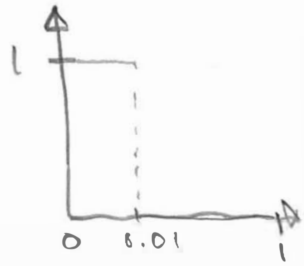
Kvalitetsstyrning

- Kvalitet kan definieras som uppfyllande av krav/förväntningar. (högt pris => högre förvänt./mer krav t.ex.)
- Hög variation i produktutfall => dåligt uppfyllande av förväntn.
- Handlar om att identifiera och reducera variationskällor.
- Systematisk variation: kommer från justerbara källor, t.ex. materialfel, inställning maskin. Eliminering av sådan leder till att processen är under statistisk kontroll.
- ~~Att~~ jaga övrig variation, s.k. slumpmässig variation, för hårt kan leda till s.k. överstyrning => ökad variation.
- Hur ~~upptäcker~~ vi bristande kvalitet? Kontrollerar producerade enheter för att se om de klarar krav m.a.p. olika kvalitetsvariabler/egenskaper hos enheterna
  - Koll av alla enheter: Allkontroll
  - Koll av urval av enheterna (pga t.ex. kostnad eller att enheter förstörs): Acceptanskontroll

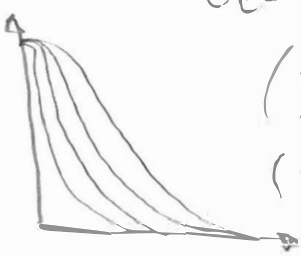
- En kvalitetsvariabel är <u>kvalitativ</u> om den har utfallen {defekt, felfri} och den är <u>kvantitativ</u> och dess utfall är ett tal (en kvantitet) som indikerar avvikelse från kravgränser.
- En kvantitativ är mer informativ och kan kategoriseras men är generellt dyrare
- Acceptanskontroll för en kvalitativ variabel kallas <u>attributmetoden</u>:
  1) Ur ett parti med N enheter tar vi ett urval av $n \leq N$ enheter.
  2) Klassificera var och en av dessa n som felfri/defekt
  3) Besluta huruvida om partiet skall accepteras eller avvisas

<u>Acceptanssannolikheten</u> $L(p) = \mathbb{P}$(acceptera partiet) beror på <u>felkvoten</u> $p = \frac{d}{N}$, där d betecknar totala antalet defekta enheter, samt urvalsstorleken n och den s.k. provtagningsplanen.
- Notera; $p = \mathbb{P}$(slumpvist vald enhet defekt).
- Grafen av $L(p)$, $0 \leq p \leq 1$, kallas OC-kurvan (operating characteristic curve)
- M.a.o. en funktion av andelen defekta enheter som ger slh. att acceptera partiet

Antag 1000 enheter i parti med 10 av dem defekta ($\Rightarrow$) $p=\frac{10}{1000}=0.01$). Vi vill idealt ha en OC-kurva som vägleder oss enligt:



Pga av vi plockar ett stickprov av storlek $n<N$ av partiet ($n=N \Rightarrow$ total undersökning) så gör slumpen att OC-kurvan snarare ser ut som:



(Ju större n desto närmre y-axeln)

(Ju striktare vi är med att avvisa desto närmare y-axeln)

Vi vill designa en acceptanskontrollplan s.a.
- Vi låter $n<N$ vara litet
- $L(p)$ stor för små p ("hög sh acceptans om få defekta")
- $L(p)$ liten om p är stor (omvänt †')

Enkel provtagningsplan

- Parti med N enheter.

Provgruppsstorlek $n = \#$ enheter i urvalet

- $d = \#$ defekta i urvalet

acceptanstalet

Acceptera partiet om $d \le c = r-1$ ($\Leftrightarrow d<r$)

Avvisa partiet om $d \ge r = c+1$

avvisningstalet

Notera: Acceptans- och avvisningstalet är förspecificerade

Stok. var. $D = \#$ defekta (realisering d) är $Hyp(N, n, Np)$-fördelad med $p=\frac{Np}{N}$ okänd.

Vi får att

$$L(p) = \mathbb{P}(D \le c) = \sum_{k=0}^{c} \frac{\binom{Np}{k}\binom{N-Np}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad , \; p = \frac{Np}{N} \in [0, 1]$$

Denna kan vara knölig att räkna ut men vi kan approximera:

- $\frac{n}{N} < 0.1 \Rightarrow D \overset{\text{approx.}}{\sim} \text{Bin}(n, p) \Rightarrow L(p) \approx \sum_{k=0}^{c} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$
- $\frac{n}{N} + p < 0.1,\; n > 10 \Rightarrow D \overset{\text{appr.}}{\sim} \text{Poi}(np) \Rightarrow L(p) \approx \sum_{k=0}^{c} \frac{e^{-np}(np)^k}{k!}$
- $\frac{n}{N} < 0.1,\; np(1-p) > 10 \Rightarrow D \overset{\text{appr.}}{\sim} N\Big(\underbrace{np}_{=\mu}, \underbrace{\frac{N-n}{N-1} np(1-p)}_{=\sigma^2}\Big) \Rightarrow L(p) \approx \int_{-\infty}^{c} f_{N(\mu,\sigma^2)}$

Binomialapproximationen är vanligast här.
Även denna approx. av $L(p)$ är lite pilig men vi kan ta hjälp av ett binomialfördelnings-nomogram.

$\boxed{\text{Sid 14-15 i boken}}$

Man kan (pga slumpen) begå två sorters fel:

<u>Typ I-fel</u>: Avvisa ett parti som faktiskt var bra

<u>Typ II-fel</u>: Acceptera ett parti som faktiskt var dåligt

(Bra och dåligt i termer av sann felkvot)

Typ I-fel blir dyrt för producenten, typ II-fel för konsumenten.

Vanligtvis anger man:

$p_1 = AQL =$ övre gräns för acceptabel erhållen felkvot för att acceptera ett bra parti ("Acceptabel kvalitetsnivå")

$p_2 = LTPD =$ undre gräns för ~~felkvoten~~ då ett dåligt ~~parti~~ bör avvisas ("Gränskvalitet") (lägsta värdet på kvalitetsnivån konsumenten är villig att acceptera

$\alpha = \mathbb{P}(\text{typ I-fel med givet } p_1) =$ producentrisk; typiskt $\alpha = 0.05$

$\beta = \mathbb{P}(\text{typ II-fel med givet } p_2) =$ konsumentrisk; typiskt $\beta = 0.1$

(Egentligen håller vi på med hypotes
när: α är signifikansnivån, $1-\beta$ styrkan, H_0: partiet ok

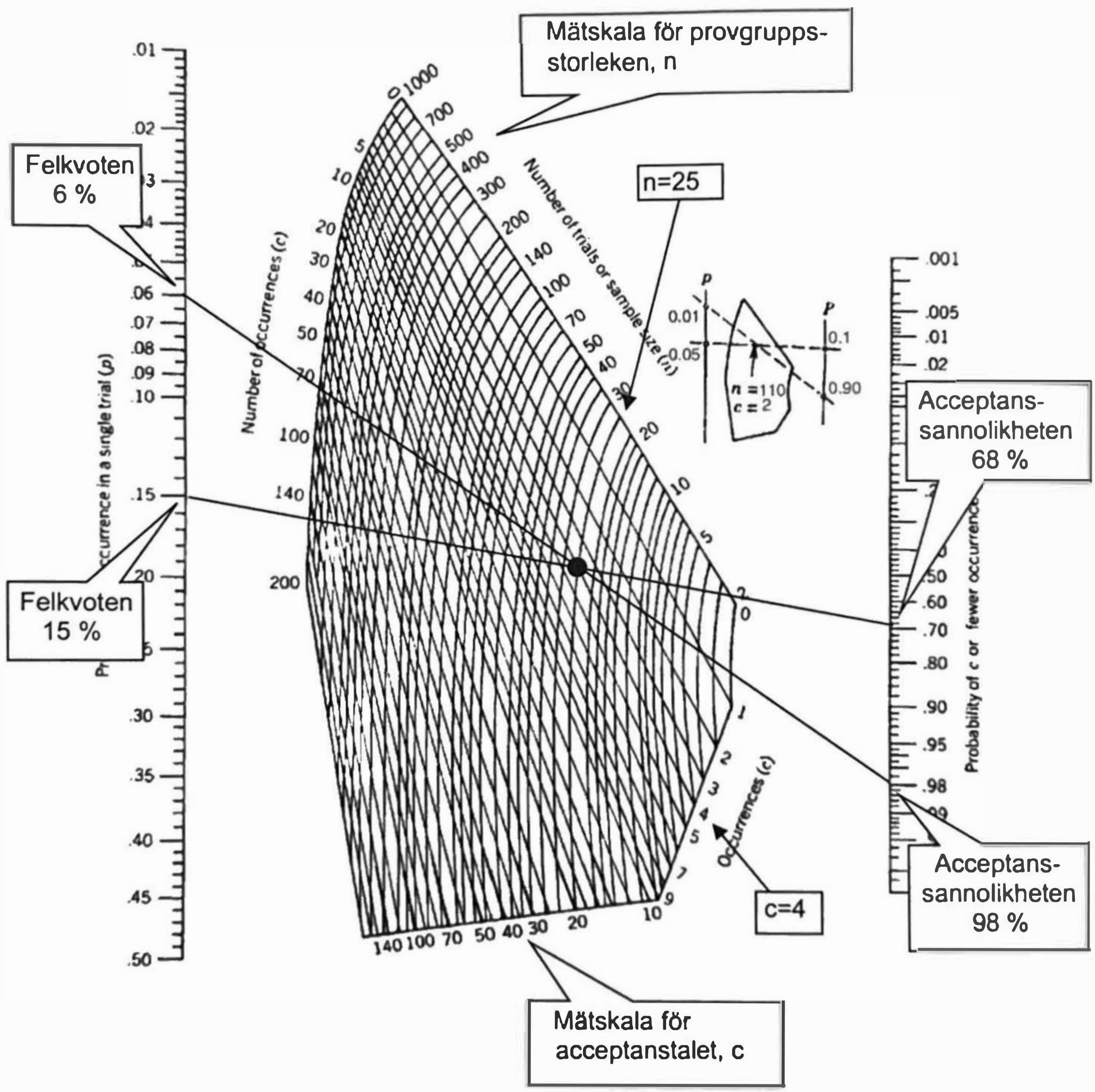
Notera t.ex. att när $\beta = 0.1$: Om provtagningsplan
avvisar ett parti så kan man med 90% säkerhet
säga att sanna felkvoten hos partiet är sämre än p_2.

Vi bestämmer p_1 och p_2 samt de risker
vi är villiga att ta vid dessa gränser, dvs
$L(p_1) = 1-\alpha$ och $L(p_2) = \beta$.

Eftersom vi har två ekvationer och
den enkla provtagningsplanen har två
parametrar vi söker, dvs (n, c), så kan
dessa lösas ut.
När vi binomial-approximerar $L(p)$ så
kan nomogrammet användas.

$\boxed{\text{Uppgift 2.5 (se pdf)}}$

Nomogrammet erbjuder en grafisk representation av fördelningsfunktionen för binomialfördelningen. I detta nomogram kartläggs varje enskild provtagningsinstruktion som en punkt i nätverket. I figuren ser vi fyra skalor. Den lodräta längst till vänster visar olika felkvoter, p. Den lodräta längst till höger visar acceptanssannolikheter, L(p). I rutmönstret finns ytterligare två skalor: en för provgruppsstorleken, n, och en annan för acceptanstalet, c. Med hjälp av dessa två senare skalor kan vi finna den angivna provtagningsplanen, n = 25 och c = 4. Planen är markerad med en svart prick.



Nu drar vi en rät linje från vardera felkvot genom den svarta punkten fram till den lodräta skalan på höger sida och läser där av acceptanssannolikheten för respektive felkvot. Av figuren framgår att acceptanssannolikheterna för de två felkvoterna blir:

$$L(0.06) \approx 0.98 \quad \text{och} \quad L(0.15) \approx 0.68.$$

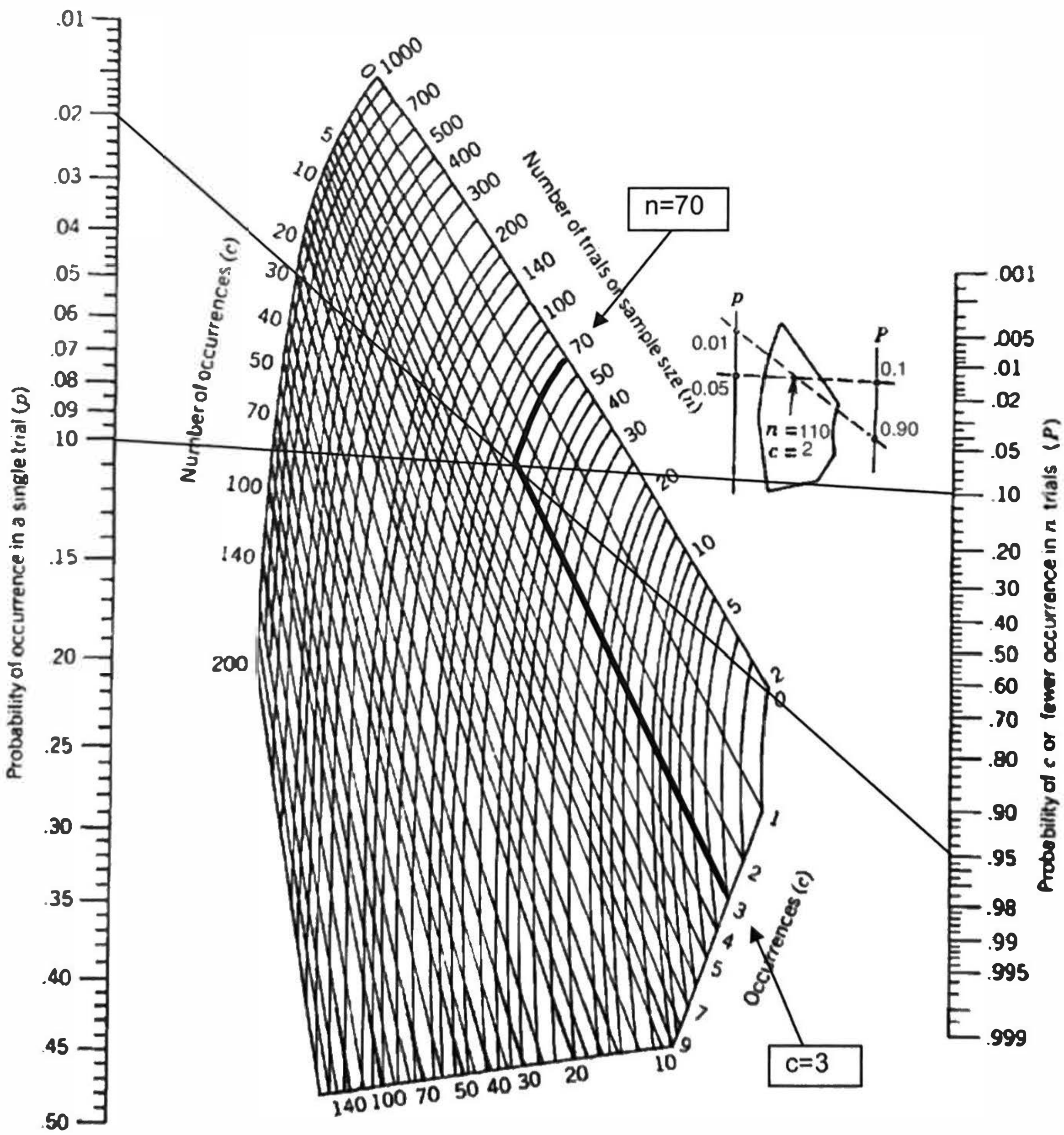
Detta är också de resultat vi fick med hjälp av våra beräkningar. Ovanstående binomialfördelningsnomogram ger oss alltså snabbt lösningen på exempel 2.3.

Vi kan omvänt ha krav på hur OC-kurvan ska se ut och med hjälp av nomogrammet få fram den optimala enkla provtagningsplanen.

Exempel 2.4

Bestäm en enkel provtagningsplan med p_1 = 2 %, $L(p_1)$ = 0.95, p_2 = 10 % och $L(p_2)$ = 0.10.

Lösning: Ovanstående värden ritas in i ett binomialfördelningsnomogram.



Vi förbinder felkvoterna med respektive acceptanssannolikhet och bestämmer skärningspunkten mellan linjerna. Denna skärningspunkt är den provtagningsplan som uppfyller det efterfrågade villkoret för OC-kurvan.

Nomogrammet visar att en lämplig enkel provtagningsplan är n = 70 och c = 3.

Exempel 2.5

Anta att vi har mottagit en leverans av 1 000 enheter. För att kontrollera kvaliteten har vi valt den enkla provtagningsplanen $n = 25$ och $c = 1$.

a) Beräkna acceptanssannolikheterna för p = 1 %, 2 %, 5 %, 7 %, 10 % och 15 %.
b) Använd resultaten från a-uppgiften för att skissera OC-kurvan.
c) Rita in $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.10$, AQL och LTPD i diagrammet med OC-kurvan.

Lösning: Att $n = 25$ och $c = 1$ betyder att vi väljer ut 25 enheter. Om antalet defekta enheter i urvalet är 0 eller 1 accepterar vi partiet. Om antal defekta i urvalet är 2 eller fler avvisar vi partiet.

a) Eftersom $n/N = 0.025 < 0.1$ kan vi, om vi vill, använda en binomialapproximation för samtliga felkvoter.

$\underline{p = 0.01}$ $\Rightarrow$ $L(0.01) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.01^x \cdot (1-0.01)^{25-x} = 0.9974$

$\underline{p = 0.02}$ $\Rightarrow$ $L(0.02) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.02^x \cdot (1-0.02)^{25-x} = 0.9113$

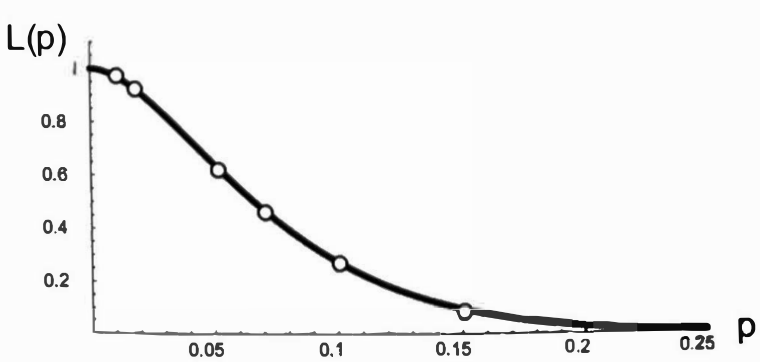
$\underline{p = 0.05}$ $\Rightarrow$ $L(0.05) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.05^x \cdot (1-0.05)^{25-x} = 0.6424$

$\underline{p = 0.07}$ $\Rightarrow$ $L(0.07) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.07^x \cdot (1-0.07)^{25-x} = 0.4696$

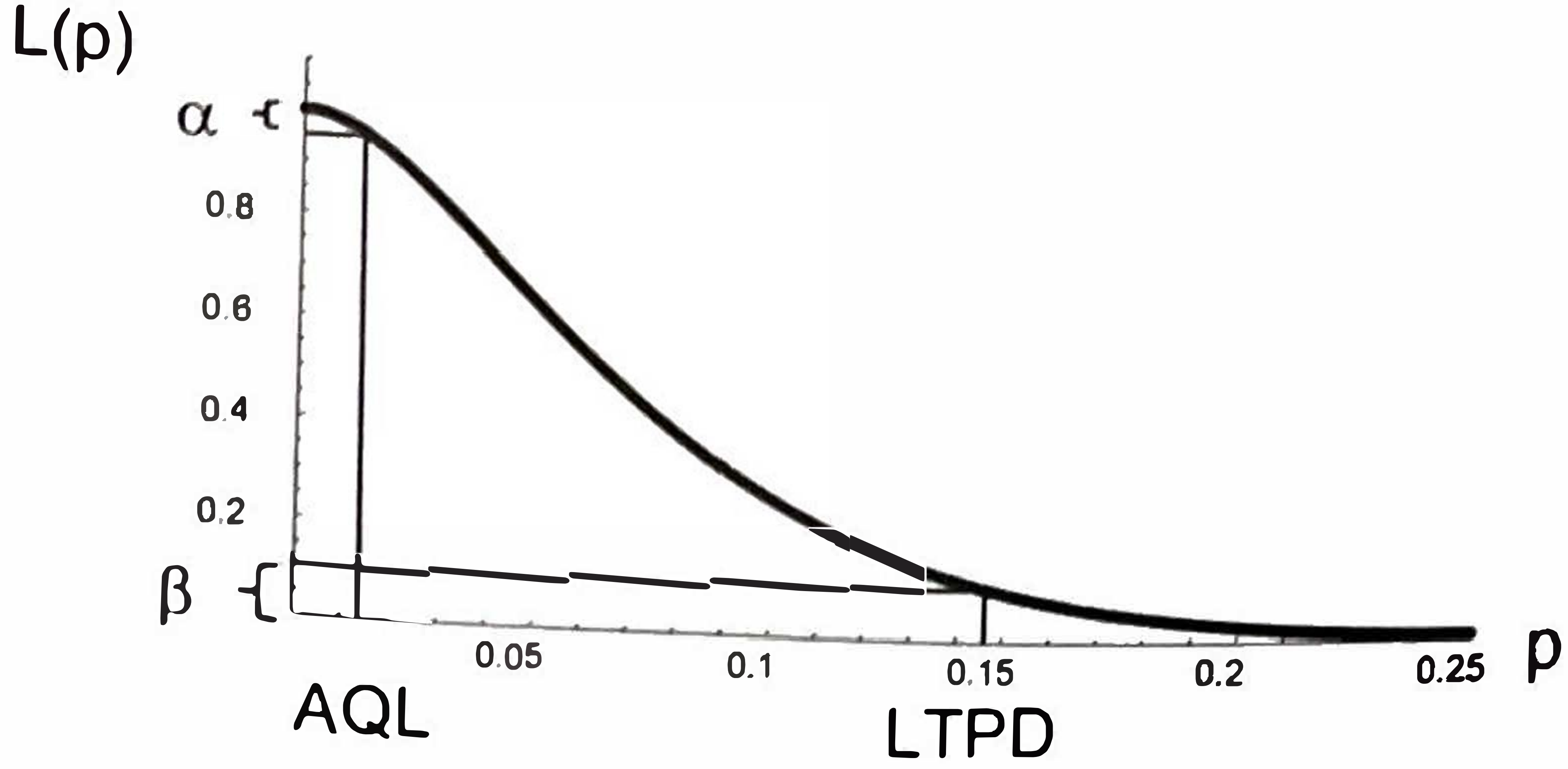
$\underline{p = 0.10}$ $\Rightarrow$ $L(0.10) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.10^x \cdot (1-0.10)^{25-x} = 0.2712$

$\underline{p = 0.15}$ $\Rightarrow$ $L(0.15) \approx \sum_{x=0}^{1} \binom{25}{x} 0.15^x \cdot (1-0.15)^{25-x} = 0.0931$

b) I nedanstående figur är acceptanssannolikheterna inritade och OC-kurvan skisserad.



c) I nedanstående figur är sannolikheterna för de två feltyperna inritade tillsammans med AQL och LTPD.



Problem: 2.5 a) (SK)

Ett företag har bestämt att ett bra parti innehåller högst 4% defekta enheter. Ett sådant parti skall accepteras med sannolikheten 95%. Ett dåligt parti innehåller minst 15% defekta enheter. Acceptanssannolikheten för ett sådant parti får bara vara 10%.

a) Vilken enkel provtagningsplan bör detta företag använda så att dessa villkor blir uppfyllda?

Problem: 2.5 a) (SK)

Ett företag har bestämt att ett bra parti innehåller högst 4% defekta enheter. Ett sådant parti skall accepteras med sannolikheten 95%. Ett dåligt parti innehåller minst 15% defekta enheter. Acceptanssannolikheten för ett sådant parti får bara vara 10%.

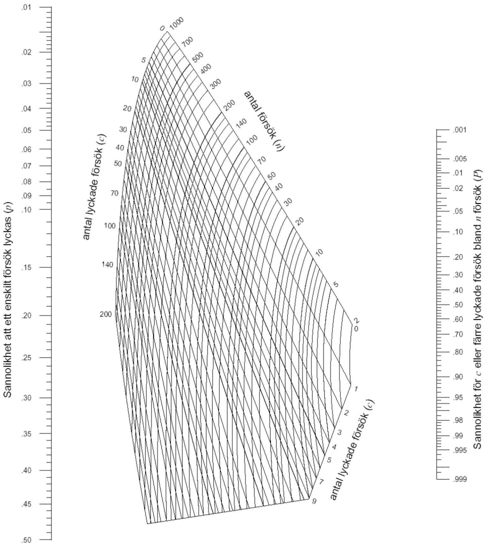
a) Vilken enkel provtagningsplan bör detta företag använda så att dessa villkor blir uppfyllda?

Lösning: 2.5 a) (SK)

$p_1 = 4\%,\ L(p_1) = 95\% = 1 - \alpha \Rightarrow \alpha = 5\%$
$p_2 = 15\%,\ L(p_2) = 10\% = \beta$
Antag $N >> n$ eftersom det inte står något om storleken på N.
Därför kan vi approximera med en binomialfördelning för utfallet av antal defekta i provgruppen, $\xi \sim Bin(n, p)$.

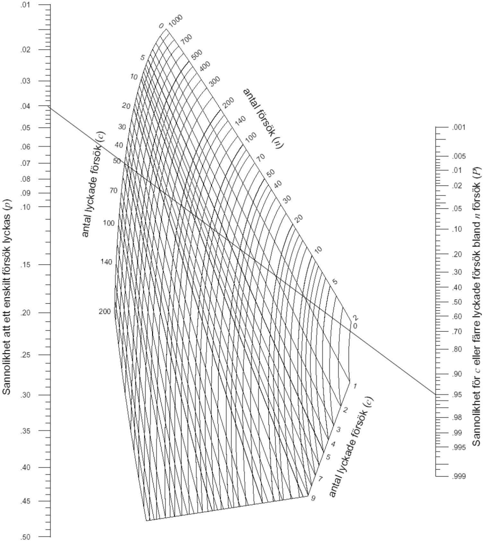
NOMOGRAM ÖVER BINOMIALFÖRDELNINGEN

$P = P(X \leq c)$ där $X \in Bin(n,p)$; X = antal lyckade försök



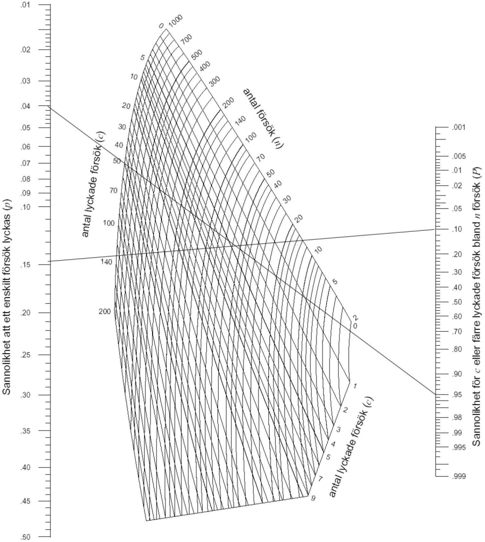
NOMOGRAM ÖVER BINOMIALFÖRDELNINGEN

$P = P(X \leq c)$ där $X \in Bin(n,p)$; X = antal lyckade försök



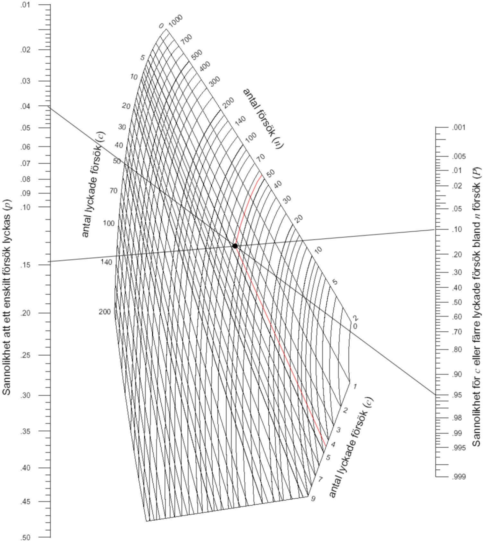
NOMOGRAM ÖVER BINOMIALFÖRDELNINGEN

$P = P(X \leq c)$ där $X \in Bin(n,p)$; X = antal lyckade försök



NOMOGRAM ÖVER BINOMIALFÖRDELNINGEN

$P = P(X \leq c)$ där $X \in Bin(n, p)$; X = antal lyckade försök



Lösning: 2.5 a) (SK)

Från binomialmonogrammet såg vi: $n \approx 60$, $c \approx 5$

Problem: 2.5 b) (SK)

Kontrollera att allting stämmer genom att räkna ut $L(p_1)$ och $L(p_2)$.

Lösning: 2.5 a) (SK)

Från binomialmonogrammet såg vi: $n \approx 60$, $c \approx 5$

Problem: 2.5 b) (SK)

Kontrollera att allting stämmer genom att räkna ut $L(p_1)$ och $L(p_2)$.

Lösning: 2.5 b) (SK)

$$L(4\%) = \sum_{i=0}^{5} \binom{60}{i} (0.04)^i (0.96)^{60-i} = 96.8\%$$

$$L(15\%) = 9.68\%$$

Dubbelprovtagningsplan

Precis som i den enkla planen accepterar man partiet om $d \le c_1$ och avvisar det om $d \ge r_1$ men vi låter $r_1 > c_1+1$ (urvalsstorlek n_1)

accepteras $\underset{c_1}{+}$ d_1 $\underset{r_1}{+}$ avvisa

Men vad gör vi om $d = d_1 \in [c+1, r-1]$?
Vi gör då ett andra urval av storlek n_2
(notera att vi tillåter $n_1 \neq n_2$).

d_2 = # defekta i urval 2

c_2 = acceptansgräns för urval 1 och 2 kombinerat

Dvs, acceptera partiet om $d = d_1 + d_2 \le c_2$

$r_2 (= c_2+1)$ = avvisningstalet här.

Dvs, avvisa partiet om $d = d_1 + d_2 \ge r_2$.

Ofta gäller $r_1 = r_2 = c_2+1$

Detta upplägg har fördelen att man i genomsnitt kan ha ett lägre antal kontrollerade enheter med samma producent- och konsumentrisk som för en enkel provtagningsplan (bibehållen OC-kurva). Främst att goda partier accepteras även för mindre urvalsstorlekar.

Betrakta de stok. var. D_1 = # defekta i urval 1
D_2 = # defekta i urval 2

$$\mathbb{P}(\text{acceptera}) = \mathbb{P}(\{D_1 \le c_1\} \cup (\underbrace{\{c_1 < D_1 < r_1\}}_{\text{disjunkta}} \cap \{D_1 + D_2 \le c_2\}))$$

$$= \mathbb{P}(D_1 \le c_1) + \sum_{k=c_1+1}^{r_1-1} \mathbb{P}(D_2 \le c_2 - k \mid D_1 = k)\,\mathbb{P}(D_1 = k) \leftarrow L(p)$$

↑ lagen om total slh

Eftersom det kan bli ganska krångligt att räkna ut detta finns det tabeller att ta till hjälp.

På sid. 181 i boken finns tabeller för vissa specialfall: De två fallen $n_1 = n_2$ och $2n_1 = n_2$ med producentrisk $\alpha = 0.05$ och konsumentrisk $\beta = 0.1$ samt $r_1 = r_2$.

Notera att vi här ~~först~~ bestämmer p_1, dvs vad som menas med ett bra parti, samt hur stor chans vi vill ha för att ett bra parti accepteras, dvs $1-\alpha$.
Sedan säger vi vad som är ett dåligt parti, dvs p_2, och bestämmer risken för att ett dåligt parti accepteras, dvs β.

Exempel 2.8, 2.9 samt uppgifter

Exempel 2.8
Anta att vi anser att ett bra parti kan innehålla högst 2 % defekta enheter. Vi vill att acceptanssannolikheten för detta parti ska vara 0.95. Med ett dåligt parti menar vi ett som innehåller minst 10 % defekta enheter. Motsvarande acceptans-sannolikhet sätts till 0.10. Vi sammanfattar dessa värden.

	Bra parti	**Dåligt parti**
Felkvoten	$p_1 = 0.02$	$p_2 = 0.10$
Acceptanssannolikheten	$L(p_1) = 0.95$	$L(p_2) = 0.10$

Vi vill nu bestämma den dubbla provtagningsplan som passar bäst till detta problem.

Vi börjar med att bilda kvoten $R = p_2/p_1 = 0.10/0.02 = 5$.

Leta i någon av nedanstående två tabeller (se sidan 179) efter det R-värde som ligger närmast 5. Det sökta värdet är R = 5.09 och återfinns i plan 5 för fallet $2n_1 = n_2$. Det aktuella fallet är markerat med fetstil i tabellen.

$n_1 = n_2$

Prov-tagnings-plan nr	$\frac{p_2}{p_1}$	Acceptanstal		Approximativt värde på n_1p då L(p) =			Approx. värde på ASN(p)/n_1 för p_{95}
		c_1	c_2	0.95	0.50	0.10	
1	11.90	0	1	0.21	1.00	2.50	1.170
2	7.54	1	2	0.52	1.82	3.92	1.081
3	6.79	0	2	0.43	1.42	2.96	1.340
4	5.39	1	3	0.76	2.11	4.11	1.169
5	4.65	2	4	1.16	2.90	5.39	1.105
6	4.25	1	4	1.04	2.50	4.42	1.274
7	3.88	2	5	1.43	3.20	5.55	1.170

$2n_1 = n_2$

Prov-tagnings-plan nr	$\frac{p_2}{p_1}$	Acceptanstal		Approximativt värde på n_1p då L(p) =			Approx. värde på ASN(p)/n_1 för p_{95}
		c_1	c_2	0.95	0.50	0.10	
1	14.50	0	1	0.16	0.84	2.32	1.273
2	8.07	0	2	0.30	1.07	2.42	1.511
3	6.48	1	3	0.60	1.80	3.89	1.238
4	5.39	0	3	0.49	1.35	2.64	1.771
5	**5.09**	**1**	**4**	**0.77**	**1.97**	**3.92**	**1.359**
6	4.31	0	4	0.68	1.64	2.93	1.985
7	4.19	1	5	0.96	2.18	4.02	1.498

Tabellen visar att vi ska välja $c_1 = 1$ och $c_2 = 4$.

Vi ser också i kolumnen näst längst till höger i tabellen. Där står rubriken "Approximativt värde på n_1p då $L(p) =$". Detta ger följande samband:

$$\begin{cases} \text{Om } L(p) = 0.95 & \Rightarrow \quad n_1p_1 \approx 0.77 \\ \text{Om } L(p) = 0.10 & \Rightarrow \quad n_1p_2 \approx 3.92 \end{cases}$$

I uppgiften anges att ett bra parti innehåller en felkvot på högst 2 % medan ett dåligt parti har en lägsta felkvot på 10 %. Vi sätter därför $p_1 = 0.02$ och $p_2 = 0.10$.

$$\begin{cases} p_1 = 2\% & \Rightarrow \quad n_1 = 0.77/p_1 = \dfrac{0.77}{0.02} \approx 38.5 \\ p_2 = 10\% & \Rightarrow \quad n_1 = 3.92/p_2 = \dfrac{3.92}{0.10} \approx 39.2 \end{cases} \quad \Rightarrow \quad n_2 = 2n_1 = 2 \cdot 39 \approx 78$$

En lämplig provtagningsplan blir då:

$$n_1 = 39, \quad n_2 = 78, \quad c_1 = 1, \quad c_2 = 4 \quad \text{och} \quad r_1 = r_2 = 5$$

Informationen i kolumnen längst till höger i ovanstående tabell har vi inte behandlat ännu. Denna återkommer vi till i kapitel 2.1.5.1.

Även för dubbla provtagningsplaner kan man rita en OC-kurva. Ibland kan det också bli aktuellt att välja mellan en enkel och en dubbel provtagningsplan när OC-kurvan går igenom vissa punkter. Vi visar i nedanstående exempel hur dessa problem löses.

Exempel 2.9
I en fabrik köper man in stora partier med bultar. När dessa partier anländer kontrolleras kvaliteten genom att man använder följande dubbla provtagningsplan:

Välj slumpmässigt ut 30 bultar.

- Om alla är felfria, accepteras partiet.
- Om tre eller fler är defekta, avvisas partiet.
- Om urvalet innehåller en eller två defekta bultar, tar man ett nytt slumpmässigt urval om 50 enheter.

Om båda urvalen tillsammans innehåller högst två defekta bultar, accepteras partiet, annars avvisas det.

a) Vad blir acceptanssannolikheterna för partier med felkvoterna 0.01, 0.02, 0.05, 0.10 och 0.20?
b) Rita en OC-kurva för den dubbla provtagningsplanen med hjälp av de acceptans-sannolikheter som beräknades i a-uppgiften.
c) Bestäm en enkel provtagningsplan som har ungefär samma OC-kurva som ovanstående dubbla plan. Använd felkvoterna 0.05 och 0.20 för att avgöra detta.

Lösning: Den dubbla provtagningsplanen kan sammanfattas med $n_1 = 30$, $n_2 = 50$, $c_1 = 0$, $c_2 = 2$ och $r_1 = r_2 = 3$.

a) För att förenkla för läsaren har de olika sannolikheterna i urval 1 och urval 2 separerats för den första felkvoten. För övriga felkvoter har acceptans-sannolikheterna angivits direkt utan beräkningar.

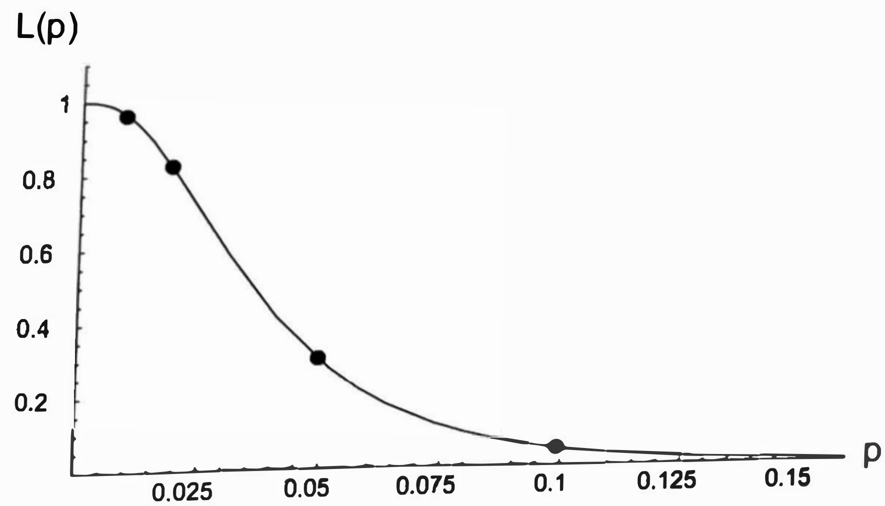
Acceptanssannolikheterna för de efterfrågade felkvoterna blir:

p	Acceptanssannolikheter i urvalen 1 och 2	L(p)
0.01	Urval 1: $P(d_1 = 0) = \binom{30}{0} 0.01^0 \cdot 0.99^{30} \approx 0.7397$ Urval 2: $P(d_1{=}1 \cap d_2{=}0) + P(d_1{=}1 \cap d_2{=}1) + P(d_1{=}2 \cap d_2{=}0) =$ $= \binom{50}{0} 0.01^0 \cdot 0.99^{50} \cdot \binom{30}{1} 0.01^1 \cdot 0.99^{29} +$ $+ \binom{50}{1} 0.01^1 \cdot 0.99^{49} \cdot \binom{30}{1} 0.01^1 \cdot 0.99^{29} +$ $+ \binom{50}{0} 0.01^0 \cdot 0.99^{50} \cdot \binom{30}{2} 0.01^2 \cdot 0.99^{28} \approx 0.2240$	$0.7397 + 0.2240 =$ $=$ **0.9637**

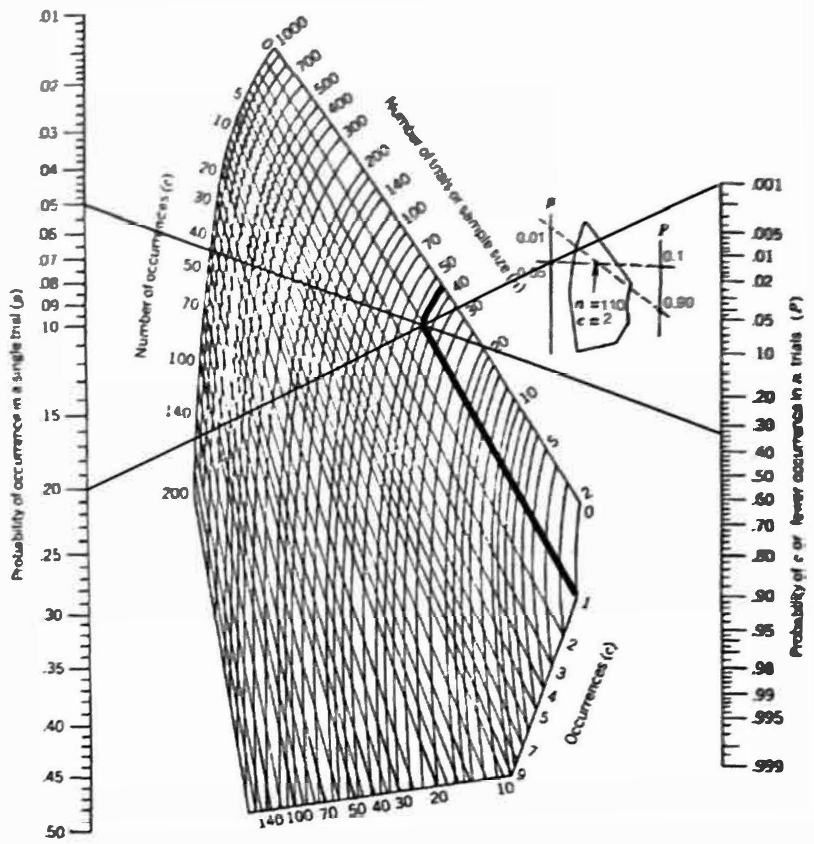
$p = 0.02 \Rightarrow L(p) \approx 0.827$ $\qquad p = 0.05 \Rightarrow L(p) \approx 0.329$

$p = 0.10 \Rightarrow L(p) \approx 0.048$ $\qquad p = 0.20 \Rightarrow L(p) \approx 0.001$

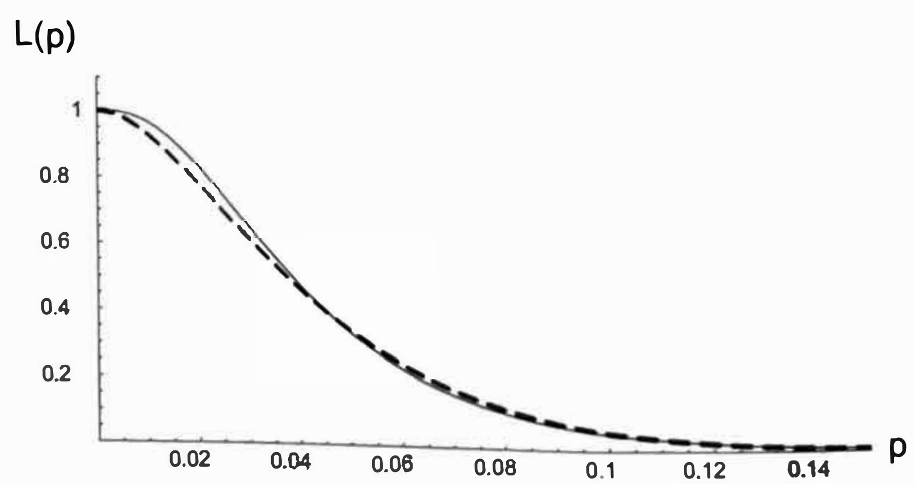
b) I a-uppgiften beräknades acceptanssannolikheten, L(p), för olika felkvoter, p. Dessa punkter ritas in i ett diagram och en OC-kurva anpassas. Punkten för $p = 0.20$ finns inte med i nedanstående diagram.



c) Från nomogrammet får vi en lämplig provtagningsplan med hjälp av skärningspunkten mellan (p, L(p)) = (0.05, 0.329) och (p, L(p)) = (0.20, 0.001). Skärningspunkten ger oss den bästa provtagningsplanen n = 45 och c=1.



Vi ritar upp OC-kurvan för den dubbla provtagningsplanen tillsammans med OC-kurvan för den enkla provtagningsplanen.



Av ovanstående figur framgår att den enkla provtagningsplanen n = 45 och c = 1 verkar ha en OC-kurva som i stort sett sammanfaller med motsvarande OC-kurva för den dubbla provtagningsplanen. Även om det kan finnas någon enkel provtagningsplan vars OC-kurva sammanfaller ännu bättre med OC-kurvan för den dubbla, är ovanstående anpassning så pass bra att vi nöjer oss med denna.

Problem: 2.12 a) (SK)

Bestäm en dubbel provtagningsplan för $n_1 = n_2$, $L(0.01) = 0.95$ och $L(0.04) = 0.10$.

Tabell: Tabell för dubbel provtagningsplan när $n_2 = n_1$ och $\alpha = 5\%, \beta = 10\%$.

Prov-tagningsplan nr	$\frac{p_2}{p_1}$	Acceptanstal		Approximativt värde på $n_1 p$ då $L(p) =$		
		c_1	c_2	0.95	0.50	0.10
1	11.90	0	1	0.21	1.00	2.50
2	7.54	1	2	0.52	1.82	3.92
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
7	3.88	2	5	1.43	3.20	5.55
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

$\frac{p_2}{p_1} = 0.04/0.01 = 4 \approx 3.88$.

$c_1 = 2$, $c_2 = 5$, $r_1 = r_2 = c_2 + 1 = 6$.

$L(0.01) = 95\% \Rightarrow n_1 p_1 = 1.43 \Rightarrow n_1 = 1.43/0.01 = 143$.

$L(0.04) = 10\% \Rightarrow n_1 = 5.5/0.04 = 138.75$.

Därför får vi $n_2 = n_1 = (138.75 + 143)/2 = 140.874 \approx 141$.

Sammanfattning

- Kvalitet
  Uppfyllandet av krav
- Acceptanskontroll
  Gör ett urval som är mindre än alla enheter i partiet. Dra slutsats om partiets kvalitet från detta urval.
- Enkel provtagningsplan
  En plan för hur man skall dra slutsatsen om partiets kvalitet givet en mindre urvalsgrupp.
- Design av enkel provtagningsplan med binomialnomogram:
  Dra linjer i ett binomialmonogram för att avgöra optimala n- och c-värden i den enkla provtagningsplanen. Fungerar bara om $n < \frac{N}{10}$ eftersom den är baserad på binomialapproximationen.

Sammanfattning

- Dubbel provtagningsplan.
  Börja med att titta på ett mindre urval. Om väldigt många eller väldigt få är defekta: dra en slutsats. Om det är lite oklart: kontrollera fler.
  Detta kan ofta ge mindre antal kontrollerade enheter (i genomsnitt) jämfört med en enkel provtagningsplan.
- Design av dubbelprovtagningsplan via tabell.
  Givet en producentrisk på 5% och en konsumentrisk på 10% samt $n_1 = n_2$ eller $n_2 = 2n_1$ kan en dubbel provtagningsplan läsas ut från tabellerna på sidan 181 i boken.