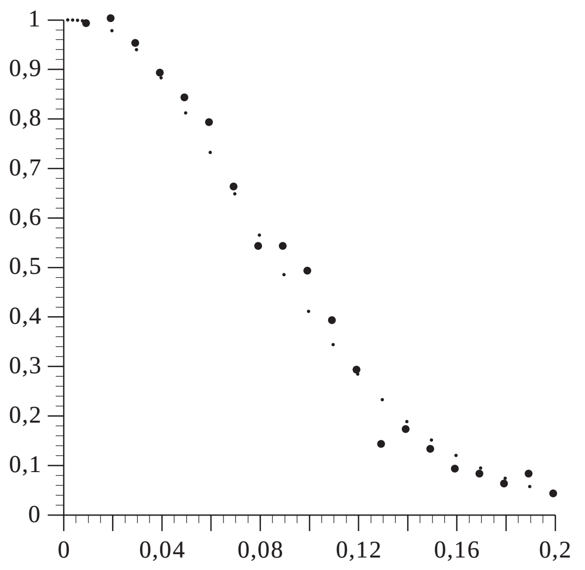
Det framgår av diagrammet ovan att den första planen har en flackare kurva. Det betyder att, precis som man intuitivt kan förvänta, den lättare 'släpper igenom' partier med felkvoten t.ex. 0.04 än den andra provtagningsplanen.

För att bestämma n och c för ett viss provtagningsförfarande kan man använda olika strategier. Vi går inte in på det här utan hänvisar till litteraturen, som är riklig på detta område, både på svenska och engelska. Det finns dessutom en hel del andra aspekter på provtagningsförfarande som det är värt att studera.

Simulering $n = 30$, $c = 2$

Vi kan naturligtvis inte avhålla oss från lite simulering. Nedan visas utfallet för provtagningsplan $n = 30$ och $c = 2$. För var och en av felkvoterna 0.01, 0.02, ... 0.20 simuleras 100 partier och varje parti godkänns eller underkänns. Andelen partier som underkänns är ett mått på den sökta sannolikheten. Skillnaden mellan kurvan och det simulerade resultatet betraktas som ett utslag av slumpen.

(fortsättning nästa sida)



Simulering av OC-kurvan n = 30, c = 2. Varje punkt representerar 100 partier.

Den prickade kurvan är den teoretiska OC-kurvan för n = 30, c = 2. De fyllda ringarna är utfallet efter simulering vid felkvot 0.01, 0.02 o.s.v. Vid varje felkvot har 100 partier 'kontrollerats' och andelen som godkänts är alltså de fyllda ringarna i diagrammet.

Till sist

I den statistiska litteraturen används ofta uttrycket *power function* eller *styrkefunktionen* på svenska. Styrkefunktionen är 1 – P(θ) och används vid teoretiskt arbete för att jämföra olika statistiska tester.

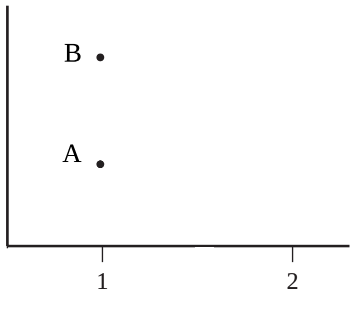
Referenser:
Sannolikhetslära och statistik för teknisk högskola
L. Råde, M. Rudemo, Biblioteksförlaget.

Kvalitet från behov till användning
B. Bergman, B.Klefsjö, Studentlitteratur.

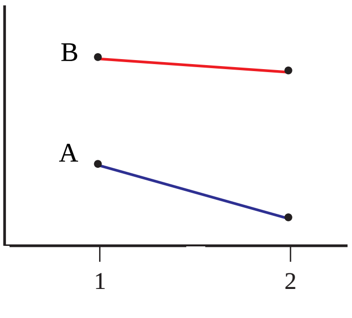
Ingemar Sjöström

"Give me a fruitful error any time, full of seeds, bursting with its own corrections. You can keep your sterile truth for yourself."
Vilfredo Pareto

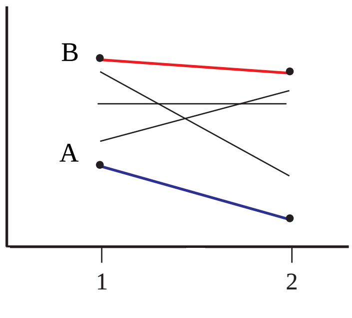
På sidan 2 fick vi en teoretisk genomgång av Simpsons paradox. Av Kjell Wallin på Ericsson Quality Institute har vi fått förslaget på följande enkla och geniala förklaring hur det hänger ihop. Vi använder en serie diagram för att visa:



På X-axeln har vi tidsperiod 1 respektive 2. A är kvoten för A-produkterna och B är kvoten för B-produkterna. Det gemensamma resultatet för A och B ligger någonstans på det vertikala avståndet mellan A och B. Läget beror på antalet order i A respektive B.



När resultaten för tidsperiod 2 ritats in har vi ovanstående diagram. Även nu gäller det att det gemensamma resultatet ligger mellan A och B. Vi ser att de bägge kvoterna har minskat.



Linjerna i diagrammet förbinder tänkbara förändringar i totalkvoterna. Vi ser att det alltså är möjligt att totalen kan öka trots att både A och B minskar. Detta beskriver Simpsons paradox.

Ingemar Sjöström

"Knarktest inget att lita på

Osäkra laboratoriemetoder hot mot rättssäkerhet"

Ovanstående rubrik fanns i en dagstidning i februari. Artikeln beskrev problemet då man använder en inte helt perfekt mätmetod för att avgöra om en person använt narkotika. Denna StaM-artikel behandlar problemet ur ett sannolikhets-perspektiv.

Ibland består mätningen av en bedömning t.ex. *godkänd* respektive *icke godkänd*, *sjuk* respektive *icke sjuk*, *behandlingsbar* respektive *icke behandlingsbar* osv. Ett problem i alla dessa fall är risken för felbedömning och ofta är man intresserad av storleken på denna risk.
Observera att felbedömning kan uppstå inte bara då människor bedömer utan även då man använder maskinell bedömning. Självklart gäller nedanstående resonemang alla situationer där man kan dela in något i två (eller flera) grupper och där det finns en slumpmässighet.

Termer och vokabulär

Vi kommer att använda följande termer och vokabulär:

- OK — betyder *godkänd*, *behandlingsbar*, etc.
- FEL — betyder *ej godkänd*, *ej behandlingsbar*, etc.
- $\text{bedömd FEL}|\text{är OK}$ — betyder att man bedömt produkten som FEL när den egentligen är OK. Detta är alltså en felbedömning. Det vertikala strecket läses ofta som *givet* dvs bedömd FEL givet OK.
- $\text{bedömd OK}|\text{är OK}$ — är naturligtvis en korrekt bedömning.
- $\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}$ — är också en korrekt bedömning.
- $P(\ )$ — är sannolikheten för uttrycket inom parentesen. T.ex. är $P(\text{bedömd FEL}|\text{är OK})$ sannolikheten att man bedömt FEL när man borde bedömt OK.
- $P(\text{är FEL})$ — är sannolikheten för *ej godkänd*, *sjuk*, *ej behandlingsbar* etc.

Använda formler

Antag att vi är intresserade av sannolikheten att en produkt *verkligen* är felaktig då den bedöms som felaktig. Vi vill alltså beräkna sannolikheten för ett korrekt beslut:

$$P(\text{är FEL}|\text{bedömd FEL})$$

Följande formel används:

$$P(\text{är FEL}|\text{bedömd FEL}) = \frac{P(\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}) \cdot P(\text{är FEL})}{P(\text{bedömd FEL})}$$

Nämnaren beräknas på följande sätt:

$$P(\text{bedömd FEL}) = P(\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}) \cdot P(\text{är FEL}) + \\ + P(\text{bedömd FEL}|\text{är OK}) \cdot P(\text{är OK})$$

Formlerna är baserade på definitionen av betingad sannolikhet, Bayes teorem samt lagen om total sannolikhet.

Ett numeriskt exempel

Med några inte helt orealistiska siffror får vi följande:

- Antag att felkvoten är 0.001 (dvs P(är FEL) = 0.001)
- Antag att man för en felaktig produkt bedömer rätt med sannolikheten 0.93 dvs $P(\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}) = 0.93$
- Antag att man för en korrekt produkt bedömer fel med sannolikheten 0.06 dvs $P(\text{bedömd FEL}|\text{är OK}) = 0.06$

Nämnaren blir då: $P(\text{bedömd FEL}) = 0.93 \cdot 0.001 + 0.06 \cdot 0.999 = 0.0609$ och vi får

$$P(\text{är FEL}|\text{bedömd FEL}) = \frac{P(\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}) \cdot P(\text{är FEL})}{P(\text{bedömd FEL})} = \frac{0.93 \cdot 0.001}{0.0609} = 0.015$$

Ett synnerligen oväntat resultat!! Det är alltså nästan säkert (sannolikheten är 1 – 0.015 = 0.985) att en person talar osanning då han påstår sig ha hittat ett fel, åtminstone med ovanstående inte alltför orealistiska förutsättningar.

Perfekta förhållanden. Observera att formeln också ger rätt resultat även då förhållandena är perfekta dvs då det inte sker någon felbedömning alls. Nämnaren blir då:

$$P(\text{bedömd FEL}) = \underbrace{1}_{\text{En helt korrekt bedömning}} \cdot \overbrace{0.001}^{\text{Felkvot}} + \overbrace{0}^{\text{Ingen felbedömning}} \cdot 0.999 = 0.001$$

$$P(\text{är FEL}|\text{bedömd FEL}) = \frac{P(\text{bedömd FEL}|\text{är FEL}) \cdot P(\text{är FEL})}{P(\text{bedömd FEL})} = \frac{1 \cdot 0.001}{0.001} = 1$$

Simulering. Som vanligt föreslår vi att resonemang och resultat verifieras med en simulering. Vid en dylik fick vi resultatet 0.01694. Detta skall jämföras med det teoretiska resultatet 0.015.

Vi hoppas att StaM-bladets läsare kan bidra med fler exempel där man måste tänka i ovanstående banor. Den som vill ta del av en något fylligare beskrivning (inklusive simuleringen) kan vända sig till undertecknad.

Ingemar Sjöström

Visst är det skönt att se att
alla bryr sig om kvalitetsfrågor?

Kare Gud

Kommer alltid rätt
själ i rätt människa
när du skapar? En
vacker dag blir det
kanske fel

Cindy

(Ur *Barn skriver till Gud*)

27 oktober

StaM ordnar ett seminarium om försöksplanering. Ett antal föreläsare pratar om det förträffliga med ett systematiskt arbete, noggranna förberedelser, en bra försöksplan samt förnuftiga slutsatser.

28 oktober

P1 sänder det populära radioprogrammet Trädgårdsdags där amatör- och hobbyodlare ställer frågor om allt mellan himmel och jord. En lyssnare frågar om huruvida man kan använda ett plastduk över morötterna för att uppnå en viss effekt. Han hade försökt men inte fått den önskade effekten. Programledare och expert anger en mängd olika faktorer som påverkar eller påverkat försöket och avslutar med ’erfarenheten visar dock att duk är bra’. Man önskar att både frågeställare och expert hade varit med den 27 oktober.

änminusett, hvarfördet?

$n-1$

Då man studerar eller lär ut statistisk metodik och man brottas med begreppet standardavvikelse, dyker det förr eller senare upp en fråga om den ensamma ettan i nämnaren. Jag är övertygad om att de flesta andra komplicerade, felaktiga och osannolika nämnare som tryckfelsnisse (eller någon annan nisse) kunde petat dit, hade accepterats. Det skulle sett så komplicerat ut så att man inte skulle vågat ifrågasätta den.
Men denna stackars etta känns på något sätt störande och opassande, precis som en *widow* eller *orphan* i typografikretsar. Och visst, den behövs ju egentligen inte. Sitter bara där och snobbar och rör till det hela. Dock, om man vill vara seriös (och det vill man vara – ibland) bör den ju förklaras:

$$s=\sqrt{\frac{\sum\left(X_i-\overline{X}\right)^2}{n-1}}$$

Då kan man ju börja från början: stokastisk variabel (vad är det?), väntevärdesriktighet (vad är det?), väntevärdesoperatorn (vad är det?). Vid det här laget inser man att det som skulle bli ett kort, koncist och uttömmande svar, inte har någon av dessa egenskaper. Eleverna tror/inser att du inte vet vad du talar om och du har förlorat en massa tid. Hur vore det med en liten simulering? Som visar att det blir mer fel att dividera med n i stället för $n-1$?

Antag att vi simulerar 1000 små stickprov, t.ex. 4 värden per stickprov. Om vi räknar ut standardavvikelsen på vanligt sätt med *n–1* i nämnaren (dvs 3) respektive *n* (dvs 4) kan vi med hjälp av histogram se att det blir en systematisk avvikelse om man tar *n* i.st.f *n–1*. Samtidigt får man en chans att visa det slumpmässiga i skattningar.

En simulering som jag gjorde gav följande:

```
   Each dot represents 5 points

                  :
               . .:
               ::::::::::             Histogram 1
            ..::::::::::: ..
           ::::::::::::::.:::::.:
         :.::::::::::::::::::::::.:
    ....::::::::::::::::::::::::::::::.... .  .. .
   +---------+---------+---------+---------+-------

                :
               .: .
              ::::: ::
           ..::::::::: .
          .::::::::::: ::.. .         Histogram 2
          :::::::::::::::::.: .
        .::::::::::::::::::::::.
    ...::::::::::::::::::::::::::.... . .. .
   +---------+---------+---------+---------+--------
0.0       2.5       5.0       7.5      10.0
```

	Medelvärde	Standardavv.
Histogram 1	4.5554	1.8424
Histogram 2	3.9451	1.5956

Observera att 'Medelvärde' är medelvärdet över de 1000 standardavvikelserna

Det 'sanna' värdet på standardavvikelsen vid simuleringen var 5 (markerat med en lodrät linje i histogrammen). Vi ser i tabellen att histogram 2 har medelvärdet 3.9451 dvs långt ifrån det sanna värdet. Detta beror just på att vi dividerat med *n* i.st.f. *n – 1*.

Ingemar Sjöström

Styrelsen

Ordförande:	**Sekreterare:**	**Kassör:**
Marie Olausson	Lars Söderström	Erik Malmquist
IVF	Kabi Pharmacia Diagnosics AB	Ericsson Radio Systems AB
Mölndalsvägen 85	F35–2	ERA/LTQ
412 85 Göteborg	751 82 Uppsala	164 80 Stockholm
031 – 83 87 07	018 – 16 46 83	08 – 757 0262

Ledamöter:

Sören Karlsson	Olle Carlsson	Ingemar Sjöström
Tekniska Högskolan	Statistiska Institutionen	Telefon AB LM Ericsson
i Linköping	Umeå Universitet	HF/LME/Q
581 83 Linköping	901 67 Umeå	126 25 Stockholm
013 – 28 18 95	090 – 16 61 04	08 – 719 30 31
Bertil Runström	Göran Gustafsson	**Redaktionskommitté:**
Gothia Tobak AB	SKF Sverige AB	Marie Olausson
Box 77	RDU/HK2-4	Ingemar Sjöström
401 21 Göteborg	415 50 Göteborg	Lars Söderström
031 – 80 49 20	031 – 37 29 18	

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

Medlem i SFK–StaM blir man 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:

- Hur betraktar man nollfelsstrategier ur ett teoretiskt perspektiv?
- Toleransgränser i styrdiagram
- Manualer för datorprogram
- Opinionsundersökningar och ekonomiska spådomar, felmarginaler
-

Som vanligt välkomnar vi bidrag från läsarna!