Vägverket

Publikation 1994:41

Statistisk acceptanskontroll

Metodbeskrivning 908:1994

1 Omfattning och uppläggning

1.1 Introduktion

Denna metodbeskrivning behandlar statistisk acceptanskontroll i de avseenden som sådan utnyttjas enligt VÄG 94 (Allmän teknisk beskrivning för vägkonstruktioner, 1994 års utgåva, som är en vidareutveckling av remissversionen BYA 92).

I tidigare versioner av BYA har krav på produkt, utförande och material i regel angetts med minimi- och maximivärden, vilka skulle uppnås respektive underskridas. I BYA 92 och VÄG 94 anges krav enligt andra principer, i regel som ***riktvärden*** med acceptansintervall (t ex på formen R ± konst, R ≥ konst, R ≤ konst). Acceptansintervallets form och storlek varierar, dels beroende på kontrollobjektets art, dels också med hänsyn till den risk för felslut man är beredd att ta samt säkerheten i provningsförfarandet.

Det är viktigt att observera, att kravformulering genom riktvärden och acceptansintervall fundamentalt skiljer sig från tidigare tillämpade "absolutkrav". Särskilt viktigt är att inte förväxla de riktvärden som numera anges med tidigare tillämpade minimi- respektive maximivärden.

Metodbeskrivningen omfattar dels en huvudtext, som beskriver grundprinciperna och hur vissa konkreta moment i den statistiska acceptanskontrollen skall genomföras, dels en bilaga (B1) som ger ett antal exempel på praktiska tillämpningar, dels ytterligare en bilaga (B2), där de statistiska grunderna och sammanhangen förklaras. Dessutom finns i en tredje bilaga (B3) en s k slumptalstabell, som kan användas vid urval av stickprov och, i förekommande fall, kontrollobjekt.

2 Statistisk acceptanskontroll

2.1 Grundidé

Var och en som har den minsta erfarenhet från vägbyggande vet, att det i praktiken inte går att alltid göra allting *exakt* så som ritning och andra bygghandlingar föreskriver. En viss variation i utföranderesultaten i förhållande till den matematiskt precisa projekteringen måste man alltid räkna med. Och så länge sådana *faktiska avvikelser* är måttliga har de ingen betydelse för slutproduktens kvalitet.

Även *mätningar* av utföranderesultat är alltid utsatta för variabilitet, orsakad bl a av mätutrustningen och den mänskliga faktorn. Det är inte möjligt att avgöra, hur stor del av en enstaka, uppmätt avvikelse som utgörs av "faktisk avvikelse" och hur stor del som är "mätfel".

Statistisk acceptanskontroll är ett sätt att praktiskt hantera dessa sedan länge välkända förhållanden bättre - och framför allt "med öppnare ögon" - än vad som tidigare varit vanligt i vägbyggnadssammanhang.

Statistisk acceptanskontroll bygger på fem i grunden enkla principer:

1 Vi avgränsar noggrant *vad* vi avser kontrollera - det s k *kontrollobjektet*. I vårt fall alltid "ett stycke väg" eller "ett stycke av en byggdel" (terrass, förstärkningslager ...).

2 Vi identifierar en (eller flera) *mätbar* (-a) *egenskap* (-er) hos kontrollobjektet som *karaktäriserar* detta med avseende på vad vi vill kontrollera ("nivå" som avvikelse från referensplan, "bärighet" som avvikelse från riktvärde avseende bärighet etc).

3 Vi bestämmer *ett sätt att mäta* kontrollobjektet med avseende på valda karaktäristiska egenskaper så att mätvärdena kan anses *representativa* för *hela* kontrollobjektet. I praktiken innebär detta, att vi med en metod som utnyttjar slumpmässighet definierar ett antal geografiska punkter inom kontrollobjektet där mätning av karaktäristiska egenskaper skall ske.

4 Vi genomför mätningarna och erhåller ett *stickprov* av mätresultat. För stickprovet beräknar vi värdet av en eller flera *kriterievariabler* (definierade t ex genom algebraiska formler). Oftast gäller det att beräkna medelvärde och standardavvikelse (se avsnitt 3).

5 Vi jämför kriterievariablernas framräknade värden med uppställda (i VÄG 94 angivna) *acceptanskriterier* - oftast intervall. Om kriterievariabelns värde *inte* uppfyller acceptanskriteriet (inte ligger inom tillåtet intervall, t ex) accepterar vi *inte* kontrollobjektet. I annat fall (dvs när kriterievariabelns värde ligger inom tillåtet intervall) har vår analys inte gett oss anledning att tro, att kontrollobjektet skulle avvika mer än vad som är tillåtet från avsedd kvalitet, varför vi accepterar det.

Acceptanskriterierna är utformade så att de både "fångar in" de vägbyggnadstekniska produktkraven - med dess tolerans för faktisk variabilitet i utföranderesultaten - och tar rimlig hänsyn till den statistiska variabilitet som är en konsekvens av mätförfarandet.

Statistisk acceptanskontroll genomförs enligt endera av två grundförfaranden, där av tradition det ena brukar kallas "variabelmetod" och det andra "attributmetod". Se följande avsnitt.

2.2 Kontroll enligt variabelmetoden

Metoden förutsätter, att den egenskap som karaktäriserar kontrollobjektet är kontinuerligt mätbar, dvs följer en kontinuerlig skala (som avstånd, vikt etc) Flertalet kontrollförfaranden som anges i VÄG 94 tillhör denna kategori.

Typiskt för kontroll enligt variabelmetoden är att stickprovet av mätvärden från kontrollobjektet är någorlunda stort (n = 50) och att kriterievariabeln utgörs av stickprovsmedelvärdet $\bar{x}$ (se 3.1 nedan).

Statistiskt sett karaktäriseras variabelmetoden av att den s k normalfördelningen (i regel) utnyttjas som referensfördelning när acceptanskriterierna (acceptansintervallen) utformas. Vid mindre stickprovsstorlekar kan den s k t-fördelningen vara aktuell. Detta förklaras närmare i bilaga 2.

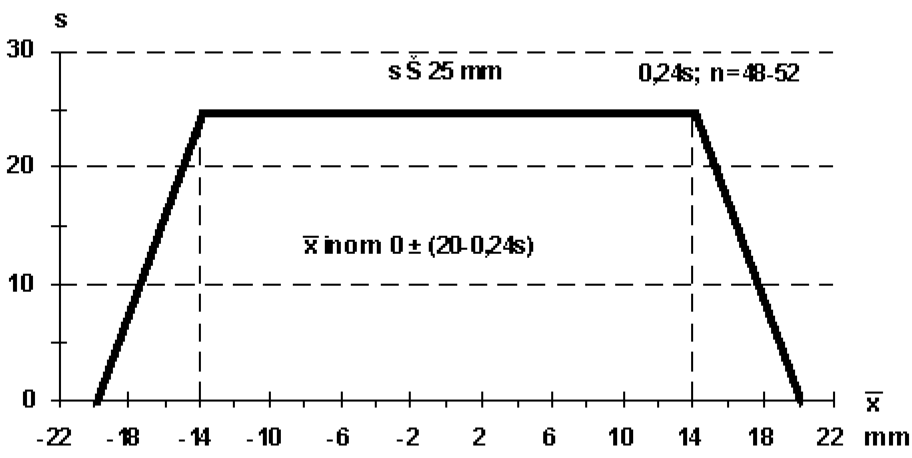
Utformningen av acceptansintervall för stickprovsmedelvärdet $\bar{x}$ förutsätter, att man har information om den statistiskt förväntade variabiliteten för $\bar{x}$. Denna skattas med hjälp av stickprovet, se avsnitt 3.3.

(Förklaring: $\bar{x}$ -värdet som man får i ett visst stickprov är i regel inte exakt detsamma som man skulle få, om man tog ett nytt stickprov enligt samma urvalsmetod, etc. $\bar{x}$ -värden från olika stickprov, uttagna enligt samma metodik har alltså en viss förväntad variabilitet. *De statistiskt-teoretiska sammanhangen härvidlag förklaras närmare i bilaga 2.)*

Praktiskt innebär detta, att den variation som observeras i stickprovet och mäts med stickprovsstandardavvikelsen s (se 3.2 nedan) används för att uppskatta den förväntade variabiliteten hos $\bar{x}$. Detta leder i sin tur till att man måste ställa vissa krav på storleken av s - stickprov med alltför stor standardavvikelse får inte utnyttjas för acceptanskontroll, eftersom detta skulle innebära en alltför stor risk för att felaktigt acceptera kontrollobjekt som inte uppfyller kraven.

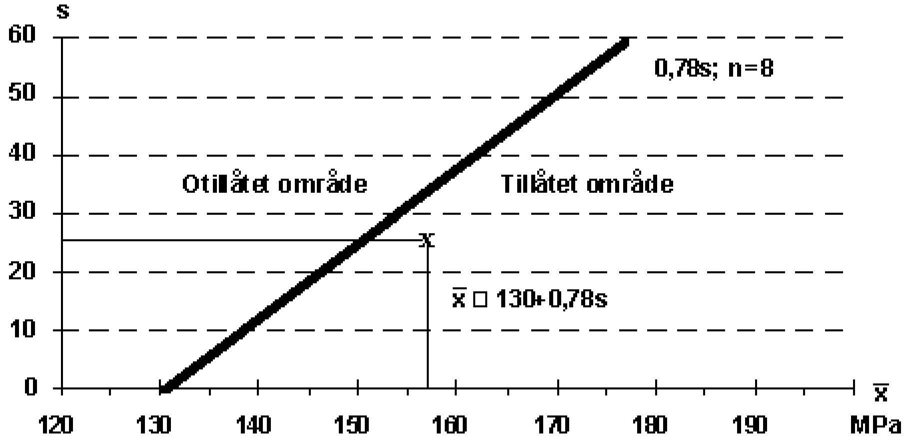
Konsekvensen av det ovan sagda är, att acceptanskriteriet vid kontroll enligt variabelmetoden (i regel) är tvådimensionellt: *Dels* skall standardavvikelsen (se 3.2 nedan) i stickprovet underskrida en viss gräns, *dels* skall stickprovsmedelvärdet $\bar{x}$ ligga inom ett visst intervall, vars storlek är beroende av s - ju större s-värde, desto snävare acceptansintervall för $\bar{x}$.

Acceptanskriterier för kontroll enligt variabelmetoden (med maximikrav på s) kan beskrivas grafiskt med en "acceptansyta i ett s/$\bar{x}$ -plan" - se fig 2-1.



Figur 2-1 Acceptansytediagram, exempel (dubbla gränser för $\bar{x}$).

I andra situationer ställs inga maximikrav på s - däremot ökar kravet på $\bar{x}$ med växande s-värde. Motsvarande acceptansytediagram får det principiella utseende som figur 2-1 visar.



Figur 2-2 Acceptansytediagram, exempel (enkel gräns för $\bar{x}$).

2.3 Kontroll enligt attributmetoden

I vissa fall är det inte möjligt att finna lämpliga karaktäriserande egenskaper hos kontrollobjektet som kan hanteras som kontinuerliga och därmed behandlas enligt variabelmetoden. I vissa andra fall skulle kontinuerliga mätvariabler kanske kunna åstadkommas, men vara opraktiska (dyrbara eller tekniskt besvärliga) att utnyttja. Då kan oftast ett kontrollförfarande byggas upp enligt attributmetoden, som i princip innebär, att man ställer krav på den *andel* av en totalt uttagen mängd "prover" där det enskilda "provet" uppfyller ett visst kriterium.

Typiska tillämpningar av attributmetoden finns inom tillverkningskontroll vid massproduktion av enheter som kan bedömas enligt "fungerar / fungerar inte" - t ex glödlampor eller transistorer.

Inom vägbyggnadsområdet tillämpas attributmetoden t ex vid jämnhetskontroll med hjälp av rätskiva. Här ställs krav på hur en enskild mätning (en ansättning av rätskivan på ett visst ställe inom vägytan) skall vara, för att mätningen skall anses "godkänd". Acceptanskontrollen definieras genom att föreskriva, hur många mätningar som skall göras inom kontrollobjektet och hur stor andel av dessa som skall vara "godkända" för att kontrollobjektet som helhet skall accepteras (t ex 12 av 15 i det exempel som redovisas i B1.5).

Attributmetoden innebär som synes, att man alltid tillämpar *två typer av acceptanskriterier:* Dels finns ett kriterium för huruvida en enskild observation (mätning, "prov") skall anses vara "godkänd" eller ej, dels finns ett (avgörande) acceptanskriterium som anger krav på andelen "godkända prov" av det totalantal som stickprovet omfattar.

Statistiskt sett karaktäriseras attributmetoden av att den s k binomialfördelningen (eller någon annan s k diskret (icke-kontinuerlig) sannolikhetsfördelning) utnyttjas som referensfördelning när acceptanskriterierna utformas. Detta förklaras närmare i bilaga 2.

Generellt sett ger attributmetoden inte lika "skarpa" instrument för acceptanskontroll som variabelmetoden.

3 Beräkning av stickprovskaraktäristika

3.1 Medelvärde

Medelvärdet torde vara ett för de flesta välkänt statistiskt mått. Det "vanliga" (eg. aritmetiska) medelvärdet för ett antal observationer definieras som summan av observationsvärdena (x_i) dividerad med antalet observationer (n):

$$\bar{x} = (x_1 + x_2 + ... + x_n) / n = 1/n \bullet \Sigma x_i$$

(i är ett index som genomlöper alla värden 1, 2, 3 .... n)

Medelvärdet är ett mått på vad som på statistikerspråk kallas central tendens, dvs det anger, var stickprovets värden "i stort sett" ligger.

$\bar{x}$ uttalas "x-streck" på svenska (och "x-bar" på engelska). Även beteckningen M används i vissa länder (även i Sverige) synonymt med $\bar{x}$.

Det "vanliga medelvärdet", dvs det aritmetiska medelvärdet enligt definitionen ovan, är inte det enda existerande måttet på central tendens. Det finns både andra sorters medelvärden (geometriskt medelvärde, harmoniskt medelvärde) och helt andra tendensmått som typvärde och median. Dessa är dock inte aktuella vid statistisk acceptanskontroll enligt VÄG 94 och definieras därför inte här - den intresserade hänvisas till bilaga 2 och/eller någon lärobok i statistik. Man bör dock känna till, att ordet "medelvärde" inte är entydigt - om det finns risk för missförstånd bör den längre termen "aritmetiskt medelvärde" användas.

3.2 Standardavvikelse

Standardavvikelsen är ett mått på variabiliteten i en mängd värden, t ex observationsvärdena i ett stickprov. Stickprovsstandardavvikelsen, s, definieras ursprungligen som (positiva) roten ur aritmetiska medelvärdet av de n observationsvärdenas kvadrerade avvikelser från sitt medelvärde:

$$s = \sqrt{s^2} \text{, där:}$$

$$s^2 = [(x_1 - \bar{x})^2 + (x_2 - \bar{x})^2 + (x_3 - \bar{x})^2 + ... + (x_n - \bar{x})^2] / n \text{ ; dvs}$$
$$s^2 = 1/n \bullet \Sigma (x_i - \bar{x})^2$$

(i är ett index som genomlöper alla värden 1, 2, 3 .... n)

s^2 kallas *varians* (stickprovsvarians). Det är beräkningsmässigt praktiskt att först räkna ut variansen och sedan dra roten ur den (om man inte har tillgång till en miniräknare som direkt ger standardavvikelse som funktion av ett antal inmatade variabelvärden).

Vid "handräkning" kan det vara praktiskt att utnyttja, att

$$s^2 = 1/n \bullet \Sigma x_i^2 - \bar{x}^2$$

Variansen är sålunda aritmetiska medelvärdet av observationsvärdenas kvadrater, minskat med kvadraten på observationsvärdenas aritmetiska medelvärde. (Denna formel erhålles genom algebraisk utveckling av den tidigare; den tvivlande hänvisas till bilaga 2.) Glöm sedan inte att dra roten ur s^2 för att få s.

Standardavvikelsen är ett mått på variabiliteten eller "spridningen". Många gånger används ordet "spridning" med betydelsen standardavvikelse, men detta ordbruk bör undvikas. Det finns flera andra spridningsmått (som dock inte tas upp här, eftersom de inte är aktuella vid statistisk acceptanskontroll enligt VÄG 94).

Av olika skäl, som närmare beskrivs i bilaga 2, tillråds användning av det lite tyngre ordet "stickprovsstandardavvikelse" eller "standardavvikelse i stickprovet" i stället för bara "standardavvikelse" när man avser s enligt ovanstående definition. Förväxlingar mellan stickprovsstandardavvikelse och andra standardavvikelser (se bilaga 2 för förklaring) kan annars lätt uppstå.

3.3 Användning av stickprovskaraktäristika som skattningar

I bilaga 2 förklaras de statistiskt-teoretiska sammanhangen vid acceptanskontroll närmare. Bl a beskrivs, hur ett stickprov (med medelvärde $\bar{x}$ och standardavvikelse s) förhåller sig till den s k *population* som det är draget ur, samt sambandet mellan denna populations teoretiska fördelning och den teoretiska fördelningen för $\bar{x}$ -värden i stickprov dragna ur populationen.

Vi skall här endast för fullständighetens skull påpeka, att stickprovskaraktäristika $\bar{x}$ och s vid acceptanskontroll enligt variabelmetoden används för att *skatta* (estimera) motsvarande karaktäristika i populationen (μ_x och σ_x).

Man kan visa, att stickprovsmedelvärdet $\bar{x}$ är en s k *vänteriktig skattning* av μ_x. Detta betyder, att ett stickprovsmedelvärde $\bar{x}$ "i genomsnitt" ger en korrekt uppfattning om värdet av μ_x .

Man kan också visa, att stickprovsvariansen s^2 *inte* är en vänteriktig skattning av σ_x^2 - den hamnar i genomsnitt lite "snett", nämligen vid $\sigma x^2 \bullet (n-1)/n$. Om man sålunda "justerar" s^2 genom att multiplicera med faktorn $n/(n-1)$ får man en stickprovskaraktäristika som är en vänteriktig skattning av populationsvariansen, σ_x^2.

Eftersom skälet till att beräkna stickprovsvariansen s^2 mycket ofta är att man vill utnyttja den för att uppskatta populationsvariansen brukar man av praktiska skäl "justera s^2 redan från början", dvs *definiera* s^2 så att s^2 i sig själv är en vänteriktig skattning för populationsvariansen σx^2. Alltså:

σx^2 skattas med stickprovsvariansen s^2 som beräknas enligt:

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

$$s = \sqrt{s^2}$$

Det är s beräknat på detta sätt som avses i de olika krav som anges i VÄG 94.

4 Urvalsdragning

Centralt för att statistisk acceptanskontroll skall fungera är att det stickprov som ger oss mätvärden för kontrollobjektet är "representativt", dvs ger en så sann bild som möjligt av kontrollobjektets status vad avser den karaktäristiska egenskap som man ställt krav på. Ett sätt för att generellt åstadkomma sådana stickprov är att göra slumpmässiga urval av mätpunkter. Därmed menas, att urvalet sker enligt en metod som garanterar, att *innan* urvalet påbörjas har *varje* punkt inom kontrollobjektet *samma* sannolikhet att bli utvald för stickprovet (de s k à-priori-sannolikheterna är lika för alla punkter).

"Slumpmässigheten" är alltså en kvalitet hos själva urvals*metoden*. När vi har tillämpat metoden och fått ett faktiskt stickprov har slumpen s a s spelat ut sin roll - vi har vad vi har. Mätvärdena som vi fått kan vara "mycket representativa" för kontrollobjektet - eller "inte särskilt representativa", vi vet inte vilketdera. Vad vi däremot vet är att vi använt en metod som "i genomsnitt" ger oss representativa stickprov därför att den à priori ger varje punkt inom kontroll-objektet samma chans att bli utvald till stickprovet.

I vissa fall kan man av tekniska eller utförandemässiga skäl vilja göra urvalet på annat sätt än rent slumpmässigt. Man har därvid gjort bedömningen, att det speciella, annorlunda urvalssättet genomsnittligen ger en "bättre" representativitet än vad ett rent slumpmässigt urval skulle göra. Även i sådana fall brukar man utnyttja statistiska teorier som bygger på slumpmässighet i urvalet när man beräknar acceptansintervallens storlek mm. Detta *kan* i praktiken vara helt tillfredsställande, men måste bedömas för varje särskilt fall. "Överger" man slumpmässigheten i urvalsförfarandet avhändar man sig också dess hjälp vid slutsatsdragningen - då får man helt lita till den egna bedömningsförmågan.

4.1 Urvalsdragning med slumptalstabell

För att genomföra slumpmässiga urval i praktiken är s k slumptalstabeller till god hjälp. En slumptalstabell kan se ut på följande sätt (utdrag):

49084 96303 91240 18312 17441 ...

92448 17354 97458 14229 12063 ...
47481 48490 35249 38646 34475 ...
70655 71479 38980 46600 11759 ...
35426 36666 10750 52745 38749 ...
... ...

Figur 4-1 Slumptalstabell, exempel

Tabellen omfattar som synes siffror (heltal), prydligt arrangerade i rader och kolumner. Vitsen är, att siffrorna för övrigt är uppställda i "garanterad oordning". Om slumptalstabellen är välgjord skall det inte finnas några som helst systematiska sekvenser i den, vare sig man läser rad- eller kolumnvis, diagonalt, tar ut var fjärde eller var fjortonde siffra etc. Men - och detta är viktigt - det finns *en* regelbundenhet: Om man - på valfritt sätt - tar ut ett antal siffror ur tabellen (50, 100, 10 000, ...) och kontrollerar hur många nollor, ettor, tvåor etc som man fått med skall andelen förekomster av respektive siffra vara ganska nära 1/10; närmare ju större antal siffror som valts ut. Slumptalstabellen är så gjord, att de olika siffrorna 0 - 9 har *samma förekomstsannolikhet* (s k rektangulärfördelade slumptal, se vidare bilaga 2).

Om vi vill använda slumptalstabellen ovan för att ta ut ett antal mätpunkter på en vägyta med längden L och bredden B kan vi förfara på följande sätt:

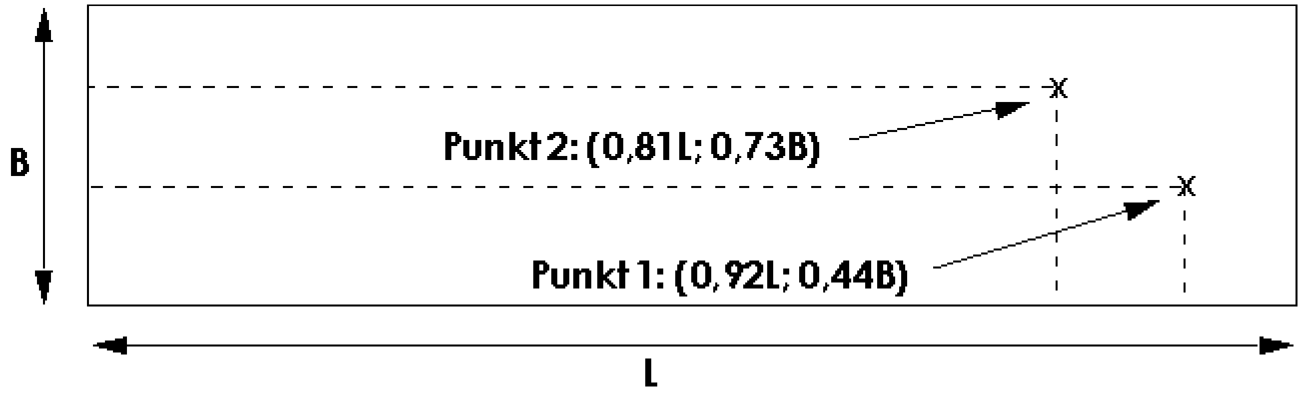
1 Bestäm en startpunkt i tabellen, (likgiltigt var - låt oss välja rad 2, kolumn 1 i tabellexemplet ovan).

2 Läs 4 siffror (enligt någon princip, likgiltigt vilken - låt oss välja att läsa siffror i löpande följd horisontellt, varvid vi får 9244).

3 Tolka de två första siffrorna som "% längdläge" och de följande två som "% breddläge". (Detta innebär i vårt exempel, att den första mätpunkten skulle väljas med längdkoordinat 0,92 • L och breddkoordinat 0,44 • B. Se figur 4-2).

4 Fortsätt läsa nästa 4 siffror ur tabellen enligt den valda principen och tolka dessa på motsvarande sätt för nästa mätpunkts koordinater. (I vårt exempel avläser vi då 8173, vilket ger den andra mätpunkten koordinaterna 0,81 • L; 0,73 • B. Se figur 4-2).

5 Fortsätt på motsvarande sätt tills erforderligt antal punkter valts ut.



Figur 4-2 Koordinatsättning av mätpunkter inom kontrollobjekt (yta med längd L och bredd B) med hjälp av slumptalstabell.

Som nämnts spelar det ingen roll var i slumptalstabellen man går in och börjar läsa, eller vilken systematik man väljer (horisontellt, vertikalt, löpande följd, var tredje siffra ...) - om slumptalstabellen är välkonstruerad, vilket de flesta i dag kommersiellt tillgängliga slumptalstabeller är. Av praktiska skäl bör man avstå från alltför raffinerade läsprinciper. Betydelsefullt är dock att man faktiskt *tillämpar en princip* i läsandet av tabellen och inte låter ögonen "fara runt" på måfå - risken är i det senare fallet att man omedvetet kommer att "föredra" vissa värden och "avstå" från andra (kanske sådana som man uppfattar som extrema, t ex 01 eller 99). Och i så fall sätter man slumpen ur spel - då har inte längre alla punkter inom ytan samma urvalssannolikhet.

Antalet siffror som man läser "i taget" väljs efter de praktiska behoven. För att få procentvärden (med heltalsnoggrannhet) som i exemplet ovan räcker det med 2+2 siffror. Vill man ha större noggrannhet (tiondels procent) läser man 3+3 etc.

I praktiken torde det knappast inträffa, att man råkar få exakt samma koordinatvärden för två punkter i samma stickprov. Skulle detta hända är det inget "fel" - innebörden är, att två mätningar skall göras på samma ställe, oberoende av varandra.

För praktiskt bruk kan vilken slumptalstabell som helst användas (slumptalstabeller omfattande en eller annan sida brukar ingå i vanliga tabellsamlingar och det finns även särskilda slumptalstabellverk.) En slumptalstabell återfinns dessutom som bilaga 3 till denna metodbeskrivning.

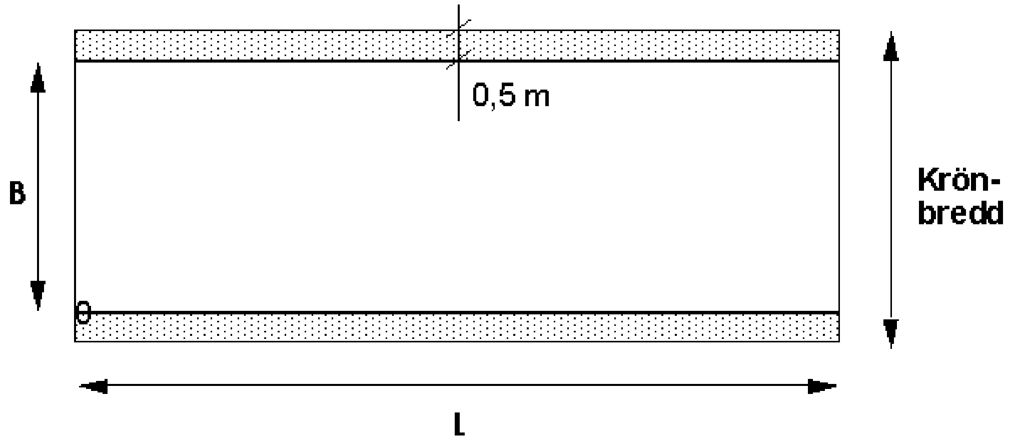
Om ett mycket stort urval skall göras bör den slumptalstabell som utnyttjas också vara ganska stor (omfatta flera sidor). I annat fall kan man tvingas "börja om" vid läsandet av slumptalstabellen och därmed riskera att hamna i samma lässekvens som tidigare, vilket leder till att redan valda mätpunkter (t ex) kommer att väljas en gång till, rent systematiskt. Stora urval är dock knappast aktuella inom ramen för statistisk acceptanskontroll enligt VÄG 94.

Moderna miniräknare av något mer avancerad typ har i regel även en inbyggd s k slumptalsgenerator (ofta benämnd RAN eller RANF efter engelska Random Function = slump(tals)funktion). Med hjälp av en sådan kan enställiga, tvåställiga, treställiga etc slumptal erhållas, som gör slumptalstabell obehövlig. Det brukar också vara möjligt att programmera räknaren t ex så att slumptalsgenererade koordinatvärden enligt ovan erhålls direkt på räknarens display - se respektive räknares bruksanvisning.

En liten varning avslutningsvis: Slumptalstabeller och slumptalsgeneratorer som skall användas för urval av mätpunkter enligt ovan skall redovisa s k *rektangulärfördelade* slumptal, dvs sekvenser av heltal, där siffrorna 0 - 9 har samma förekomstsannolikhet. Det förekommer slumptalstabeller och inbyggda slumptalsgeneratorer, som fungerar på annat sätt (normalfördelade slumptal m fl).

4.2 Urval av kontrollpunkter för nivåmätning

Nivåmätning utförs avseende en lageryta av viss storlek, mätt i m^2 (se resp avsnitt i VÄG 94). Urvalet av kontrollpunkter sker i princip enligt 4.1 ovan. När bredden (B i exemplet i 4.1) bestäms tillses, att denna blir 1 m mindre än krönbredden genom att en 0,5 m bred remsa vid vardera krönkanten inte tas med i den yta inom vilken kontrollpunkter läggs ut. Se fig 4.3.



Figur 4-3 Eliminering av kantremsor vid utläggning av kontrollpunkter för nivåmätning.

4.3 Urval av kontrollpunkter vid mätning av jämnhet och tvärfall med 3 m rätskiva

Vid urval av kontrollpunkter för mätning i längs- och tvärled med 3 m rätskiva tillämpas ett fast mönster inom en 300 m-sträcka, beskrivet i VVMB 107. 15 kontrollpunkter läggs ut med föreskrivna avstånd från startsektionen längs fyra mätlinjer, två belägna 0,5 m från respektive krönkant, två 0,5 m på ömse sidor om mittlinjen – se skiss i VVMB 607.

Urvalet här är inte slumpmässigt i den mening som tidigare beskrivits. Kontrollpunkter kan bara väljas längs mätlinjerna, varigenom punkterna i vissa stråk (på en tillräckligt bred väg) aldrig kommer att kunna mätas med rätskivan. Detta har dock ansetts betydelselöst för bedömningen av jämnhet/tvärfall jämfört med de olägenheter som skulle uppstå vid utplacering av rätskivan i punkter som visserligen valts slumpmässigt men råkat hamna så att mätutrustningen inte kunde utnyttjats effektivt.

4.4 Urval av kontrollobjekt

Grundregeln vid statistisk acceptanskontroll enligt VÄG 94 är att samtliga kontrollobjekt som ingår i en konstruktion (produkt) skall undersökas. I vissa fall behöver dock endast vissa kontrollobjekt undersökas, vilka då skall väljas ut med den förutbestämda urvalssannolikhet som anges i den aktuella kravspecifikationen. Det finns många sätt att praktiskt genomföra sådana urval av kontrollobjekt, t ex:

- Om den angivna urvalssannolikheten är 1/2 kan man t ex kasta krona och klave om huruvida ett visst kontrollobjekt skall undersökas, eller använda en vanlig tärning som kastas en gång, varvid "jämnt antal ögon upp" får betyda "undersök"; udda antal "hoppa över".

- För en urvalssannolikhet om 1/3 kan tärningen också användas: Ett eller två ögon upp leder till undersökning, annat utfall till att kontrollobjektet hoppas över.
- En urvalssannolikhet om 1/4 kan hanteras med hjälp av ett mynt som kastas två gånger. Två "krona upp" innebär "undersök"; alla andra utfall att kontrollobjektet hoppas över.
- Slumptalstabell kan också användas. Tillämpningen får anpassas efter den urvalssannolikhet som skall uppehållas. Låt säga, att urvalssannolikheten skall vara 1/6: Gå in i slumptalstabellen på slumpvis valt ställe och läs en siffra. Om en etta erhålls, undersök kontrollobjektet. Om den lästa siffran är 2, 3, 4, 5 eller 6; hoppa över kontrollobjektet. Om siffran är 7, 8, 9 eller 0; läs nästa siffra i slumptalstabellen enligt den systematiska läsordning som valts (horisontellt, diagonalt, vertikalt ... jfr avsnitt 4.1). Om denna nästa siffra är 1, undersök kontrollobjektet. Om den är 2 - 6; hoppa över det. Om siffran är 7, 8, 9 eller 0; läs en tredje siffra, etc.

Det sist exemplifierade förfarandet innebär som synes, att man "bortser från" alla de sjuor, åttor, nior och nollor som finns i slumptalstabellen och endast bryr sig om utfall som är 1 - 6 (varigenom 1/6 av de möjliga utfallen är 1:or; dvs leder till att kontrollobjektet undersöks. På motsvarande sätt kan slumptalstabellen "omtolkas" så att den kan användas för vilken urvalssannolikhet som helst.

Slumptalsgeneratorer i kalkylatorer, totalstationer och andra datorer kan givetvis utnyttjas på motsvarande sätt som slumptalstabeller (och oftast med än större enkelhet).

Observera, att möjligheten till slumpförfarande för att avgöra om ett kontrollobjekt skall undersökas upphör om ett icke godkänt kontrollobjekt påträffas. Då gäller krav på undersökning av varje påföljande kontrollobjekt (och i vissa fall även de i ordning föregående, om dessa inte redan undersökts). Först när ett godkänt kontrollobjekt ånyo påträffas får undersökning av nästkommande kontrollobjekt återigen avgöras med slumpförfarande.

5 Dokumentation och rapportering av resultat

Genomförd statistisk acceptanskontroll av ett kontrollobjekt skall dokumenteras skriftligt, oavsett resultatet. Av dokumentationen skall framgå:

- konstruktionens (produktens) identitet, angiven med namn, "objektnummer" eller på annat, entydigt sätt

- kontrollobjektets identitet inom konstruktionen (produkten), angiven med utsträckning i konstruktionens (produktens) längdmätningssystem (koordinatbestämt i RN eller bestämt på annat varaktigt och reproducerbart sätt)
- acceptanskontrollens syfte (t ex "bärighet hos förstärkningslager"), gärna med referens till aktuellt avsnitt i VÄG 94
- antalet observationer i stickprovet
- erhållna värden på de kriterievariabler ($\bar{x}$, s med flera) som anges i den aktuella kravspecifikationen.

6 Datorstöd

Det finns skäl att förmoda, att rutiner för statistisk acceptanskontroll snart nog kommer att integreras i de datorstöd som utvecklas för entreprenadverksamheten (totalstationer och motsvarande). Sådana datorstöd kommer rimligen att kunna såväl välja kontrollobjekt och beräkna utsättning av mätpunkter som utföra mätningar, jämföra med projekterade värden, beräkna kriterievariabler, kontrollera mot angivna krav samt generera resultatrapporter.

För att ett visst datorstöd skall få användas för hela eller delar av den i ett projekt aktuella statistiska acceptanskontrollen erfordras beställarens medgivande inklusive överenskommelse om hur resultatrapporteringen tekniskt skall utformas (utskrifter, dataöverföring, diskett etc). En generell förutsättning för medgivande är att datorstödet väl följer de principer för statistisk acceptans-kontroll som framgår av VÄG 94 samt denna metodbeskrivning.