StaM-Bladet

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

Augusti 1996 **årgång 6 nummer 12**

Tolfte numret

I detta nummer av StaM-Bladet har vi som vanligt försökt att få med lite av varje och som vanligt är det variationen som utmanar oss. Flera av artiklarna handlar just om att förstå variation, både ur teoretisk och praktisk synpunkt. Under våren och sommaren har styrelsen arbetat med höstens seminarium. Strävan har varit att skapa ett intressant program där processtänkandet skall lyftas fram och belysas. Vi hoppas att detta seminarium skall locka flera deltagare.

Kopiera gärna programsidorna och distribuera dem. Vi kan också skicka ett speciellt särtryck på A4 som sedan kan förstoras och kopieras. Hör av dig! Skriv också inlägg i StaM-Bladet!

Ordförandens ruta

Det är med stor glädje jag åtar mig ordförandeskapet i StaM. Själv är jag universitetsstatistiker men inriktad mot industriella tillämpningar. Jag tror att StaM fyller en viktig funktion genom att på ett populärt sätt presentera och diskutera begrepp och tankegångar, som för många kan förefalla svårbegripliga. Alla har vi hört Mark Twains omdöme om statistik ”vanlig lögn, förbannad lögn etc.”. Ibland blir även jag, fastän jag är ganska luttrad, lite förvånad, och jag kan inte undanhålla följande pressmeddelande:

> ”Antalet svenskar som kör berusade minskar, visar statistik från brottsförebyggande rådet, BRÅ. 1995 greps 19% färre rattfyllerister än året före. Ökad upptäcksrisk sen polisen spridit ut sina kontroller mer jämt över veckans dagar är troligtvis en av orsakerna till att rattfylleriet har minskat, säger BRÅs statistikchef Jan Ahlberg till Dagens Nyheter”. (Källa Sveriges Radio Ekot, onsdagen 24 januari 09.03, 1996.)

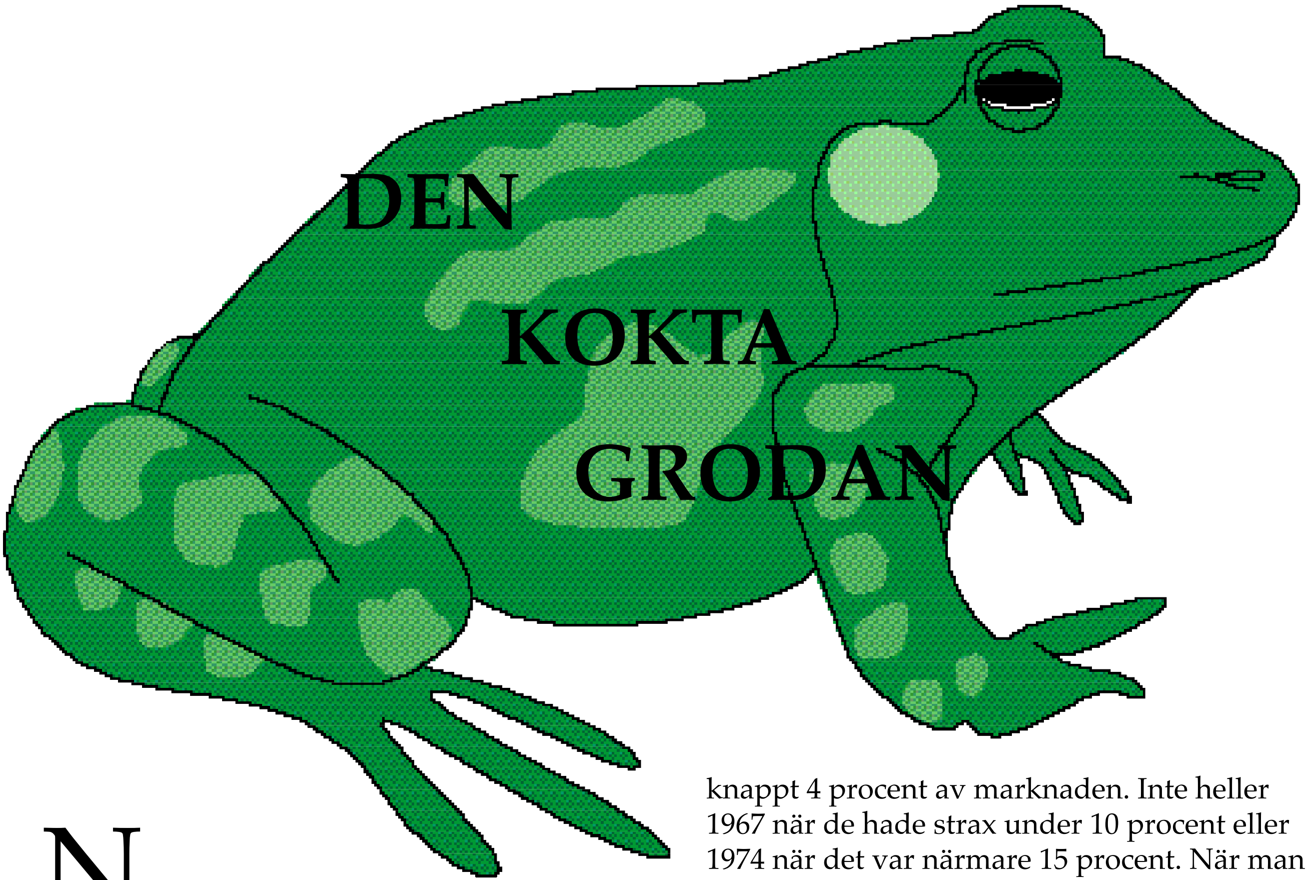
Min omedelbara reaktion var positiv, men sedan blev jag misstänksam. Jag tyckte att 19% var en väldigt stor minskning. Den var för stor för att kunna ske på ett år. Jag tänkte att jag hört fel så jag sände efter texten från Ekot. I texten står inget om kontrollomfattningen, men låt oss antaga att den var densamma över åren. Däremot framgår det tydligt att polisen spridit ut övervakningen mer jämnt över veckan:

O hemska tanke: Svenskarna är kanske nyktrare på vardagarna!

Hälsningar
Olle Carlsson, Högskolan i Örebro

Förteckning över styrelsen finns på sista sidan

DEN KOKTA GRODAN



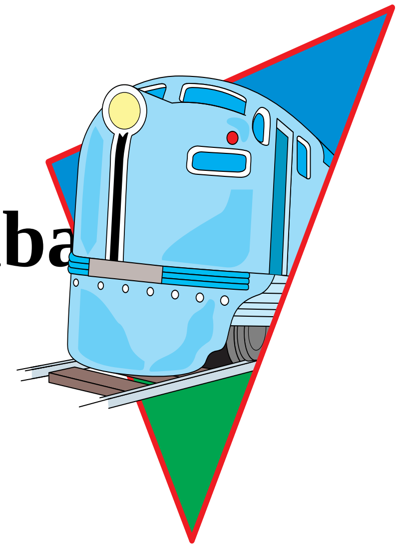
Nästan alla företag som misslyckats har visat oförmåga att försvara sig mot långsamt framväxande hot. Detta har gett upphov till liknelsen med den kokta grodan. Om man lägger en groda i en gryta med kokande vatten försöker den genast hoppa ur. Lägger man den i stället i rumstempererat vatten och inte skrämmer den kommer den att ligga kvar. Om nu vattnet gradvis blir varmare händer något intressant. När temperaturen ökar från 20 till 30 grader reagerar grodan inte nämnvärt. Det verkar snarast som om den tycker att det är granska behagligt. Efterhand som värmen sedan ökar blir grodan allt dåsigare och kan till slut inte ta sig upp ur grytan. Trots att det inte finns några fysiska hinder kommer den att ligga kvar och koka. Varför? Jo, därför att grodans förmåga att upptäcka faror bygger på att det sker plötsliga och inte långsamma förändringar i omgivningen.

Den amerikanska bilindustrin har råkat ut för något liknande. På 1960-talet dominerades marknaden i Nordamerika av amerikanska tillverkare, men läget började gradvis förändras. De tre stora biltillverkarna i Detroit såg inte japanerna som ett hot när dessa 1962 bara hade knappt 4 procent av marknaden. Inte heller 1967 när de hade strax under 10 procent eller 1974 när det var närmare 15 procent. När man i början av 1980-talet började granska sin situation hade japanerna en marknadsandel på 21,3 procent, 1989 närmade den sig 30 procent och den amerikanska bilindustrins andel var nere i 60 procent. Det är ännu osäkert om just den grodan kommer att kunna kravla sig upp ur det varma vattnet.

För att utveckla förmågan att se även de långsamma, successiva processerna måste vi dra ned på tempot och vara lyhörda för såväl det subtila som det dramatiska. Om man tittar ned i en vattensamling ser det till en början inte ut att vara någon aktivitet. Men om man ger sig lite tid upptäcker man efter en stund att den rymmer en massa liv. Liv som naturligtvis funnits där hela tiden, men så stillsamt att man inte genast lägger märke till det. Problemet är att vi förväntar oss att allt som betyder något skall ha ett visst tempo. Vi kommer inte att kunna undvika grodans öde om vi inte lär oss att sakta ned och se de långsamma gradvisa förändringar som oftast utgör de största hoten.

Vad hade hänt om man använt sig av statistisk metodik?

Den orättvisa tunnelba



Kurt lämnar jobbet mellan 15 och 17 på eftermiddagen. Han arbetar på beting så när jobbet är gjort för dagen kan han gå hem. I praktiken betyder det att tidpunkten då han lämnar sin arbetsplats är ganska slumpmässig. När han kommer till tunnelbanestationen använder han sin egen beslutsprocess: han tar det tåg som kommer först. Antingen norrut till sin mamma eller söderut till sin flickvän. Det brukar att gå att få en god middag på bägge ställena.
Dock, mamma klagar på att Kurt aldrig kommer och hälsar på men han försvarar sig med att det är en 50-50 situation. Under de senaste 20 arbetsdagarna har han besökt sin mamma två gånger med denna beslutsprocess. Förklara för Kurt och hans mamma hur det hänger ihop.

Kommentar

I tidigare nummer av StaM-Bladet har vi visat hur man beräknar ett konfidensintervall för p. Vi låter p vara sannolikheten att Kurt kommer till mamma. Om vi använder givna data (x = 2, n = 20) blir ett 95-procentigt konfidensintervall för p [0.012, 0.317]. Data stöder alltså knappast Kurts påstående om en 50-50 situation.

Det räcker med att man tittar på tågtidtabellen för att få lite mer information: Tågen till flickvännen går vid tiderna 15:00, 15:10, 15:20 osv. Tågen till mamma går enligt tidtabellen 15:01, 15:11, 15:21 osv. För att åka till mamma måste Kurt nå fram till tåget under det 1-minutintervall som finns mellan tågen norrut mot mamma och tågen söderut mot flickvännen. Detta ger ju att det inte är lika sannolikt att komma till mamma respektive flickvän.

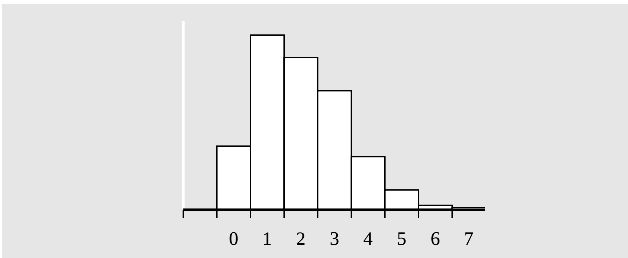
Sannolikheten att slumpmässigt komma till mamma är alltså 0.1. Om vi låter n vara 20 (arbetsdagar) och låta detta motsvara en månad kan vi med hjälp av formeln för binomialfördelningen räkna ut sannolikheten att Kurt kommer 0, 1, 2 gånger under en slumpmässigt vald månad till sin mamma.
Dessa sannolikheter blir: 0.12, 0.27 och 0.28. Sannolikheten att Kurt kommer 2 eller färre gånger är summan av sannolikheterna dvs 0.67.

Medelantal (μ) och standardavvikelsen (σ) för antal besök per månad blir:

$$\mu = n \cdot p = 20 \cdot 0.1 = 2$$

$$\sigma = \sqrt{n \cdot p \cdot (1-p)} = \sqrt{20 \cdot 0.1 \cdot (1-0.1)} = 1.34$$

Enligt vår StaM-Bladet tradition simulerar vi också Kurts tunnelbaneresor. Ett histogram över 500 månader blir följande:



Ur datamängden beräknar vi medelvärde och standardavvikelse. Dessa värden blir ganska lika de teoretiska värdena ovan:

$$\overline{x} = 2.02 \qquad s = 1.35$$

Antag att Kurt vill förändra belslutsprocessen och fortsätta att låta slumpen råda för inte misstänkas att missgynna mamma eller flickvännen. Hur kan han göra det?

Se där vad
Kurt kan fundera på
under sina resor!

Den observerade standardavvikelsen

Att studera statistikteori är som att växa upp med tomten: i början tror man obetingat på allting, man kan inte ens tänka sig att mamma har fel eller (hemska tanke!) luras. I början på statistikteorin kunde vi inte tro att allt inte var som professorn sade (eller åtminstone inte sade) speciellt inte när han skrämde upp oss med formler. Men efter några år får vi mer kunskap. Vi har inte längre samma tvärsäkra inställning till saker och ting. Vi lärde oss om skillnaden mellan väntevärde och varians respektive medelvärde och stickprovvarians. Vi lärde oss att standardavvikelsen var den positiva kvadratroten ur variansen och vi lärde oss följande formel:

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

Precis som alla andra undrade vi över varför nämnaren bestod av (n – 1) (Se tidigare StaM-Bladet). Senare kom vi in på väntvärdesriktighet och väntevärdesriktiga skattningar. Då visar det sig att medan stickprovsvariansen är en s.k. väntevärdesriktig skattning av den sanna variansen (vilket betyder att den i genomsnitt gissar rätt), är standardavvikelsen (som vi beräknar ur datamängden) inte en väntevärdesriktig skattning av den sanna standardavvikelsen (vilket betyder att den i genomsnitt gissar fel). Med formler skriver vi sålunda:

$$E(s^2) = \sigma^2 \qquad\qquad E(s) \neq \sigma$$

Vi bevisar detta med en formel för variansen som är vanlig i alla elementära böcker i statistik:

$$V(X) = E(X^2) - \left[E(X)\right]^2$$

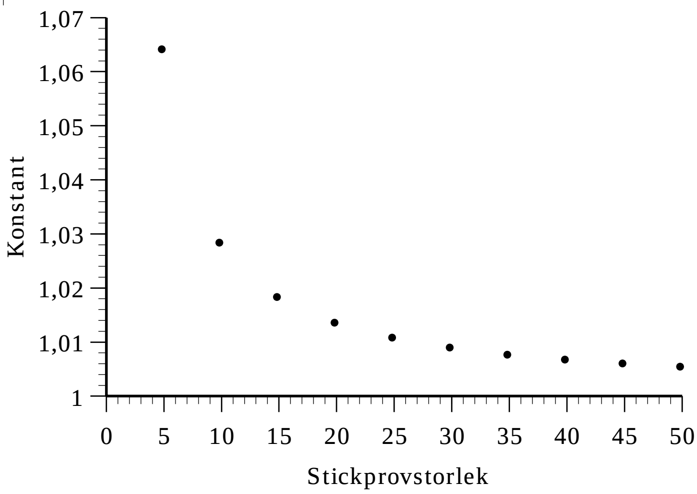
Med denna formel kan vi alltså skriva:

$$V(s) = E(s^2) - \left[E(s)\right]^2$$

Om vi flyttar om och drar roten ur det hela får vi alltså:

$$E(s) = \sqrt{E(s^2) - V(s)} = \sqrt{\sigma^2 - V(s)} =$$
$$= \sigma \cdot \underbrace{\sqrt{1 - \frac{1}{n} V(s)}}_{<1} < \sigma$$

Detta visar allstå att standardavvikelsen i stickprovet har en tendens att underskatta den sanna standardavvikelsen dvs väntevärdet av s är mindre än σ. Vi bör därför multiplicera vår beräknade standardavvikelse med en konstant. Hur stor är denna konstant? Om X är normalfördelad gäller följande värden som vi redovisar i ett diagram:



Ingemar Sjöström, Telefon AB LM Ericsson

Att läsa i uppslagsverk...

...kan vara stimulerande. Som alltid gäller regeln att man slår upp boken för att leta efter en viss uppgift men man kommer ut med annan, mer intressant kunskap. För att vara 'up-to-date' har jag nyligen skaffat Svensk Uppslagsbok, tryckt år 1937. (Då slipper man allt modernt tjafs.)

Under rubriken *Könsproportion* finner man att "...Könskvoten hos de födda är i själva verket det mest oföränderliga av alla demografiska tal och utgör ett rent av klassiskt vordet ex. på en av sociala och ekonomiska förhållanden liksom av andra omständigheter ytterst litet, om över huvud alls, påverkbar mänsklig naturkonstant."

Lite längre ned i texten kan man läsa att "Främst har man härvid att märka den omständigheten att överskottet av gossar bland de nyfödda undergått en ringa men omisskännlig stegring efter större krig. Så t.ex. i Tyskland efter 1871 års krig och i alla krigförande länder efter världskriget 1914 – 18. Något liknande liknande har kunnat förmärkas i vissa länder el. landsdelar efter perioder av särsk. stor utvandring, t.ex. i vissa områden i Sverige."

Artikeln anger att man inte vet (åtminstone inte då, före 1937) något exakt om detta fenomen.

Är det någon av StaM-Bladets läsare som vet mera?

“Nytt stickprov“- syndromet igen

I Stambladet nr 5 skrev Ingemar Sjöström många visa ord om vådan av att ta ett nytt stickprov när utfallet av det första stickprovet inte riktigt faller en i smaken. Själv hade jag då inte stött på det här fenomenet på länge, men så helt plötsligt dök det upp vid ett möte som egentligen gällde helt andra statistiska frågor. Det som följer är alltså en beskrivning av ett verkligt fall. Exemplet visar också hur värdefullt det är att kunna ta fram en OC-kurva för att beskriva hur en provtagningsplan fungerar (se artikel i Stambladet nr 6).

På det företag som det här gäller hade man ett krav från en kund att använda en provtagningsplan med AQL = 0.04%. I ISO 2859-1 “Sampling procedures for inspection by attributes“ tabell II-A finns (bland mycket annat) två provtagningsplaner för AQL = 0,04%. För den ena, plan A, gäller *n* = 315 och *c* = 0. För den andra, plan B, gäller *n* = 1250 och *c* = 1. Nu tycker man kanske att det hade varit enklast att bestämma sig för att använda antingen plan A eller plan B. Man hade ju då varit i den behagliga situationen att man kunnat hänvisa till en ISO-standard: “Den här provtagningsplanen har vi valt i enlighet med ISO 2859-1“. Men nu gjorde man av någon anledning inte så. I stället använde man en blandning av A och B. Ett välkänt skäl, som (faktiskt med en viss självironi) framfördes vid mötet, var: “Så här har vi alltid gjort“!

Men hur hade man då blandat A och B? Jo, först tog man ett stickprov om *n* = 315 enheter. Om man då inte hittade någon felaktig enhet godkändes partiet. Så långt följde man alltså plan A. Däremot underkändes inte partiet om man hade funnit exakt 1 felaktig enhet. Då fortsatte man i stället med ytterligare 935 enheter så att man kom upp i sammanlagt 1250 inspekterade enheter. Om man bland dessa 935 inte hittade någon mera felaktig enhet accepterades partiet (enligt plan B: *n* = 1250, *c* = 1). Man hade alltså snickrat till ett slags dubbel provtagning baserad på två scheman för enkel provtagning.

Min första reaktion var att det här kan ju inte vara rätt. Man ger ju partiet så att säga en andra chans att bli godkänt jämfört med plan A. Men hur fel blir det? För att få ett begrepp om vad de tre provtagningsplanerna A, B och AB (den blandade hemsnickrade) går för, så gjorde jag efter mötet en del kalkyler och diagram. Jag tog helt enkelt fram OC-kurvorna för de tre planerna. För att enkelt få fram acceptanssannolikheten som en funktion av felkvoten *p* använde jag Poisson-approximation eftersom *p* är litet. För planen AB blir acceptanssannolikheten (OC-kurvan):

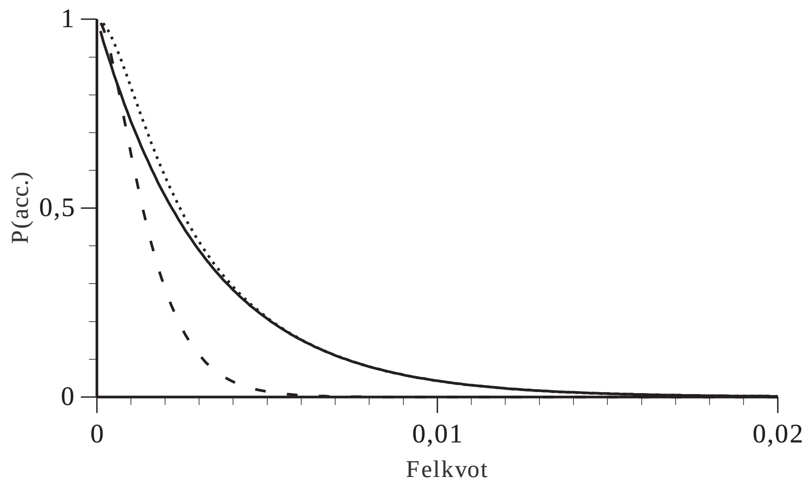
$$P(\text{acc}) = P(\text{exakt 0 fel av 315}) + P(\text{exakt 1 fel av 315}) \cdot P(\text{exakt 0 fel av 935})$$

I diagram 1 ser vi OC-kurvorna för de tre provtagningsplanerna. Som väntat ligger AB-kurvan över de båda andra, det vill säga AB ger större acceptanssannolikhet än A och B. För större *p*-värden ansluter sig AB-kurvan till den flacka A-kurvan, vars form är karakteristisk för en provtagningsplan med *c* = 0: monotont avtagande lutning (ingen omvänd S-form, “dålig urskillningsförmåga“).

Diagram 2 utgör en förstoring av den övre vänstra delen av diagram 1. Här ser vi tydligare hur de tre kurvorna uppför sig i närheten av det specificerade AQL-värdet 0,0004 (0,04%).
Vi ser att acceptanssannolikheten vid felkvoten 0,04% är ungefär 88% för A, 91% för B men hela 96% för AB. Om vi skulle se skillnaden i andra ledden, så kan vi säga att om en rimlig acceptanssannolikhet vid AQL-värdet är ca 90% (vilket gäller för A och B med AQL = 0,04%), så motsvarar plan AB ett AQL-värde av ca 0,07%.

Mot bakgrund av hur diffust AQL är "definierat" (t.ex. "...a lot that has a fraction defective equal to the AQL has a high probability (generally in the area of 0.95, although it may vary) of being accepted."), så skall man kanske inte förfasa sig alltför mycket över de differenser mellan OC-kurvorna som man ser i diagrammen. Men däremot tycker jag att det verkar äventyrligt att använda en hemsnickrad provtagningsplan utan att man först har tagit reda på vad den har för egenskaper. Och för att kunna ta reda på dessa egenskaper måste man ha elementära kunskaper om sannolikheter, diskreta fördelningar, OC-kurvor, AQL-värden etc. Sensmoralen blir (som vanligt) att vi som statistiker ständigt måste sprida vårt budskap och medvetandegöra och utbilda vår omgivning i statistiska metoder. Det är också viktigt att vi strävar efter att få arbetet med sannolikhetslära och statistik betraktat som en profession och inte som någonting som vilken normalbegåvad person som helst kan klara av enbart med en smula sunt förnuft.

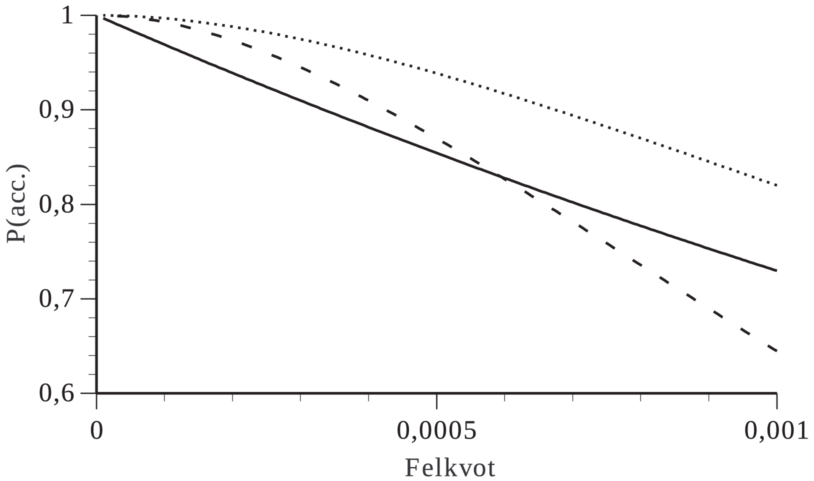
Stig Westerberg, Telefon AB LM Ericsson



Diagrammet visar stickprovsplanerna

A	(*n* = 315	*c* = 0	heldragen)
B	(*n* = 1250	*c* = 1	streckad)
AB	(blandad		prickad)

beskrivna i texten ovan.



Diagrammet t.v. visar samma information som diagrammet ovan. X-axeln har dock en annan skala.

Måste den statistiska terminologin vara så knepig?

Som statistiker hör man ofta klagomål på att vi sinsemellan pratar ett fikonspråk, envisas med en massa knasiga detaljer och blir irriterade över att andra inte skiljer på σ och s. I synnerhet som både σ och s står för standardavvikelsen hävdar man. Invändningarna är många gånger förståeliga och som i så många andra fall kan man inte enbart skylla på den enda parten.

Måste det vara så?
Det som vanligtvis går under samlingsnamnet statistik är ett stort område som går från den teoretiska matematiska statistiken till ett antal olika tillämpningsområden, varav vissa fått egna namn såsom ekonometri, biometri, chemometri, etc. Tillämpningsområdena har fördelen att det är lätt för den som kommer direkt från tillämpningen att tillgodogöra sig tekniker inom just det område som är aktuellt. Teknikerna är ofta väl anpassade till tillämpningen komplett med förutsättningar och antaganden, vilket innebär att man i allmänhet inte behöver ägna dem en tanke. Många gånger finns även en specifik vokabulär inom tillämpningsområdet. Den stora förvirringen uppstår när någon utifrån kommer närmar sig området, eller när man avviker från det kända mönstret.

En statistiker ser området utifrån, kan ofta inte tillämpningsområdet och anlägger då ett statistikt synsätt där det finns teoretiska samband och formler som kräver förutsättningar och antaganden, vilket på samma sätt som det är skillnad mellan en bult och en skruv innebär att det även är skillnad mellan en parameter, σ, och en skattning, s.
Svårigheten med statistik är nämligen inte formlerna som sådana utan insikten om strukturen, begränsningarna och antagandena. En mycket bra reflektion över detta finns i en artikel av Frank och Friedman i Technometrics 35:

“**Simply not understanding the nature of the assumptions being made, does not mean that they do no exist”.**

För den som är väl inkörd på en viss teknik kan det många gånger vara svårt att inse varför inte denna fungerar generellt. Varför kan man t.ex. inte kan definiera en standardstatistikmetod för vissa typer av problem, är en vanlig fråga som ställs. Här uppstår då många gånger problemet med att försöka förklara skillnaden mellan stora och små stickprov, varför man ibland använder normalfördelningen sedan helt plötsligt något som heter t-fördelningen och ibland krånglar till det ytterligare genom att hävda att i detta fall är det så få observationer att det blivit binomialt.

En speciell svårighet ligger även i skillnaden mellan population och stickprov samt mellan modell och verklighet. Just det sistnämnda brukar anföras som ett skäl till varför man inte behöver ta så stor hänsyn till abstrakta modeller och teorier. Vi står mitt i verkligen och har inte tid med en massa svårbegripliga begrepp, ge mig nu en enkel formel så jag kan räkna, är en inte alltför ovanlig kommentar. Kommentaren känns ibland lika befängd som att höra någon skrika: Jag står mitt i eländet och det lossnar, ge mig något att fästa det med! Hur ska man från detta veta om personen behöver mer tapetklister att fästa tapeten med eller om det är en spik eller skruv eller något annat som behövs, eller kanske bara lite tejp, ty även om man kommer väldigt långt med vanlig tejp, så finns det troligtvis betydligt fler situationer där detta måste anses som helt förkastligt. Samma gäller statistiken, även man kommer väldigt långt med medelvärden och standardavvikelser, så är det inte säkert att det är det bästa.

Totalt sett så innebär detta att det tyvärr inte finns några genvägar in i statistiken och att alla specialord som finns faktiskt fyller en mycket viktig funktion, ty även om både σ och s står för standardavvikelsen så är det en väldigt viktig skillnad mellan dem. Så, tyvärr måste nog statistikerna fortsätta envisas med en massa knasiga detaljer, och förmodligen måste vi skärpa oss när det gäller fikonspråket, men ett minst lika stort ansvar ligger på alla andra när det gäller att tränga in i statistiken och faktiskt lära sig vissa moment, som vad skillnaden mellan σ och s faktiskt är.

Lars Söderström, Pharmacia & Upjohn

Trender i mätserier

Ett vanligt förekommande problem inom industrin är att försöka detektera trender i mätserier. I denna artikel åskådliggörs ett enkelt sätt att statistiskt påvisa en trend i en mätserie.

Vi har gjort upprepade mätningar på en storhet i en viss process och vill undersöka om observationerna kan anses oberoende av varandra, d.v.s. förekommer någon trend i mätserien? Vi vet att mätvärdena ofta varierar och det vanligaste sättet att åskådliggöra denna variation i en mätserie är stickprovsvariansen, definierad som

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2.$$

Variansen bygger alltså på att mäta varje enskild observations avstånd till medelvärdet. Det förväntade värdet på variansen kallar vi σ^2. Om vi nu tror att intilliggande observationer av någon anledning skulle "höra ihop" skulle vi kanske istället kunna jämföra intilliggande observationer. Måttet MSSD (Mean Square Succesive Difference) definieras som

$$MSSD = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-1}(x_{i+1} - x_i)^2.$$

och bygger således på differenser mellan intilliggande observationer. Om vi nu skall kunna anse att mätningarna varierar slumpmässigt och oberoende av varandra bör avståndet, för varje enskild mätning, till medelvärdet och nästkommande observation i förväntan vara lika. Därför är det naturligt att jämföra variansen och MSSD, men för att göra detta måste vi justera MSSD ovan, så att den blir jämförbar med variansen. Det går att visa att förväntade värdet av

$$q^2 = \frac{1}{2(n-1)}\sum_{i=1}^{n-1}(x_{i+1} - x_i)^2$$

är σ^2, och således kan vi jämföra s^2 och q^2. Det lämpligaste sättet att göra denna jämförelse är att bilda kvoten mellan dessa mått, r_p:

$$r_p = \frac{q^2}{s^2}.$$

Denna kvot är approximativt normalfördelad för stora mätserier ($n > 20$) och det förväntade värdet på r_p är 1. Vi bör, med andra ord, få ett värde på r_p som är nära 1 om ingen trend finns i mätserien. Det bör tilläggas att det självklart kan tänkas finnas andra trender, t.ex. att var femte observation skiljer sig från mängden. Denna typ av trend detekteras ej med hjälp av r_p.

Hur visar vi då att trenden är statistiskt signifikant? Man kan, med litet algebra, visa att variansen för r_p är $(n-2)/(n^2-1)$ och med hjälp av detta kan vi genomföra följande test:

$$z = \frac{r_p - 1}{\sqrt{(n-2)/(n^2-1)}}.$$

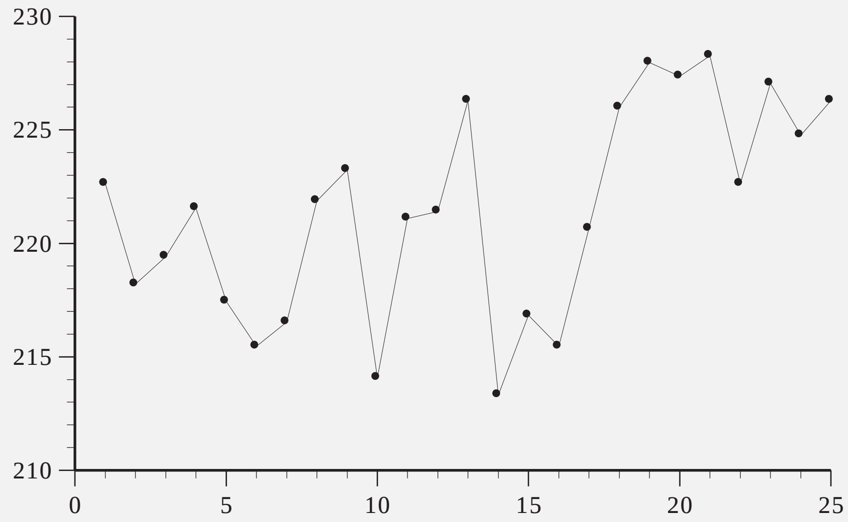
Z-värdet skall sedan jämföras med normalfördelningen för uppskattande av sannolikheten att r_p är skiljd från ett.

Exempel. Antag att vi har 25 upprepade nivåmätningar på en viss storhet, se figur. Att med blotta ögat avgöra om dessa 25 observationer är helt slumpmässigt fördelade, kan vara litet knepigt, men vi kan ju alltid prova med att beräkna MSSD.

Obs	X_i	$X_{(i+1)}-X_i$	Obs	X_i	$X_{(i+1)}-X_i$
1	222,63	-4,43	13	226,29	-12,97
2	218,20	1,22	14	213,32	3,51
3	219,42	2,14	15	216,83	-1,37
4	221,56	-4,12	16	215,46	5,19
5	217,44	-1,98	17	220,65	5,34
6	215,46	1,07	18	225,99	1,98
7	216,53	5,34	19	227,97	-0,61
8	221,87	1,37	20	227,36	0,91
9	223,24	-9,16	21	228,27	-5,64
10	214,08	7,02	22	222,63	4,42
11	221,10	0,31	23	227,05	-2,28
12	221,41	4,88	24	224,77	1,52
			25	226,29	

Medelv.	q^2	s^2	r_p	$V(r_p)$	z
219,41	11,19	21,22	0,54	0,04	-2,41

Resultatet att $q^2 < s^2$ signalerar att intilliggande observationer är mer lika än observationer som ligger längre ifrån varandra. Testet ger även signifikant resultat med ett prob.värde ≈ 0,007 vilket styrker antagandet om någon form av systematik eller trend.



Diagrammet visar 25 X-värden i en serie. Det diskuterade förfarandet på föregående sida avslöjar att serien innehåller en trend eller någon form av systematik som inte kan förklaras som enbart slumpmässig.

Ulf Bohman, Pharmacia AB (publ) Diagnostics

Hörde ni...

uppgiften i radio och TV häromdagen om ungdomar som går ur skolan utan att få ett ordentligt avgångsbetyg? Man sade att "minst en elev per klass går ur skolan utan ordentligt avgångsbetyg". Detta uttalande baserades på procentsatsen 5.8% och att klasserna har cirka 25 elever.

Den uppmärksamme lyssnaren, som har binomialfördelningen klar för sig, förstod ju genast att uttalandet var fel. Sannolikheten att en klass om 25 elever inte innehåller någon utan avgångsbetyg är cirka 0.22. Man menade naturligtvis inte "minst en elev per..." utan "i *genomsnitt* mer än en elev per klass...". Men det är kanske inte så noga vad man säger, ingen lyssnar ju ändå...

$$P(X=0)=\binom{25}{0}\cdot 0.058\cdot(1-0.058)^{25-0}$$

På den avbildade 10 Marksedeln ovan finns Carl Friedrich Gauss (1777 – 1855). På samma sedel-finns även en normalfördelning avbildad. Vanligtvis förknippar vi Gauss som normalfördelningens upptäckare men litteraturen anger inte mindre än fyra olika upptäckare av den fundamentala fördelningen, bl.a. en amerikan vid namn Adrain.

I boken *THE HISTORY OF STATISTICS The Measurement of Uncertainty before 1900* (Stephen M. Stigler) kan man läsa om statisiken historia, alltifrån enkla sannolikhets resonemang, applikation av idéer på t.ex. astronomi samt Galtons 'Studies of heredity' som det sista kapitlet heter.

SFK–StaM Seminarium

Tisdagen den 29 oktober 1996, Ericsson, Ericssonsalen, Tellusborgsvägen 83–87 (T-banestation: Telefonplan)

Processledning och statistik

09:30-10:00	Registrering, kaffe
10:00-10:15	*Inledning* **Ordf. Olle Carlsson**, Högskolan i Örebro
10:15-11:00	*Processledning* **Olle Rentzog**, Kvalitetschef, AB Nordviror, Uppsala Ända sedan Shewhart har processynsättet varit centralt inom kvalitetsområdet. Under årtionden har synsättet dock begränsat till att i huvudsak gälla produktionsprocesser med ett tydligt flöde. Processledning innebär en utvidgning till att omfatta hela verksamheten med en fokusering på övergripande processer tvärs avdelningar och funktioner. Föredraget introducerar begreppet processledning samt ger några exempel.
11:00-11:15	Paus med frukt
11:15-12:00	*Mätningar och analys – erfarenhet från två statistiker* **Lennart Nilsson**, Umeå Universitet, **Ingemar Sjöström**, Telefon AB LM Ericsson Med hjälp av några exempel diskuteras analys utöver det mest triviala. Dessutom presenteras en lista över ingenjörens önskvärda kunskaper i statistisk teori, kritiskt tänkande och praktisk filosofi. "En sådan ingenjör förstår behovet av planering innan data samlas in, använder flera typer av diagram och inser det praktiska värdet av en bra teori eller modell" (Okänd tänkare, sent 1900-tal).
12:00-13:15	Lunch. Årsmöte StaM
13:15-14:00	*Att kvalitetsäkra kundpreferenser i produktutvecklingen* **Henrik Wikman**, Volvo Lastvagnar AB Volvo Lastvagnars produktplaneringsprocess använder olika sätt för att låta kundernas preferenser styra produktutvecklingen. Metoder som Bedömningskörningar, Kliniker och Conjoint Analysis är några av dessa.
14:00-14:45	*Statistiskt kvalitetsarbete i tillverkningsprocessen. SPS, Cpk, regressionsanalys etc.* **Lars Söderström**, Pharmacia & Upjohn, **Olle Carlsson**, Högskolan i Örebro Alla processer varierar vilket ligger i processens natur. Det är därför av stor vikt att vi lär känna processen, kan mäta dess variation och vidtaga lämpliga åtgärder. Ett antal olika angreppssätt finns tillgängliga för att mäta, optimera och styra processen.
14:45-15:15	Kaffe. Diskussion
15:15-16:00	*Kundtillfredsställelse – konsten att lyssna OCH genomföra* **Anders Gustavsson**, Forskarass., Kvalitetsteknik, Linköpings tekniska högskola Mätning av kundtillfredsställelse har blivit allt populärare, men hur analyserar företag på forskningsfronten sina resultat och hur implementerar man dessa på ett strukturerat sätt? Föredraget kommer via ett exempel in på PLS (Partial Least Squares) och QFD (Quality Function Deployment eller kundcentrerad planering).
16:00-16:45	*Avslutning och diskussion* **Ordf. Olle Carlsson**, Högskolan i Örebro
	Slut

Anmälan

SFK – StaM
Seminarium

Processledning och statistik

Tid: Tisdagen den 29 oktober 1996, 09:30 – 16:45

Plats: Ericssonsalen, Ericsson, Tellusborgsvägen 83-87 (T-bana: Telefonplan)

Avgift: 2 300 kr (studeranderabatt kan erhållas), inkluderar lunch och kaffe. Avgiften betalas via faktura som bifogas bekräftelsen. (Vid avbokning senare än 21 oktober debiteras fullt pris.)

Namn: ______________________________

Företag/Organisation
Högskola/Universitet: ______________________________

Adress: ______________________________

Telefon/fax/e-mail: ______________________________

____

Anmälan bör vara oss tillhanda senast den 1 oktober 1996 och skickas till

Olle Carlsson
Högskolan i Örebro
Fax: 019 - 33 25 46
Tel: 019 - 30 12 67
e-mail: olle.carlsson@hoe.se

Styrelsen

Ordförande:
Olle Carlsson
Institutionen för statistik
Högskolan
701 82 Örebro
019 – 30 12 67

Sekreterare:
Peter Rydebrink
IVF
Argongatan 30
431 53 Mölndal
031 – 706 60 94

Kassör:
Anders Hynén
IKP/Q
LiTH
581 83 Linköping
013 – 28 17 82

Ledamöter:
Susanna Weinberger
Ovako Steel AB
813 82 Hofors
0290 – 252 96

Lennart Nilsson
Matematisk statistik
Universitetet
901 87 Umeå
090 – 16 60 77

Göran Lande
Ericsson Telecom AB
126 25 Stockholm
08 – 719 8521

Lars Söderström (v. ordf.)
Pharmacia Diagnostics AB
F35–2
751 82 Uppsala
018 – 16 46 83

Anette Buschka
Mölnlycke AB
405 03 Göteborg
031 – 746 1352

Redaktionskommitté:
Olle Carlsson
Ingemar Sjöström
Lars Söderström

Bidrag accepteras gärna via 3.5"-diskett med textmängden i format WordPerfect, Word e.d.

Man blir medlem i SFK–StaM genom att kontakta Svenska Förbundet för Kvalitet telefon 08 – 783 82 54 eller 783 01 71 (fax 661 1967). Kanslisekreterare är Berit Winnsjö

I framtida nummer av StaM-Bladet

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

- Hur beräknas sannolikheterna på testerna i SPS-diagrammen?
- Slumptalsgenerering med hjälp av dator
-

Som vanligt välkomnar vi bidrag från läsarna!