

StaM-Bladet

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

Januari 1994

årgång 4 nummer 8

Åttonde numret

I detta åttonde nummer har vi som vanligt lite smått och gott. Vi redovisar kortfattat resultat från vår enkät som drabbade några av er. *Rangordning som måttetal* är något man bör studera och ta till sig ty allt vi undersöker är ju inte lätt mätbart med skjutmått. Dessutom finns det några övningsuppgifter. Dessa är inte avsedda som tankenötter utan som en påminnelse att statistik och statistiskt resonemang går längre än vad "enkla metoder" visar.

Ordförandens ruta

Nu är det dags att boka in StaMs årliga seminarium i almanackan! Det kommer att gå av stapeln den 25 oktober i Stockholm och temat kommer att vara **Försöksplanering**. Denna gång kommer vi att belysa området från flera olika håll. Det kommer att bli både teori och praktik, men även en hel del erfarenheter kring förutsättningar, utbildning och införande.

Valet av tema är delvis ett resultat av den medlemsenkät som vi i StaMs styrelse genomförde under februari månad. Ni som deltog i undersökningen genom att ställa upp och svara på våra frågor, skall ha ett stort tack. Den gav mycket värdefull information, som vi kommer att använda för att förbättra oss. En kort sammanfattning av resultatet finns med i detta nummer av StaM-Bladet och en mer omfattande redovisning följer i nästa nummer.

För övrigt hoppas jag att ni som vill vara med och påverka våra verksamheter gör detta genom att kontakta någon av oss i styrelsen. Vi vill att ni att lämna synpunkter på både seminariet och StaM-Bladet, gärna genom att skriva insändare till StaM-Bladet.

Marie Olausson

Slumpvandring
med 3 000 steg



Förteckning över styrelsen finns på sista sidan

Ingenting nytt under solen – lite historik om variansanalysen

Ett av de främsta verktygen för att förbättra kvaliteten är riktigt planerade försök med därtill hörande analys. I många fall används det som brukar kallas statistisk försöksplanering och som så småningom resulterar i ett datamaterial. Detta analyseras med ett räkneschema eller med något datorprogram som ofta använder sig av regressionsanalys. Har man planerat ett något mer tillkrånglat försök kanske man till och med blir tvungen att analysera det med variansanalys, som också finns tillgängligt i de flesta programvaror för statistisk analys.

Men hur är det då med dessa analysmetoder, hur gamla är de egentligen?

Man kan nog påstå att regressionsanalysen den vanligaste metoden att beräkna skattningarna och då via den så kallade minstakvadratmetoden. Denna publicerades, vad man vet, första gången 1806 av Legendre och sedan 1809 av Gauss. Publiceringarna skedde oberoende av varandra i böcker om astronomi. Detta innebär att man räknar dessa två verk som de första angående regressions- och variansanalys med fixa effekter. (Vi kan se både regressions- och variansanalys som exempel på en linjär modell, den första med kvotskala på de oberoende variablerna och den andra med nominalskala.)

Men var kommer ordet variansanalys ifrån, borde inte detta ha något med varianser att göra?

Jodå, helt riktigt. Förutom att jämföra medelvärden kan vi även skatta och försöka analysera varianser. Vi kan anta att vi har slumpmässiga effekter och även här var astronomerna först. 1861 publicerade Airy en skrift där han formulerade vad som anses vara den första riktiga modellen med slumpmässiga faktorer. Han antog att vi studerar ett fenomen under I nätter samt att vi gör J_i observationer under den i :te natten. Han formulerar sedan följande modell för den j :te observationen under den i :te natten:

$$y_{ij} = \mu + c_i + e_{ij}$$

som vi känner igen som en slumpmässig variansanalysmodell där μ antas vara "sant" värde och c_i och e_{ij} antas vara slumpmässiga effekter. Intressant är även att de skattningar han gör av parametrarna är mycket snarlika de som idag brukar användas. Chauvenet, 1863, antyder även han likadana modeller, men formulerar dem inte på samma sätt.

Men, säger vän av ordning, brukar inte Fisher anges som variansanalysens fader? Jovisst, hans artikel från 1918 brukar anges som den första artikeln som behandlar variansanalys, men troligen kan vi bara hänföra att han var först med orden "varians" och "variansanalys". Däremot kan man nog anta att denna artikel tillsammans med hans artikel 1925 om "treatment of the intraclass correlation coefficient" lägger grunden för den moderna variansanalysen och därmed även behovet av riktigt planerade försök. För efter dessa artiklar så rullar det bara på, Tippett 1931, lägger till en kolumn med förväntade medelkvadratsummor till ANOVA-tabellen, Fisher antyder en blandad modell 1935 samtidigt som Yates analyserar ett split-plot försök.

Så tänk på det nästa gång ni analyserar ett försök, det är inte så dumt att titta i stjärnorna ibland...

Lars Söderström

Referenser:

Henry Scheffé (1956), Alternative models for the analysis of variance, *Annals Math Stat*, Vol 27, p 251 - 271

Stephen M. Stigler (1986). *THE HISTORY OF STATISTICS The Measurement of Uncertainty before 1900*,

Rangordning som mätetal

Sedan årsmötet den 26 oktober har StaM en ny kassör. Anders Hynén har tagit över efter Erik Malmquist och arbetar som doktorand inom avdelningen för kvalitetsteknik på Tekniska Högskolan i Linköping. Anders är civilingenjör med ett starkt intresse för statistiska metoder förknippade med kvalitetsområdet. Hans forskningsområde är robust konstruktionsmetodik, men artikeln berör rangordning i samband med faktorförsök, vilket är en underutnyttjad kombination.

BAKGRUND

Försöksplanering, Taguchimetoder, robust konstruktionsmetodik och andra liknande förbättringsverktyg medför att planerade försök skall genomföras. Till dessa försök måste det finnas mätetal, vilket är ett krav som ibland glöms bort. I denna artikel beskrivs därför ett annorlunda mätetal som fungerar i de flesta situationer, nämligen rangordning av resultatet.

Problemet kan vara att resultat är svåra, eller ibland till och med omöjliga att omsätta i siffror. Situationen uppstår till exempel när resultatet från en avsyning, det vill säga en okulär bedömning, skall bedömas, eller när subjektiva värderingar från en marknadsanalys skall analyseras. I dessa fall använder man sig oftast av betygsättning eller rangordning som resultatvariabel. Vilken av de två som är att föredra måste relateras till försöksituationen, men följande för- och nackdelar bör beaktas:

- **Betygsättning** kan vara svår att analysera om betygsckalan innehåller för få steg, vilket medför att de skillnader som finns inte går att urskilja. En skala från ett till fem innehåller helt enkelt mer information än en skala från ett till tre. Naturligtvis är det enklare att göra bedömningen på en grov skala, men då ökar risken för att försöket endast genererar brus.
- **Rangordning** ger oftast resultat eftersom vi mer eller mindre tvingar fram skillnader. Det är ju inte tillåtet att ge samma rang till mer än ett resultat från försöket. Problemet är att det vid större försöksplaner är svårt att utföra rangordningen.

Vid åtta försök är det fortfarande möjligt, men vid tolv eller sexton kan det bli svårt. En fördel med rangordning, som inte finns hos betyg-

sättning, är att rangordningens fördelning är känd. Förvisso är den inte helt intuitiv, men den bör ge oss möjlighet att räkna ut beslutsgränser för vilka kontraster som är aktiva. Denna fråga är för övrigt ett aktuellt forskningsproblem inom avdelningen för kvalitetsteknik på LiTH.

Erfarenheter säger mig att betygsättning är vanligare att använda än rangordning och att rangordning är mer eller mindre ett bortglömt verktyg inom tillämpningsområdena. Därför kommer jag att fokusera (och förespråka) på användandet av rangordning i denna artikel. Speciellt fokuseras tvånivåers faktorförsök.

RANGORDNING

Rangordning kan betraktas som en transform av resultatet. Resultatet kan som tidigare sagts vara subjektiva data, men även numeriska data som vi vill ge en ytterligare bedömning. Rangordningen ger en likformig skala som ibland kan ge andra resultat än ursprungsdata. Betrakta följande exempel:

Vi har erhållit fyra resultat: [1.31, 1.54, 2.20, 2.32]. Rangordningen tar inte hänsyn till hoppet mellan de två mellersta avläsningarna, utan ger resultatet rangordningen [1, 2, 3, 4]. Genom denna procedur har vi givetvis tappat information, men samtidigt kompenserar vi för skiftet mellan de två mellersta mätningarna.

Det kan ibland vara så att ursprungsdata innehåller abnormaliteter till följd av att något oönskat har skett under försöksgenomförandet. Rangordning är

då ett sätt att korrigera för detta om man verkligen är säker på att abnormaliteten inte är av intresse.

KONTRASTER

En kontrast från ett tvånivåers faktor försök är definierad som skillnaden mellan det aritmetiska medelvärdet för en faktors höga respektive låga nivå. Kontrasten från en faktor som inte inverkar på resultatet förväntas därför vara noll. Att skilja påverkande faktorer från icke påverkande kan göras med variansanalys eller normalfördelningspapper, där vi förutsätter att resultaten är *oberoende* och tillhör någon fördelning med konstant spridning.

Rangordnar vi resultatet så gäller inte förutsättningarna längre, eftersom rangordnade resultat inte är oberoende av varandra. Har vi till exempel tilldelat ett specifikt resultat rangen ett, kan inget av de andra resultaten få samma rang. Övriga ranger blir alltså beroende av tidigare utdelade ranger. Analysverktygen variansanalys och normalfördelningspapper fungerar alltså inte i detta fall.

ANALYS AV RANGORDNING

För att illustrera analysproblematiken betraktar vi fallet med en L₈ försöksmatris, det vill säga ett försök med åtta försöksbetingelser. I ett sådant försök kan upp till sju faktorer analyseras, vilket visas i tabell 1.

i	A	B	C	D	E	F	G	Rang
1	-	-	-	+	+	+	-	
2	+	-	-	-	-	+	+	
3	-	+	-	-	+	-	+	
4	+	+	-	+	-	-	-	
5	-	-	+	+	-	-	+	
6	+	-	+	-	+	-	-	
7	-	+	+	-	-	+	-	
8	+	+	+	+	+	+	+	

Tabell 1. En L₈ matris med sju huvudfaktorer A-G.

Från denna försöksmatris är den till beloppet största möjliga kontrasten $(8+7+6+5)/4 - (4+3+2+1)/4 = 4$. Får vi en sådan kontrast från försöket, positiv eller negativ ($= \pm 4$), måste vi ställa oss frågan hur stor sannolikheten för detta är om vi endast har slump i vårt resultat. Ett sådant testförfarande förutsätter inget oberoende mellan rangerna. Beräkna sannolikheten på följande vis:

$$(\text{Antal gynnsamma fall})/(\text{Antal möjliga fall})$$

Eftersom vi har symmetri, det vill säga lika många "+" som "-" i matrisen, kan vi söka antalet gynnsamma fall för kontrasten fyra och sedan multiplicera med två.

För att få kontrasten fyra måste rangerna 5-8 fördelas på "+"-tecknen i en kolumn. Det kan göras på $4! = 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 = 24$ olika sätt. Därefter skall rangerna 1-4 fördelas på resterande rader i samma kolumn, även det på $4!$ olika sätt. Sammanlagt, om vi tar hänsyn till både positiva och negativa kontraster, blir antalet gynnsamma fall $2 \cdot 4! \cdot 4! = 1152$. Antalet kombinationer att placera ut åtta ranger på åtta rader blir på samma sätt $8! = 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 = 40320$. Alltså, antal möjliga fall är 40320.

Sannolikheten att få kontrasten ± 4 i en viss kolumn är därmed 2.86 procent, men frågan är om det egentligen är den sannolikheten vi är ute efter. Har vi fått kontrasten +4 i försöket, ser vi i försöksmatrisen att kontrasten -4 eller +4 inte kan uppträda i någon annan kolumn.

Beroenden. Det finns alltså beroenden mellan våra kontraster, vilket medför att enstaka kontraster inte kan analyseras var för sig. Vi måste betrakta samtliga sju kontraster som en sjudimensionell stokastisk vektor som innehåller ett komplicerat beroendeförhållande mellan de olika elementen (kontrasterna). Den sannolikhet som blir intressant i detta läge är därmed sannolikheten att få kontrasten +4 eller -4 i försöket betraktat som helhet. Den sannolikheten är sju gånger sannolikheten att i en enda kontrast få -4 eller +4, det vill säga $7 \cdot 0.0286 = 20$ procent.

Uttryckt i ord betyder det att vi i ett försök med åtta försöksbetingelser kan få en kontrast lika med ± 4 med sannolikheten 20 procent om rangordningen endast innehåller slump. Denna sannolikhet skall jämföras med beslutskriteriet att ta med kontraster större än ± 3 s från ett faktor försök. Beslutskriteriet härstammar från ett konfidensintervall med 99.73 procent konfidensgrad, vilket innebär att vi lämnar 0.27 procent åt slumpen.

Stor osäkerhet. Rangordningsresultat innehåller alltså mycket stor osäkerhet och bör därmed analyseras med stor försiktighet. I fallet med endast åtta försöksbetingelser kan vi heller inte räkna med att urskilja mer än en av våra sju kontraster som påverkande, det vill säga att endast den största kontrasten blir intressant. Övrigas bidrag kommer helt enkelt att drunkna i beroendet.

Om vi ökar antalet försök till sexton fås naturligtvis bättre egenskaper, men samtidigt försvåras rangordningsförfarandet om det är subjektiva data som skall rangordnas. Skall numeriska data eller liknande rangordnas blir rangordningen enkel, varför

sexton försök är att föredra i det läget. I fallet med sexton försök är den största möjliga kontrasten åtta, samt sannolikheten att få den med en slumpmässig rangordning 0.233 procent.

Andra kontraster än den största blir därmed också av intresse. Att *räkna* ut sannolikheten för till exempel kontrasten 7.5 i ett försök är inte helt elementärt, varför en simuleringsstudie har gjorts. I tabell 2 redovisas en del av resultaten för försök med åtta respektive sexton försöksbetingelser, där sannolikheter att få kontraster andra än enbart den största finns medtagna. Observera att sannolikheterna gäller för *försök* (L₈ eller L₁₆), inte för enstaka kontraster.

Försök	Största kontrast	$P(L =4)$	$P(L \geq 3.5)$
L₈	L=4	20 %	*39 %
		$P(L =8)$	$P(L \geq 7)$
L₁₆	L=8	0.233 %	*1.9 %
			$P(L \geq 6)$
			*17 %

Tabell 2. Några intressanta sannolikheter för försök med åtta respektive sexton försöksbetingelser. De skall tolkas på följande vis: $P(|L|=4)$ uttrycker sannolikheten att få kontrasten ± 4 bland de sju möjliga kontrasterna i en L₈. Asterisken (*) betecknar att sannolikheten är ett simuleringsresultat. Vid samtliga simuleringar har 1000 försök simulerats.

SLUTSATSER

Ovanstående resonemang skulle kunna leda till slutsatsen att rangordning i princip är oanvändbart i försök med åtta försöksbetingelser. Jag vill inte dra den slutsatsen, eftersom rangordning ändå brukar fungera i praktiken. Åtminstone lyckas man vanligen finna den faktor som är starkast påverkande i försöket. Svagheten är beroendet mellan kontrasterna som medför att en viss kontrast är beroende av om stora kontraster har uppträtt i någon annan kolumn eller inte. Man bör därmed inte förlita sig till rangordning som det enda mättalet, utan snarare betrakta det som ett komplement.

Ett sätt att förbättra rangordningens egenskaper är att tillåta fler ranger än det finns försöksbetingelser. Om vi i ett försök med åtta försöksbetingelser tillåter tolv ranger, blir sannolikheten att få den största kontrasten ± 8 mycket liten. I simuleringsstudien uppträdde inget sådant försök under 1000 försök. Ju fler ranger som tillåts, desto mindre blir beroendet mellan kontrasterna samtidigt som vi närmar oss egenskaperna hos resultatvariabeln betygsättning. En intressant fråga är om det går att finna ett gynnsammast antal ranger i förhållande till försöksbetingelser för att erhålla bästa möjliga egenskaper hos försöket. I dagsläget saknas svar på frågor liknande denna, men två kollegor till mig på kvalitetsteknik hyser intresse för forskning riktad mot rangordningsproblematiken.

Anders Hynén

Den perfekta läroboken i statistik...

(boken med stort B) har kanske inte skrivits ännu men det borde väl inte vara någon match, inte i ett tidevarv under vilket Europas bästa skola skall födas och många företag skall bli 'Sveriges bästa arbetsplats'. Men visst, det finns många bra böcker, till och med några klassiker. Ändå finns det många detaljer som skulle förbättra de flesta av dem.

Till exempel följande: många läroboksförfattare tycks tro att de skriver romaner eller åtminstone att böckerna läses som romaner. De tror att vi i ett svep läser från början till slut och sedan lägger boken på hyllan och tar ned den igen åtta år senare när barnen blivit stora. En bra bok skall fungera som en livslång följeslagare, som en referens. Man skall kunna slå upp boken och söka ett bra bevis, ett bra exempel eller ett gott resonemang. Det minsta man kan begära är då att man ser var avsnittet börjar och slutar, var exemplet börjar och slutar, var beviset börjar och slutar.

(forts. sidan 7)

Några övningsuppgifter

Många människor sätter likhetstecken mellan statistisk analys och ”knådan-det” av en datamängd. I många situationer krävs det dock ett statistiskt resonemang för att t.ex. välja strategi eller beslut eller kanske bara för att man skall förstå vad man ser. För att göra detta behöver man oftast teoretisk kunskap om sannolikhet, fördelningar, väntevärde, standardavvikelse m.m. Fundera ett slag på övningsuppgifterna; kommentarer finns längre bak i Bladet.

Att förstå slumpen

Du har en fabrik som tillverkar detaljer. Tillverkningsprocessens kvalitetsnivå är konstant över tiden (antag att felnivån är relativt låg och att felaktiga detaljer kommer i slumpmässig ordning). Detaljerna packas i lådor som innehåller från 500 till 5000 stycken. Det är lika vanligt med små som med stora förpackningar. Det sker ingen sortering av detaljerna före packning.

Av någon anledning öppnar man 2000 förpackningar och avsynar samtliga detaljer. Varje detalj klassas snabbt och utan problem antingen som *godkänd* eller *inte godkänd*. Genom att för varje förpackning dividera *antal felaktiga detaljer* med *antal detaljer* erhålles den *observerade felkvoten*.

Du skall nu rita ett vanligt diagram som har *antal detaljer i förpackningen* på X-axeln och den *observerade felkvoten* på Y-axeln. X-skalan skall gå från 500 till 5 000. Y-skalan bestämmer du själv. Du skall själv hitta på resultaten för den *observerade felkvoten*, men du behöver inte hitta på 2 000 enskilda värden. I stället skall du fundera på hur diagrammet kommer att se ut och vad dess budskap kommer att bli. När du gjort det, tar själva ritandet mindre än 1 minut:

- rita en X-axel och en Y-axel (går bra utan linjal)
- använd 15 sekunder till att plotta de ”2 000” punkterna

Att skatta N

Du studerar en process vars utfall kommer ifrån heltalsserien 1, 2, 3, 4, ... N . Ditt problem är att N är (för dig) okänt och måste således skattas från data som består av ett stickprov från talserien. Hur kan detta stickprov användas för att få ett numeriskt värde som skattar N ?

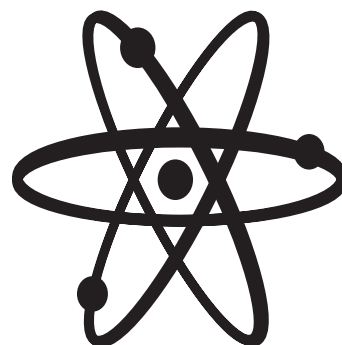
Ett test

Du behöver utföra ett stort antal tester. Antag t.ex. att det handlar om ta ett blodprov för att spåra en viss sjukdom. Du kan välja på två olika strategier:

- a) testa varje blodprov individuellt
- b) blanda ett antal blodprov och testa blandningen och om blandningen reagerar positivt, testa alla

Vad kan man vinna på ett sådant förfarande? I så fall vad, och finns det då någon ”optimal strategi”? Vilka faktorer kan tänkas påverka resultatet?

Ingemar Sjöström



Detta skall vara en del av typografin. På tal om typografi förresten. Några böcker har index på index på index så små att man ibland blandar ihop dem med träfibrer i papperet. Dessutom har böckerna ofta dåliga sidmarkeringar. 'Läs också avsnitt 3 i kapitel 5' står det. Först måste man bläddra febrilt för att se vilket kapitel som man har framför sig. När man hittat det vet man åtminstone i vilken riktning man måste bläddra för att hitta kapitel 5. Men sakta, bara små hopp, annars är man plötsligt i kapitel 7! Och ni, undvik referenser av typen XVII(7.13a), det är svårt nog med de vanliga siffrorna.

Bevis skall vara ordentligt genomförda. Inte med en halvslarvig avslutning av typen '...inses lätt...' eller '...varav resultatet följer' eller '..överlämnas till läsaren'. Illustrativa, numeriska exempel får inte stympas: även om en parameter råkar ha värdet noll, så att en hel term försvinner, skall det skrivas ut. Samma gäller om värdet råkar vara ett, så att det synes vara en onödig multiplikation, skall det skrivas ut. När det gäller exempel saknar man ofta illustrativa motexempel.

Visst är det bra med exempel som kan stötas och blötas i många kapitel och gå som en tråd

genom boken. Men när man går in på ett visst avsnitt av intresse och finner att exemplet är en fortsättning på ett tidigare exempel som är en fortsättning av ett tidigare exempel... är det som den gäckande skuggan.

Ibland är förklaringar alltför kryptiska eller kortfattade: 'exponentialfördelningen saknar alltså minne'. Vi kan komma på tusen andra saker som saknar minne. Här kan ett exempel hjälpa mycket.

Som namn på variabler accepterar vi X, Y, Z och W. Det är svårare att stå ut med ξ som man får skrivkramp av (för att inte tala om svårigheten att komma ihåg vad krumeluren heter).

Utöver detta skall böckerna ha en luftig layout så att egna spontana kommentarer får plats (världshistorien skall inte igen behöva genomlida '...funnit ett underbart bevis... men marginalen är för liten'). Dessutom hoppas vi på frikostighet med bra figurer (normalfördelningen bör verkligen se normalfördelad ut) och bra figurtexter. Vi vill också att böckerna är lätta, billiga och tåliga.

Se där, en uppmuntran till alla författare!

Ingemar Sjöström

Medlemsenkät

I februari genomförde styrelsen en medlemsenkät. 62 st slumpmässigt utvalda medlemmar intervjuades per telefon. Frågorna var indelade i tre avdelningar. Medlemsprofilen skattades med frågor om bl.a. utbildning, bransch, statistisk kompetens och hur ofta man använder olika statistiska verktyg på arbetsplatsen. Åsikter om och betyg på seminarieverksamheten och StaM-bladet inhämtades i de andra avdelningarna.

Nästan hälften av medlemmarna har befattningen kvalitetschef. 38% har gymnasieutbildning och 30% är civ.ing. Verkstadsindustrin sysselsätter 45%. Då det gäller statistisk kompetens anger 82% statistisk processtyrning (SPS), 59% statistisk försöksplanering (SFP) och 20% avancerade metoder.

Majoriteten vill ha seminarier en gång per år på olika platser i landet. Höst eller vår är egalt för 60%, övriga föredrar hösten. 84% av de som deltagit i seminarier anger betyget bra eller mycket bra. De flesta informeras om seminarier via StaM-bladet. I önskemålen om tema för seminarierna dominerar SPS och SFP.

49% betygsätter StaM-bladet som bra eller mycket bra. 32% anser StaM-bladet ha en för teoretiskt hög nivå (associerat med utbildningsnivån). 70% tycker det är lagom med material i bladet, men 19% (de med högre statistisk kompetens) anser det vara för lite material. Så mycket som 95% vill ha mer av praktiska, korta exempel på "hur man gör". Ungefär hälften säger sig vara beredda att delta med egna bidrag. Det tackar vi för!

Bertil Runström

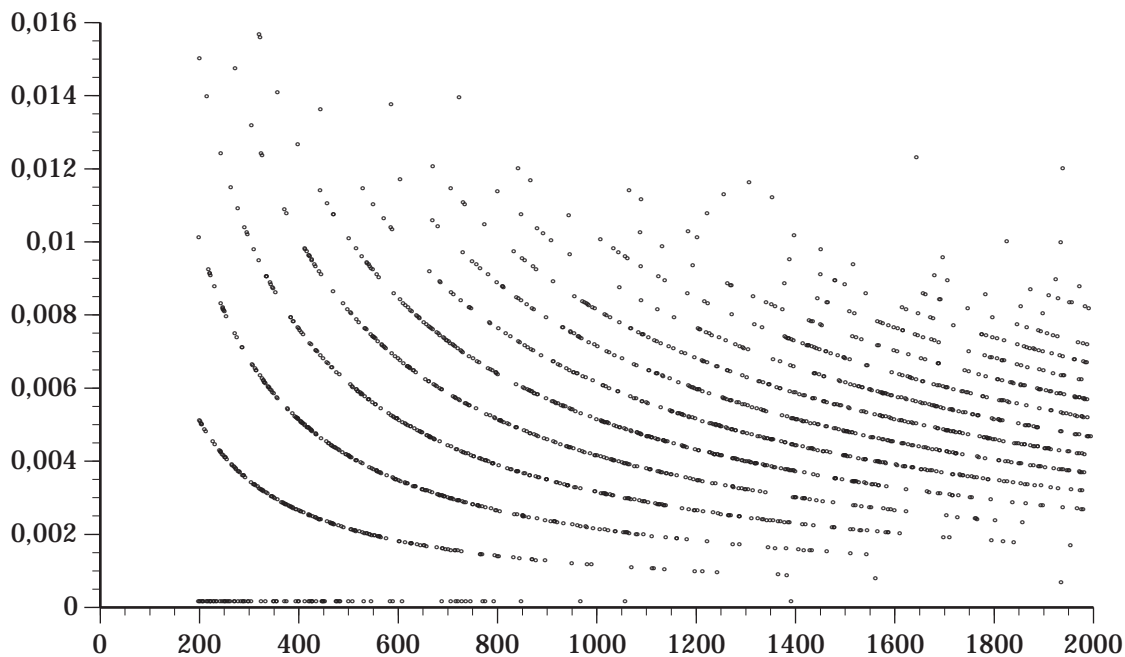
Några kommentarer till övningsuppgifterna

Att förstå slumpen

Utseendet på det sökta diagrammet är enligt nedan. Den observerade felkvoten är en slumpvariabel vars teoretiska medelvärde är lika med processens sanna felkvot p . Den observerade felkvotens standardavvikelse beräknas med följande formel:

$$\sigma = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

Man ser att standardavvikelsen minskar då n ökar. Därav det kilformade utseendet på diagrammet. Dessutom ser man att utfallet blir mer och mer symmetriskt ju större n blir. Detta hänger samman med att binomialfördelningen blir mer och mer symmetrisk och lik en normalfördelning med ökat n . Om man får ett dylikt diagram då man studerar en riktig datamängd vill man ju undersöka om den sanna felkvoten är konstant eller om den på något sätt hänger ihop med n . Detta kan ju kasta ljus på processen. En sådan analys är dock inte en trivial uppgift så det utelämnar vi här. (Upprinnelsen till exemplet är en av StaM-Bladets läsare som fick ungefär samma bild då han studerade en större datamängd).



Observerad felkvot mot stickprovsstorlek. En simulering med 2 000 datapunkter.

Att skatta N

Detta är ett vanligt exempel i läroböckerna. Efter en stunds funderingar kommer man kanske på att stickprovets medelvärde kan användas på något sätt. Om man t.ex. låter dataserien vara utfallet från en tärning ser man lätt att följande formel gäller:

$$N = 2 \cdot \bar{X} - 1$$

Om vi alltså beräknar stickprovets medelvärde och multiplicerar med 2 samt subtraherar 1, har vi en skattning av N . Det finns också en annan skattning, nämligen följande:

$$N \approx \frac{n+1}{n} X_{(n)} \quad \text{där } X_{(n)} \text{ är stickprovets största värde}$$

Vilken skattning är bäst? Vi avstår från en teoretisk betraktelse utan gör, vår vana trogen, en simulering. Vi sätter $N = 50$ och låter stickprovet vara 25 värden dvs $n = 25$ och gör 800 stickprov. Då får vi följande utfall:

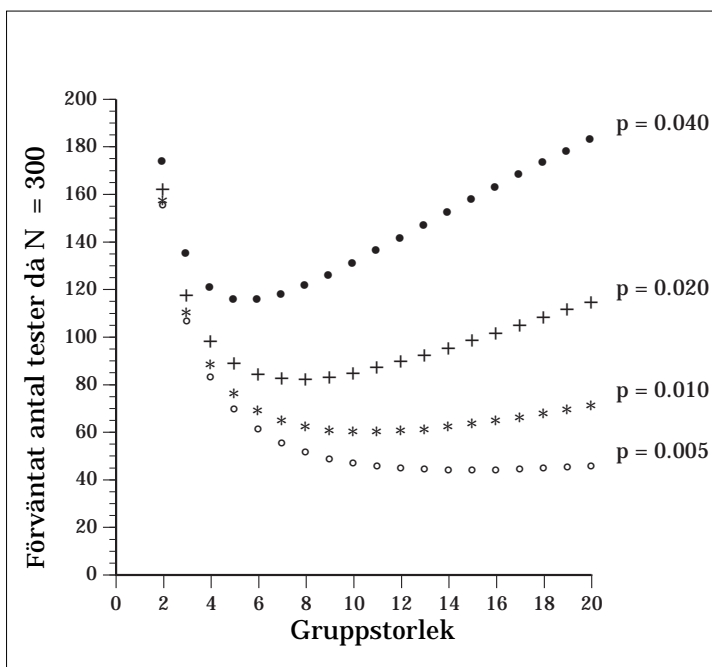
	Antal stickprov	Medelvärde	Standardavvikelse
Skattning 1	800	50.036	5.781
Skattning 2	800	50.476	1.930

Skattning 1 är väntevärdesriktig men har störst standardavvikelse. Skattning 2 är inte väntevärdesriktig men har mycket mindre standardavvikelse. Dessa egenskaper framgår tydligt av simuleringsresultatet.

(Detta är ett exempel på en metod om hur man under 2:a världskriget skattade storleken på fiendens styrka. Se också Feller vol I 3 ed, sidan 226 ex 3(e))

Ett test

En analys visar att det är fördelaktigt att utföra testerna gruppvis. Det visar sig också att man skall välja gruppstorlek beroende på "felkvoten" p . Följande diagram visar sambandet mellan gruppstorlek och antal tester som man förväntas behöva göra för fyra olika felkvoter. Om $p = 0.005, 0.010, 0.020$ respektive 0.040 är bästa gruppstorlek 15, 8, 7 respektive 6. Förväntat antal tester är 41.7, 58.7, 82.3 respektive 115.2. Vi har här utgått ifrån att det finns 300 individer att testa. Det är alltså möjligt att spara mycket arbete med den valda strategin.



Diagrammet till vänster visar hur förväntat antal tester varierar med gruppstorlek och p . Vid $p = 0.040$ finns det ett ganska tydligt minimum som ger minst antal tester.

Vid $p = 0.005$ är kurvan mer flack och det går att öka gruppstorleken utan att det förväntade antalet tester ökar speciellt mycket. En sådan ökning är kanske motiverad av olika skäl.

Referenser: Feller vol I, 3rd ed. sid 239.

M. Sobel och P. A. Groll, Group testing to eliminate efficiently all defectives in a binomial sample, *The Bell System Journal* vol. 38 (1959) sid 1179-1252.

G. S. Watson, A study of the group screening method, *Technometrics*, vol. 3 (1961) sid 371-388.

H. M. Finucan, The blood-testing problem, *Applied Statistics*, vol 13 (1964), sid 43-50.

STATISTIKJOURNALISTIK

Många som inte själva har studerat statistik tycker att ämnet är svårt. I första hand är ju detta ett problem för den enskilde, men det är betydligt allvarligare när journalister och andra som uttalar sig i media har bristfälliga kunskaper i elementär statistik. Nedan följer några sådana exempel med kommentarer.

Betingade sannolikheter

Betingade sannolikheter är sannolikheten för att händelsen A inträffar givet att B redan har inträffat. Detta läses oftast "sannolikheten för A givet B". Sannolikheten för A givet B är inte samma sak som sannolikheten för B givet A. Ett argument för att bära flytväst kan t.ex. vara sannolikheten för A givet B om

A = drunkning

B = personen saknar flytväst

Sannolikheten för B givet A anger däremot hur troligt det är att en person som redan förolyckats genom drunkning påträffas utan flytväst, vilket är skäligen ointressant som flytvästpropaganda. Likväl används det så på somrarna. Det brukar uttryckas ungefär som att "X procent av alla som drunknade saknade flytväst" och där X är avskräckande högt. Vintervarianten är "Y procent av alla förolyckade snöskoterförare hade alkohol i blodet", som alltså anger sannolikheten för att en trafikdödad förare var berusad när olyckan hände, och inte sannolikheten att omkomma på skoter om man är onykter.

Extrema värden och variation

Ibland ser man rubriker om medicinska observationer som t.ex. "invånarna i Rakvattnet är längst i Sverige", följda av spekulationer om de bakomliggande orsakerna till det aktuella förhållandet. Födelse, uppväxt, boende etc kan förstås av någon anledning påverka kroppslängden positivt, men det behöver inte alls vara så. Anledningen är helt enkelt att många egenskaper varierar enligt någon fördelning. Om man mäter kroppslängden hos en grupp individer och beräknar medellängden kommer denna att variera från grupp till grupp. Utförs mätningen med en geografisk gruppering så blir medellängden störst på en ort och kortast på en annan utan att det för den skull måste finnas någon speciell orsak till varför det är så! (Det bör nämnas att det finns metoder för att konstatera om ett extremt värde har en speciell orsak eller inte.)

Opinionsmätningar och mätosäkerhet

Våra politiska sympatier undersöks regelbundet. Ofta är noteringarna för flera partier nästan desamma som vid den senaste mätningen, men de publiceras ändå detaljerat med slutklämmen "förändringarna ligger inom felmarginalen". Det framgår alltså klart och tydligt att eventuella förändringar är mindre än mätmetodens känslighet, så det som verkar vara en svag nedgång kan i verkligheten precis lika gärna vara en liten uppgång.

Likväl får den statistiskt okunnige känslan av att det nog ändå har hänt något eftersom ”förändringarna” publiceras samt diskuteras och kommenteras av journalister och företrädare för de berörda partierna!

Lotto och oberoende försök

Begreppen slump och oberoende händelser förbryllar många. Vilka nummer som kommer upp i en viss dragning i Lotto är ju helt oberoende av vilka som drogs föregående vecka (”slumpen har inget minne”). Det är t.ex. lika sannolikt att en kombination upprepas som att en ny sifferserie dras.

Denna sanning står i strid med mångas känsla av att ”det bör jämnas ut sig i längden” vilket beror på en missuppfattning av de stora talens lag. I dagspressen har det dock förekommit, och kanske fortfarande förekommer, spalter där man för statistik över Lotto i avsikt att kunna ”lura” slumpen.

Det är lätt att le åt feltolkningarna ovan, men vi som upptäcker dem får hjälpas åt att sprida kunskapens ljus.

Göran Gustafsson

TOTAL QUALITY Chinese Fashion

Eighteen factory managers were executed for poor product quality at Chien Bien Refridgerator Company on the outskirts of the chinese capital. The managers, 12 men and 15 women were taken to a rice paddy outside the factory and unceremoniously shot to death as 500 plant workes looked on.

The Ministry of Economic Reform said that action was required for ”committing unpardonable crimes against the people of China... for ignoring quality and for shoddy work.”

The executed staff included the Plant Manager and the Quality Control Manager.

Wall Street Journal, 17 oktober 1989

Styrelsen

Ordförande:

Marie Olausson
IVF
Argongatan 30
431 53 Mölndal
031 – 706 6000

Sekreterare:

Lars Söderström
Pharmacia Diagnostics AB
F35-2
751 82 Uppsala
018 – 16 46 83

Kassör:

Anders Hynén
Tekniska Högskolan
i Linköping
Kvalitetsteknik
581 83 Linköping

Ledamöter:

Susanna Weinberger
Ovako Steel AB
712 80 Hällefors
0591 – 601 94

Olle Carlsson
Statistiska Institutionen
Umeå Universitet
901 67 Umeå
090 – 16 61 04

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

Bertil Runström
Gothia Tobak AB
Box 77
401 21 Göteborg
031 – 80 86 94

Göran Gustafsson
SKF Sverige AB
RDU/HK2-4
415 50 Göteborg
031 – 37 29 18

Redaktionskommitté:

Marie Olausson
Ingemar Sjöström
Lars Söderström

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. Kanslissekreterare är Anne-Charlotte Mark.

I framtida nummer av StaM-Bladet

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

- En större redovisning av enkäten
- Ett basverktyg
- Ett resonemang om utbildningsbehov, teori och praktik
- Lite köteori

Som vanligt välkomnar vi bidrag från läsarna!