Matemaattisen tilastotieteen sovellutusmahdollisuudesta ballistisissa tutkimuksissa

Kirjoittanut yleisesikuntaeverstiluutnantti T Kallio

A YLEISTÄ

Kaikki kokemusperäinen tieto perustuu "tilastoon", ts kokemuksen tietä koottuun, muistiinpantuun ja parhaassa tapauksessa täsmällisesti eriteltyyn havaintomateriaaliin.

M a t e m a a t t i n e n t i l a s t o t i e d e eli s t a t i s t i i k k a tulee tässä avuksemme kriitillisine, täsmällisine ja tehokkaine menetelmineen ja siten se pystyy opastamaan meitä tutkimuksissamme myös alueilla, joilla vain "try and error" menetelmä eli "koettamisen ja epäonnistumisen tie" muuten on mahdollinen.

F y s i i k k a ja siihen perustuvat tieteet, kuten b a l l i s t i i k k a, nojautuvat myös kokemukseen. Näissä tieteissä tutkija kuitenkin pyrkii ymmärtämään ja hallitsemaan teoreettisiin l u o n n o n l a k e i h i n nojautuen ilmiöissä vallitsevat syy-yhteydet ja vaikutukset sekä ilmoittamaan ne täsmällisten matemaattisten kaavojen avulla. Mikäli tässä onnistutaan, vapaudutaan tietyssä mielessä kokemuksesta ja tieto muuttuu eksaktiseksi. Kun tähän on päästy, voidaan ilman kalliita ja aikaaviepiä kokeita täsmällisesti ennustaa, mitä tulee tapahtumaan, kun tiettyjen edellytysten vallitessa jotakin tai joitakin tekijöitä muutetaan. Kokemusperäistä tietoa on tutkijan intuition ohella tarvittu kyseisten luonnonlakien löytämiseen sekä aina kaavoissa esiintyvien vakioiden ja kertoimien täsmälliseen määrittelemiseen. Kokeita tarvitaan edelleen aina löydettyjen "luonnonlakien" todentamiseen (verifiointi) tai vääräksiosoittamiseen (falsifiointi) sekä niiden täsmentämiseen ja hiomiseen. Juuri tämän kokemusperäisen tiedon osan muokkaukseen tarvitaan matemaattista tilastotiedettä.

Edellisen lisäksi matemaattinen tilastotiede tarjoaa keinoja lähestyä tutkittavaa ilmiöpiiriä ikäänkuin tunnustelemalla ja siten laajemmista ja vaihtelevista näkökulmista. Sillä on keinonsa rinnastaa ilmiöitä ja niissä vaikuttavia tekijöitä toisiinsa ja mahdollisuuksia löytää ainakin niiden välinen rinnakkaisuus, elleikään ehkä aina niiden keskeistä riippuvaisuutta. Näin ollen se auttaa löytämään ne ilmiöt tai tekijät, joihin täsmällisemmän tutkimuksen, esim ballistiikan, on syytä keskittää tarkempi tutkimuksensa.

Voimmekin todeta, että matemaattista tilastotiedettä voidaan käyttää

a) välttämättömänä aputieteenä eksaktisemmille tieteille, jolloin se

— muokkaa näille sen havaintomateriaalin, josta ilmiöiden keskeiset lainalaisuudet voidaan johtaa
— auttaa niitä määrittelemään ne kaikissa fysikaalisissa kaavoissa esiintyvät vakiot, jotka on määritettävä kokemuksen tietä
— toimii kriteeriona, jonka avulla johdettujen lakien paikkansapitävyys voidaan käytännöllisesti katsoen todentaa

b) keskeisenä aputieteenä sellaisten tieteiden aloilla, joiden tutkimuskenttä muita keinoja käyttäen on vaikeasti hallittavissa. Näin on erikoisesti silloin, kun ilmiöiden monimutkaisuus sekä lukuisat ainakin osaksi hallitsemattomat osatekijät tuovat kokeisiin mukaan häiritsevät vaikutuksensa, jopa uhaten tehdä täsmällisen tutkimuksen mahdottomaksi. Etualalle astuvat tällöin matemaattisen tilastotieteen kehittämät, yhä suuremmassa määrin standardisoituvat, tehokkaat tutkimusmenetelmät. Salliessaan täten tieteellisen tutkimuksen tunkeutua näille epämääräisemmillekin alueille, on tilastotieteen merkitys käytännössä erittäin suuri. Itse asiassa sen tutkimuskenttä tässä mielessä on melkein rajaton. Ilman sitä ei mm sellaisista tieteistä kuin uudempi psykologinen tutkimus ns psykometriana, maataloudellinen tutkimus ja yleensä elollisiin olioihin kohdistuva tutkimus olisi tullut sitä, mitä ne nyt ovat, puhumattakaan kansantaloudellisista tutkimuksista tai vaikkapa kokonaan uudesta viime sodan aikana syntyneestä ns operatiivisesta tutkimuksesta[1]), joka nyt on valtaamassa tilaa myös moninaisilla siviilielämän aloilla. Erikoisesti juuri psykologinen ja maataloudellinen tutkimus yhdessä todennäköisyysmatematiikan kanssa ovat viimeisten vuosikymmenien aikana kehittäneet tilastollisia tutkimusmenetelmiä siinä määrin, että ne voivat auttaa eksaktisempiakin tieteitä enemmän kuin meillä ehkä yleensä on osattu aavistaakaan.

Niin ikään teollisen tuotannon kehittämisessä yhä suurempaan tehokkuuteen niin hyvin paljouden kuin laadunkin suhteen on tilastotieteellisillä laadun kontrolli- ja vastaanottomenetelmillä keskeinen asema. Tällä alalla mielenkiintoisena uutuutena sopii mainita ns sekvenssimenetelmä työtä ja aikaa säästävänä, jota nykyaikainen suurteollisuus yhä suuremmassa määrin pyrkii soveltamaan. Voimme hyvin aavistaa, mikä merkitys näillä menetelmillä on myös sotatarviketuotannossa, jonka yhteydessä ne parhaasta päästä muualla on kehitettykin.

Kokemusperäisenä tieteenä ballistiikka on tietenkin muodossa tai toisessa aina joutunut käyttämään matemaattista tilastotiedettä apunaan. Ampumamenetelmiään kehittäessään se on hyvinkin kouraantuntuvasti joutunut tekemisiin hajonta-ilmiön kanssa. Kuitenkin on sanottava, ettei se suinkaan silti ole läheskään käyttänyt hyväkseen kaikkia mahdollisuuksiaan ottaa matemaattisesta tilastotieteestä irti sitä, mitä tämä sille voi tarjota. Meillä on yleensä rajoituttu käyttämään ja opettamaan vain suunnilleen se osa matemaattisesta tilastotieteestä, mikä sisältyy Lehtosuon laatimaan oppikirjaan "Kenttätykistön ja kranaatinheittimistön todennäköisyysoppi". Näin ollen on yleensä rajoituttu normaalisen jakautumislain puitteissa määrittämään eräs keskiluku, joko aritmeettinen keskiarvo tai mediaani, sekä yksityisistä ammunnoista mää-

---

[1]) Englanninkielisessä kirjallisuudessa käytetään termiä "operation analysis", jolla suomen kielessä ei toistaiseksi ole vakiintunutta vastinetta.

rittämään hajonnan suuruus todennäköisenä poikkeamana. Lisäksi on määritetty vastaavasti keskiarvon todennäköinen poikkeama ja käytetty erästä likimääräiskeinoa, jonka avulla helposti voidaan havaintojen lukumäärästä riippuvan kertoimen avulla ns "kokohajonnasta" likimäärin arvioida todennäköinen poikkeama.

Joukkojen kannalta voidaan katsoa edelläolevan suurin piirtein riittävänkin silloin, kun ne kentällä ampumatehtäviensä yhteydessä joutuvat matemaattista tilastotiedettä hyväkseen käyttämään. Tehtäväthän ovat tällöin luonteeltaan erillisiä, eikä niiden antamia tuloksia ole tarkoituskaan "varastoida" ja käyttää myöhemmin. Viitattakoon vain hakuammuntatehtäviin ja tarkistusammuntaan tai pistemaalien tuhoamiseksi suoritettavaan vaikutusammuntaan yksityisin tykein tulta tähystyksen mukaan jatkuvasti korjaten. Uskalletulta sen sijaan tuntuu tämän varassa sellaisten tehtävien kuin esim pysyvien patteri- tai tykkikohtaisten korjausten määrittäminen, kuten on yritetty. Saavutettuja tuloksia tulisi aina periaatteessa verrata kokeessa esiintyvien virheiden taustaa vastaan niiden luotettavuuden arvioimiseksi. Tätä tarkoitusta palvelevat erilaiset kriteeriot. Tarkistuskorjauksenkin huomioonotto periaatteessa vaatisi kriteerioiden käyttöä, mutta se lienee kentällä liian hankalaa eikä niin ollen suotavaakaan. Kuitenkin kriteerioiden ylimalkainenkin tuntemus voisi auttaa paremmin arvioimaan yksityisessä tapauksessa saadun korjauksen luotettavuutta sekä kriitillisemmin suhtautumaan siihen. Täten ehkä voitaisiin välttyä hätiköidyiltä ja tarpeettomilta, jopa virheellisiltäkin tarkistuskorjauksilta, joita esiintyy liiankin usein.

Sen sijaan edellä oleva osoittautuu riittämättömäksi, milloin havaintomateriaalin perusteella tehdyiltä johtopäätöksiltä vaaditaan suurempaa luotettavuutta ja kestävyyttä, kuten esimerkiksi silloin kun vastaanottoammuntojen perusteella halutaan todeta, täyttääkö tietty ampumatarvike-erä hajontansa puolesta sille asetetut laatuvaatimukset. Myös taulukkoammuntojen sekä kaikenlaisten koeammuntojen yhteydessä, kun tuloksilta vaaditaan suurempaa luotettavuutta, asia on näin.

Tilastotiede antaa apua mm seuraavien seikkojen kohdalla:

— keinojen löytäminen useampien ammuntojen antamien tulosten yhdistämiseksi, (Niinpä emme täsmällisesti tänä hetkenä pysty sanomaan, mitkä ovat tavallisimpiakaan ampumatarvikkeitamme edustavat hajontavakiot eri tykeillä ja ampumaetäisyyksillä.)

— kriteerioiden käyttäminen tulosten luotettavuuden arvioimiseksi

— keinojen löytäminen yksityisten tekijäin vaikutuksen eristämiseksi muista samanaikaisesti vaihtelevista lopputulokseen vaikuttavista tekijöistä

— sopivimman jakautumislain käyttö kussakin yksityistapauksessa. Normaalilain lisäksi tulevat kysymykseen erikoisesti P o i s s o n'in ja b i n o m i n e n l a k i, joilla myös koetoiminnassa ja erikoisesti vastaanottoammunnoissa on omat sovellutusmahdollisuutensa.

Kun koeammuntojenkin yhteydessä täten pyrimme soveltamaan nykyaikaista tilastotiedettä, on syytä jo tässä kohden luoda ylimalkainen katsaus viimeksimainitun käyttämiin peruskäsitteisiin sekä eräisiin sen käyttämiin menetelmiin ja tutkimustapoihin saadaksemme jonkinlaisen yleiskäsityksen matemaattisen tilastotieteen soveltamismahdollisuuksista tehtävässämme. Siihen on aihetta jo terminologian vakiinnuttamiseksikin. Esittely ei voi olla täydellinen eikä mahdollistakaan näin suppeissa puitteissa. Seuraavassa onkin haluttu ikäänkuin viittauksina väläyttää eräitä näköaloja esilläolevasta kentästä mielenkiinnon herättämiseksi asiaan. Tästä syystä ei kaavoja mitenkään johdeta eikä perustella.

Tämän lisäksi käsitellään sangen yksityiskohtaisesti kouluesimerkin tapaan yhden sodan aikana suoritetun tutkimuksen aineisto erään ammustyypin mittaerojen vaikutuksesta hajontaan, tarkoituksena määritellä ammuksen valmistusmittojen rajat eli t o l e r a n s s i t. Esimerkki tuo näkyville useita uudemman tilastollisen tutkimuksen piirteitä ja antaa viitteitä siitä, mihin tilastotiedettä ballististenkin tutkimusten yhteydessä voidaan käyttää.

B TILASTOLLISISTA PERUSKÄSITTEISTÄ JA MENETELMISTÄ

Tilastollisessa tutkimuksessa on yleensä tutkimuksen kohteena suuri tai rajaton tai ainakin sellaiseksi kuviteltavissa oleva p e r u s-j o u k k o eli p o p u l a a t i o, jonka ominaisuuksista tehdään havaintoja sekä niiden perusteella johtopäätöksiä pienemmän n ä y t-t e e n perusteella. Perusjoukko voi olla eri tapauksissa erilainen. Sitä voi edustaa vastaanottoammunnassa esim tehtaalta tuleva tietty, periaatteessa yhdenmukainen ammus-, sytytin-, tai ruutierä tms. Mutta sitä voi esim ampumasääntöjä laadittaessa edustaa kaikkien tehtaiden kaikkien samanlaisten ampumatarvikkeiden yhteinen joukko, kunhan ne periaatteessa ovat samanlaisia, esim samojen piirustusten mukaan, samalla tavalla ja samoin laatuvaatimuksin ja vastaanottoehdoin valmistettuja. Näytteen vuorostaan tulee antaa mahdollisimman luotettava kuva perusjoukosta. Sen on siis oltava edustava. Tämä saavutetaan mm siten, että näyte valitaan täysin puolueettomasti ja umpimähkäisesti perusjoukosta, eli siten, että jokaisella perusjoukon yksilöllä on samanlainen todennäköisyys tulla p o i m i t u k s i näytteseen. Voidakseen edustaa perusjoukkoa näyte-erän tulee lisäksi olla riittävän suuri eli sen p e i t t ä v y y-d e n riittävä. Sen suuruus riippuu myös siitä, miten suureen luotettavuusasteeseen kokeessa pyritään.

Näytteen yksilöt tutkitaan kyseessä olevan ominaisuuden suhteen. Ne siis l a j i t e l l a a n laatunsa perusteella esim v i r h e e l l i-s i i n ja h y v i i n (attribuuttimenetelmä) tai ne m i t a t a a n, p u n n i t a a n, a m m u t a a n jne (variabelimenetelmä).

Kysymyksessä oleva ominaisuus on s a t u n n a i s s u u r e, jollaisena voi esiintyä mikä tahansa tutkittavana oleva ominaisuus; ammunnan yhteydessä esim iskemäetäisyys[1]), lähtönopeus, lentoaika räjähdyspisteeseen eli palopituus, ammuksen paino jne.

---

[1]) Tässä esityksessä on käytetty sanaa iskemäetäisyys tarkoittamaan sitä pituusmitoissa ilmaistavaa etäisyyttä, jonka päässä ammus iskee maahan. Ampumaetäisyydelle ja matkalle on ampumaopissa annettu omat erikoismerkityksensä, joten ne eivät enää sellaisenaan kelpaa tähän tarkoitukseen.

Muuttujia voidaan samanaikaisesti mitata kaikista näytteen yksilöistä useampiakin, jolloin päädytään kysymykseen niiden keskeisestä riippuvaisuudesta tai riippumattomuudesta. Esimerkiksi iskemäetäisyys on riippuvainen monista muista muuttujista, kuten lähtökulmasta, lähtönopeudesta, ammuksen painosta jne. Lähtönopeus riippuu vuorostaan ruutierästä, ruudin lämpötilasta, ammuksen painosta jne.

Satunnaissuure saa erilaisia arvoja pitkin muuttuja-akselia. Vaihteleva määrä näytteen yksilöitä joutuu täten edustamaan tutkittavan suureen eri arvoja (frekvenssi eli lukuisuus). Tämä vaihtelu noudattaa yleensä tiettyjä lakeja. Tärkeimmät jakautumislait, joilla yleensä tullaan toimeen, ovat aikaisemmin mainitut normaalinen, binominen ja Poisson'in jakautuma.

Muita tärkeitä jakautumislakeja, joilla on käyttönsä erikoisesti erilaisten kriteerioiden yhteydessä, ovat normaalilakiin liittyvät t -, χ^2 - ja F- jakautumat.

Saatujen tulosten perusteella voidaan laatia pylväsdiagramma, histogramma tai frekvenssipolygoni, josta edelleen tasoittaen frekvenssikäyrä. Niistä voi usein sellaisenaan havaita jakautumisen luonteen sekä arvioida, mikä jakautumislaki on sopivin. Käytännössä on vielä suurempi merkitys edellisen perusteella lasketulla summafunktiolla, joka periaatteessa saadaan frekvenssikäyristä integroimalla.

Satunnaissuureen arvot ryhmittyvät tietyn keskuksen ympärille. Tämä keskus voidaan määrätä eri tavoin, riippuen siitä, mikä kulloinkin on tarkoituksenmukaisinta. Keskuspisteitä ovat mm seuraavat:

— keskiarvo eli aritmeettinen keskiarvo

— mediaani eli keskusarvo (ks Lehtosuon keskeisarvo) sekä

— valta-arvo tai tyyppiarvo, mikä luokiteltujen muuttujien ollessa kysymyksessä on se luokka, joka lukumääräisimmin on näytteessä edustettuna.

Edellämainituista jakautuman keskusta ilmaisevista luvuista käytetään myös yhteistä nimitystä keskiluku (vrt Vahervuo: Psykometriikan metoodeja, I, Tilastolliset peruskäsitteet). Paitsi keskilukua tarvitaan jakautuman luonnehtimiseen vielä jokin arvo, joka ilmaisee vaihtelun laajuuden. Lähinnä tulee kysymykseen suurimman ja pienimmän arvon väli, jonka sisälle kaikki vaihteluarvot jäävät. Tämä vaihteluväli (vrt Lehtosuon "kokonaishajonta") on kuitenkin vaihtelualttiutensa vuoksi sangen epävarma jakautumista luonnehtivana tunnuslukuna, joskin sitä käytetään eräissä vähäisempää täsmällisyyttä vaativissa tapauksissa. Yleensä edullisin ja täsmällisin, joskin ehkä hankalimmin laskettava, on keskihajonta eli yleisemmällä nimityksellä standardipoikkeama, jonka teoreettisen arvon symbolina käytetään merkkiä σ tai käytännössä näytteestä saatuna s (vrt Lehtosuon "neliökeskivirhe").

Kaavana ilmaistuna s lasketaan

$$s = \sqrt{\frac{\Sigma(X - \overline{X})^2}{N - 1}}\text{, jossa}$$

$\Sigma(X - \overline{X})^2$ tarkoittaa yksityisten havaintojen keskiarvosta laskettujen poikkeamien neliöiden summaa. Ottamalla käytäntöön merkintä

$x = X - \overline{X}$, voidaan kaava ilmaista yksinkertaisempana

$$s = \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{N - 1}}$$

$N - 1$ tarkoittaa vapausasteiden[1] lukumäärää, joka tässä on havaintojen lukumäärä vähennettynä yhdellä. Yhtä sidettä tässä merkitsee poikkeamien sitominen määrättyyn esilläolevan havaintomateriaalin antamaan keskiarvoon.

Ballistiikassa käytetään meillä vielä käsitettä todennäköinen poikkeama, joka normaalihajonnassa saadaan edellisestä kertomalla luvulla 0,6745 . . .

Muita jakaantumista luonnehtivia tunnuslukuja ovat keskimääräinen poikkeama (vrt Lehtosuon "aritmeettinen kes-

---

1) Vapausaste-käsite on sangen vaikeasti yleispätevästi määriteltävissä. Standardimenetelmien ollessa kyseessä selviää sen käyttö malliesimerkeistä.

kivirhe") ja kvartiili. Edellinen on yksinkertaisesti keskiarvosta laskettujen yksityisten havaintojen itseisarvojen keskiarvo. Jälkimmäinen taas määrätään siten, että muuttuja-akselia pitkin mitataan mediaanista lähtien se väli, jonka sisään mediaanin alapuolelle tulee puolet mediaania pienemmistä arvoista (alakvartiili) sekä yläpuolelle puolet mediaania suuremmista arvoista (yläkvartiili); kvartiili on näiden molempien keskiarvo. Normaalijakautuman tai yleensä symmetrisen jakautumisen ollessa kysymyksessä kvartiili lähestyy todennäköistä poikkeamaa tapausluvun kasvaessa. Kvartiilin etuna on, että se on ilman erikoisia laskutoimituksia suoraan luettavissa primääriluetteloista, esim ampumapöytäkirjoista tai jakautumista ilmaisevista graafisista esityksistä, iskemäkuvioista jne.

Standardipoikkeaman yhteydessä mainittakoon edelleen käsitteenä sen neliö, eli varianssi (s^2). Sen tärkeänä ominaisuutena on sen additiivisuus. Käytännössä sillä on merkitystä, mikäli käymme itse hajontailmiöön käsiksi eritelläksemme sen syitä. Tällöin voimme kunkin osatekijän katsoa tuovan siihen oman osuutensa, ja sikäli kuin haluamme hajontaa pienentää, on siihen mahdollisuuksia johdonmukaisesti toimien juuri tätä tietä. Devianssilla (ks. Yule — Kendall: Introduction to the Theory of Statistics) ymmärretään poikkeamien neliöiden summaa sellaisenaan. Kun useista ammunnoista peräkkäin laskemme yhteen devianssit ja nimittäjään vastaavasti lisäämme uusien ammuntojen mukana tuomat vapausasteet, voimme jokaisen ammunnan jälkeen yhä suuremmalla tarkkuudella laskea perusjoukkoa edustavan standardipoikkeaman. Kaavana tämä on muotoa

$$s' = \sqrt{\frac{\Sigma x^2_1 + \Sigma x^2_2 \ldots\ldots + \Sigma x^2_m}{n - m}},$$

jossa Σx^2_m tarkoittaa m:nnen ammunnan devianssia, n kaikkien laukausten yhteistä lukumäärää ja m erillisten ammuntojen lukumäärää.

Useiden samasta perusjoukosta otettujen näytteiden yhteinen keskiarvo on erillisten keskiarvojen punnittu keskiarvo.

Keskiarvon standardipoikkeama saadaan vuorostaan kaavasta

$$s_{\bar{X}} = \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{N(N-1)}} \quad \text{ja}$$

standardipoikkeaman standardipoikkeama

$$s_s = \frac{s}{\sqrt{2N}}$$

Tilan puutteen vuoksi ei tässä ole esitetty kaikkia mahdollisia käsitteitä eikä niiden keskisiä suhteita. Niitä selostetaan esim em Vahervuon teoksessa ja Leo Törnqvist'in "Tilastotieteen tunnuslukujen laskukaavoissa".

Suurten havaintomäärien ollessa kysymyksessä tulisi laskutoimitusten suorittaminen sangen työlääksi. Tästä syystä pyritään käyttämään, milloin se on mahdollista, luokiteltuja suureita. Koko vaihteluväli jaetaan tällöin n 10—20 tasaväliseen luokkaan ja lasketaan kuhunkin luokkaan tuleva luokkafrekvenssi. Keskiarvo ja standardipoikkeama sekä muut viimeksimainittuun liittyvät käsitteet saadaan täten lasketuksi mukavammin tarkkuuden silti sanottavasti kärsimättä.

Edellä oleva, ehkä liiankin pitkäksi venynyt käsitevarasto koskee vain yhtä muuttujaa. On kuitenkin paikallaan lyhyesti käsitellä vielä kahden tai useampien satunnaissuureiden keskisiä suhteita. Matemaattisessa tilastotieteessä käytetään muuttujain keskisen riippuvaisuuden ilmaisemiseen korrelaatiota. Kun korreloivien muuttujien keskinen yhteys puetaan yhtälön muotoon, puhutaan niiden regressioyhtälöistä. Korrelaatiokerroin vaihtelee nollasta $\pm$ 1:een. Lineaarisen korrelaation vallitessa merkitsee kerroin 1 täydellistä muuttujain vastaavaisuutta. Jos korrelaatiokerroin on nolla, se voi merkitä muuttujain riippumattomuutta, mutta myös ns käyräviivaista korrelaatiota, tai myös, että muuttujilla voi olla jokin monimutkaisempi riippuvuus toisistaan. Toisaalta yhtä lähenevä, korrelaatiokerroin ei suinkaan aina merkitse muuttujain keskistä riippuvuutta, vaan ehkä vain satunnaista samansuuntaista muutosta, kuten esim inflatorisesti etenevä rahan arvon aleneminen ja vaikkapa jonkin kansakunnan nuorten miesten keskipituuden lisääntyminen. Tämä viittaa siihen, että korrelaatioita on aina käytettävä harkiten, muuten voidaan johtua mielettömiin johtopäätöksiin.

Suomenkielisessä kirjallisuudessa on korrelaatiokäsitettä ja sen erilaisia käyttötapoja selostettu em Vahervuon teoksessa, johon lukijoita kehoitetaan tutustumaan. Tässä yhteydessä mainittakoon kuitenkin vielä seuraavat peruskäsitteet:

Pearson'in korrelaatiokerroin (r) lasketaan kaavasta

$$r = \frac{\Sigma\, xy}{\sqrt{\Sigma x^2}\,\sqrt{\Sigma y^2}},$$

jossa x ja y merkitsevät kahden muuttujan yhteenkuuluvia poikkeamia niiden keskiarvoista.

Käytännössä ovat kuitenkin edullisempia standardisoidut laskumenetelmät luokiteltujen suureiden korrelaatiotaulun avulla (ks Vahervuo). Nykyaikaisilla hyvillä laskukoneilla voidaan lukujen neliöt, neliösummat ja tulot sekä tulojen summa saada koneesta yhdellä kertaa, jolloin lasku on nopeasti suoritettavissa ja kaavaa voidaan käyttää sellaisenaan. Pearson'in r-kerrointa on edullisinta käyttää, milloin variabelit ovat normaalisesti jakautuneet eikä tapausten lukumäärä ole kovin pieni.

Toisena tärkeänä korrelaatiota ilmaisevana kertoimena on mainittava järjestyskorrelaatio kerroin (R).

Jos näytteen yksilöt voidaan asettaa kahden satunnaissuureen perusteella kahteen sarjaan esim arvioinnin perusteella, silloin kun satunnaissuuretta ei voida tarkasti mittalukujen avulla ilmaista, käytetään satunnaissuureiden keskinäisen korrelaation ilmaisemiseen järjestyskorrelaatiota. Esimerkkinä mainittakoon jonkin kemiallisen tuotteen näytteiden järjestäminen sarjaan vaikkapa niiden värin ja jonkin muun ominaisuuden perusteella. Merkitköön tällöin u näyteyksilön järjestyslukua ensimmäisessä ja v toisessa sarjassa Silloin lasketaan järjestykorrelaatiokerroin kaavasta

$$R = 1 - 6 \cdot \left(\frac{\Sigma(u-v)^2}{N\,(N^2-1)}\right)$$

Näiden lisäksi on muitakin korrelaatiota ilmaisevia kertoimia, joita käytetään eriluonteisten satunnaissuureiden yhteydessä ja joilla voi olla tärkeitä sovellutusmahdollisuuksia myös koeasematoiminnan yhteydessä.

Edellä oleva selvitys on koskenut toistaiseksi vain kahden muuttujan välistä korrelaatiota. Kuitenkin voi mukana olla muitakin muuttujia samanaikaisesti, jolloin herää kysymys siitä, mikä tuo korrelaatiokerroin olisi ollut siinä tapauksessa, että joku kolmas tai useammat mukana olevat tekijät eivät olisi vaihdelleet. Jos esim eräässä ammunnassa olisimme laskeneet korrelaation iskemäetäisyyden ja ammuksen painon kesken ja edelleen haluaisimme tietää, mikä se olisi, jos joku kolmas tekijä, esim samanaikaisesti jokaisesta laukauksesta mitattu lähtönopeus, olisi pysynyt vakiona, päädymme ns osittaiskorrelaatioon.

Yhteiskorrelaatiokäsitteen avulla taas tarkastellaan, miten hyvin useiden muuttujain keskisten korrelaatioiden avulla ilmiö kokonaisuudessaan hallitaan.

Kun useiden tekijöiden perusteella niiden keskisistä korrelaatioista laaditun ns korrelaatiomatriisin avulla selvitetään lukuisten tekijäin keskisiä suhteita, päädytään regressioteoriaan sekä eräänä sen sovellutusmuotona faktorianalyysiin. Faktorianalyysi on saanut psykologisessa erittelyissä sopivan työkentän. Se onkin erikoisesti paikallaan silloin, kun teemme havaintoja populaatiosta, joiden ominaisuuksiin emme voi itse vaikuttaa.

Ballistiikan kannalta asiaa arvostellen näyttää kuitenkin toisilla ns varianssianalyysiin perustuvilla menetelmillä olevan lupaavia sovellutusmahdollisuuksia (ks Brownlee, M. A.: "Industrial Experimentation" ja Fisher, R. A.: "The Design of Experiments"). Varianssianalyysin menetelmät ovat syntyneet ja kehitetyt lähinnä maataloudellisten kokeiden yhteydessä, mutta ovat sittemmin hyvin runsaassa määrin saaneet jalansijaa muuallakin, kuten erilaisissa teollisuuden tarvitsemissa tutkimuksissa. Tämän laatuisille tutkimuksille on ominaista, että kokeen suunnittelija itse järjestää kokeensa antaen useampien tekijäin samanaikaisesti vaihdella valitsemillaan kahdella tai useammalla arvolla tai tasoilla sekä lopuksi lohkoo saamansa devianssin näiden osatekijäin kesken sekä vertaa niitä jäännösvar i a n s s i i n, mikä joka tapauksessa jää, vaikka kokeen tekijäin vaihtelu jätettäisiinkin pois. Jäännösvarianssia voitaisiinkin tämän mukaan nimittää "perus- tai luonnolliseksi hajonnaksi".

Lopuksi mainittakoon tavallisimmat kriteeriot, joiden avulla voidaan arvioida saatujen tulosten luotettavuus. Niitä ovat

— t- t e s t i, vertailtaessa mm eri kokeissa saatuja keskiarvoja toisiinsa

— f- f e s t i, jonka avulla arvioidaan varianssin, standardipoikkeaman ja todennäköisen poikkeaman luotettavuus.

— r — t e s t i korrelaation olemassaolon arvioimiseksi, sekä

χ^2 - t e s t i, teoreettisen jakaantumislain paikkansapitävyyden arvioimiseksi jne.

Kaikki nämä testit perustuvat n o l l a - h y p o t e e s i i n. Niissä määritetään, millä todennäköisyydellä kokeen tulosten perusteella laskettu testiarvo olisi saatu, jos kokeen antama tulos olisi ollut pelkästään sattumanvaraisen hajonnan varassa. Tätä varten on valmiiksi laskettu taulukot eri todennäköisyysarvoja ja vapausasteita varten. Ne ovat melkein kaikkien uudempien matemaattista tilastotiedettä käsittelevien oppi- ja käsikirjojen liitteinä. Se todennäköisyysraja, jota tällöin pidetään merkitsevänä, voidaan asettaa eri tavoin, riippuen siitä mitä kokeen halutaan kulloinkin selvittävän. Usein testeissä tyydytään 5 % rajaan, ts jos testi antaa pienemmän todennäköisyyden kuin 5 % sille mahdollisuudelle, että tulos olisi saatu pelkästään hajonnan vuoksi, pidetään sitä merkitsevänä. Että 5 % raja ei vielä voi olla varsin vakuuttava, ilmenee siitä, että uudistettaessa koe useita kertoja, noin joka 20:s koe voisi antaa tällaisen tuloksen pelkästään hajonnasta johtuen. Tilastollisen luotettavuuden määreinä käytetään seuraavia nimityksiä:

— melkein merkitsevyys	95 %
— merkitsevyys	99 %
— vahvasti merkitsevyys	99,9 %

Jos varmuusastetta kokeessa halutaan lisätä, merkitsee se käytännössä koemateriaalin lisäystä. Vähäisellä koemateriaalilla ei tilastollista luotettavuutta voida saavuttaa. Kun testein täten on todettu, että kokeessa saatua testiarvoa ei asettamamme todennäköisyyden puitteissa voida olettaa vain satunnaisen hajonnan aiheuttamaksi, pidetään saatua eroa merkitsevänä. Tämä voi suorastaan oikeuttaa tiettyihin toimenpiteisiin tai ratkaisevien johtopäätösten tekoon, olkoonpa vaikka kysymyksessä tehtaalta vastaanotettavan ammuserän hylkääminen, mikäli se ei täytä tiettyjä laatuvaatimuksia.

C ESIMERKKI VARIANSSIANALYYSIN SOVELTAMISESTA AMMUSTUTKIMUKSESSA

1. Kokeen järjestely ja suoritus

Seuraavassa analysoidaan eräs koe, joka kesällä v 1944 suoritettiin 76 mm:n ammuksen valmistusmittojen toleranssien selvittämiseksi. Koe oli periaatteessa oikein suunniteltu, mutta sen tilastollinen analysointi jätti toivomisen varaa. Tästä syystä kannattaa uudelleen analysoida koe, jotta siitä voitaisiin ottaa varteen se tieto, minkä se voi tarjota.

Kuvasta 1 ilmenevät ne viisi kohtaa A, B, C, D ja E, joissa ammuksen mittoja vaihdeltiin. Kullekin mitalle annettiin kaksi arvoa. Täten valmistettiin kaikkiaan 32 ammusta muuten Tväl. os:n piirustuksen n:o 35—2—83 mukaan, ilman että yksikään oli samanlainen kuin joku toinen.

A, kärkitason halkaisija, sai arvot 41,5 mm ja 40 mm, nimellismitan ollessa 41,5 mm.

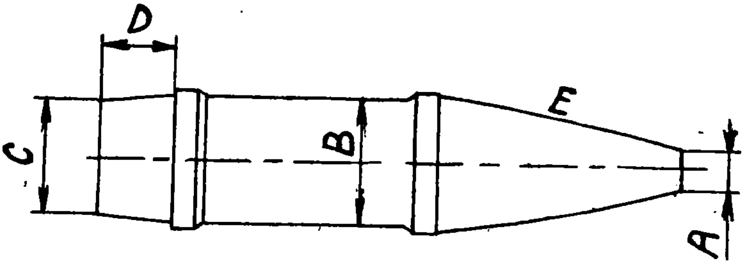
B, lieriömäisen runko-osan halkaisija, sai arvot 75,4 ja 74,2 mm, nimellismitan ollessa 75,4 mm.

C, perätason halkaisija, sai arvot 65,0 ja 62,0 mm, nimellismitan ollessa 62 mm.

D, perän pituus, ts johtorenkaan uran etäisyys ammuksen pohjasta, sai arvot 64,0 ja 60,0 mm, nimellismitan ollessa 62 mm.

E, kärjen muoto, sai arvot 2,0 ja —2,0 mm.

Kärjen muototekijä on jäänyt jossain määrin epäselvästi määritellyksi, mutta tarkoitetaan tässä sillä erästä mittaa, ns "rakoa", joka mitataan sen mukaan, kuinka syvälle ammus työntyy tulkkiin, O-merkin ilmaistessa normaalista ammusta. Täten se siis ilmaisee ammuksen kärkiosan profiilin pulleutta tai soukkuutta normaaliammukseen verrattuna.



Kuva 1. Kaaviopiirros 76 mm:n ammuksesta vaihdeltuine kohtineen.

Kokeen järjestely poikkeaa selvästi ns klassillisesta koeperiaatteesta, jonka mukaan oli muutettava vain yhtä tekijää kerrallaan pyrkien pitämään muut tekijät muuttumattomina. Useimmiten on kuitenkin niin, että kokeen suorittajan on käytännössä mahdoton toteuttaa tätä periaatetta. Muutkin tekijät aina vaihtelevat enemmän tai vähemmän, joskin nyt esilläolevassa tapauksessa, jolloin on kysymys kiinteiden kappaleiden työstämisestä määrättyihin mittoihin, tämä periaate olisi tässä esiteltyjen muototekijäin osalta voitu toteuttaa. Klassillisena kokeena olisi niin muodoin koe järjestetty siten, että olisi rinnan normaalisten ammusten kanssa ammuttu sellaisia ammuksia, joissa vain yhtä tekijää olisi kerrallaan muutettu. Kun koe järjestettiin niinkuin se nyt tehtiin, saavutettiin yhdellä kertaa kunkin osatekijän suhteen erillisenä sama luotettavuus, kuin jos koe olisi suoritettu klassillisen periaatteen mukaan, kuitenkin vain 1/5 osalla siitä ammusmäärästä, jonka koe olisi vaatinut. Esitetyn tapainen useamman muuttujan koe merkitsee siis melkoista säästöä. Lisäksi klassillisessakin kokeessa jää edelleen vaikuttamaan ammuksen painonvaihtelu, joka voi johtua kyseessäolevasta muodonmuutoksesta, mutta myös muista tekijöistä, mm ammuksen sisäkaavasta. Samoin ruudista johtuva lähtönopeuden vaihtelu sekä sään muutokset laukauksesta laukaukseen ovat aina mukana. Mikä kuitenkin on tärkeintä ja mikä on klassillisen kokeen suurin heikkous, on siinä, että se ei sano mitään eri tekijäin korkeammanasteisista eli niiden eriasteisista yhteisvaikutuksista eikä pysty edes ilmaisemaan niiden olemassaoloa.

Kokeeseemme palataksemme voidaan ilman sitäkin eri tekijöitä arvioida seuraavasti

— kärkitason halkaisijan (A) suureneminen lisää ammuksen painoa sekä muodostaa kynnyksen sytyttimen ja kranaatin rungon väliin. Tämä seikka tietenkin lisää ilmanvastusta ja lyhentää siten iskemäetäisyyttä. Painon lisääntyminen vuorostaan toisaalta siirtää ammuksen painopistettä eteen, toisaalta lisää sen kuormitusta. Kuormituksen kasvu taas auttaa ammusta paremmin voittamaan ilman vastusta ja siten lisää iskemäetäisyyttä. Edelleen painonlisäys alentaa lähtönopeutta, siten taas lyhentäen iskemäetäisyyttä. Mikä on tekijän kokonaisvaikutus, jää täysin kokeen selvitettäväksi.

— lieriöosan halkaisijan (B) suureneminen täyttää ammuksen kapeampaa kohtaa johtopaksunnoksen ja johtorenkaan välissä. Painon kasvun aiheuttamia vaikutuksia lukuunottamatta, jotka tässä tapauksessa ilmeisesti ovat eduksi, on muototekijä myös edullinen, koska johtorenkaan muodostama haitallinen kynnys täten mataloituu. Vaikutuksen suuruus sen sijaan voidaan selvittää vain kokeen avulla.

— perätason halkaisijan (C) suureneminen lisää painoa ja siirtää painopistettä taakse. Puhdas painon lisäys on eduksi, mutta mitä painopisteen siirto merkitsee, ei ilman muuta ole selvää. Paksuneva perä muototekijänä tuntuu epäedulliselta.

— perän pituuden (D) suureneminen saattaa hieman pienentää painoa, mutta tärkeintä on, että se siirtää ammuksen peräosaa syvemmälle hylsyyn tai panoskammioon pienentäen lataustilaa ja lisäten siten lähtönopeutta. Miten se puolestaan vaikuttaa ammuksen lentoon, jää kokeen selvitettäväksi.

— kärjen muodon (E) vaikutus kohdistuu ensisijassa painoon ja painopisteen paikkaan. Sen pulleus tai soukkuus vaikuttaa ilmeisesti ammuksen lentoon, jota kuitenkin etukäteen on mahdoton arvioida.

Muodonmuutosten vaikutukset voimme ryhmittää kolmeen luokkaan seuraavasti:

a) massavaikutus, jolla ymmärretään sitä vaikutusta, joka toisaalta painon muutoksena vaikuttaa lähtönopeuteen ja toisaalta ballistisesti ammuksen kuormitukseen ja sitä tietä ilmanvastuksen vaikutuksena iskemäetäisyyteen;

b) lataustilavaikutus, joka vuorostaan vaikuttaa lähtönopeuteen ja siten iskemäetäisyyteen;

c) muotovaikutus, johon voimme yhdistää kaikki muut ammuksen rakenteesta johtuvat ulkoballistisesti tärkeät vaikutukset. Niitä ovat muodonmuutoksesta johtuvat painopisteen paikan, hitausmomenttien, epäsymmetrisyyden, pituuden ja pinnan sileyden sekä profiilin muutokset yleensä, joilla taas kaikilla joko erikseen tai liittyen muihin tekijöihin on oma vaikutuksensa ja jotka vaikuttavat ammuksen muotoarvoon (i).

Ampumataulukoissa on ainoastaan a-kohdan massavaikutus huomioitu ns painoluokkakorjauksena. Sellaisena se on täsmällisesti laskettavissa ja osavaikutuksena periaatteessa oikea. Mutta se ei ole riittävä, koska se ei ota huomioon b- ja c-kohtien vaikutuksia. On lähdetty siitä edellytyksestä, että ammukset valmistetaan huolellisesti, ja jätetään nuo muut tekijät satunnaisina vaikuttamaan luonnollisena hajontana, joka kuitenkin on pidettävä tietyissä rajoissa. Mutta kun näillä muodonmuutoksilla erillisinäkin saattaa olla massavaikutusta suurempi vaikutus iskemäetäisyyteen, siirtyy ammusten mitoituskysymys ts sallitut toleranssit tärkeysluokassa etualalle, kun pituushajonta pyritään pitämään pienenä.

Nyt esillä olevan kokeen materiaali antaa myös mahdollisuuden eritellä osavaikutukset. Redukoimalla iskemäetäisyydet a- ja b-kohdan vaikutukset huomioon ottaen, voisimme tutkimuksemme kohdistaa ainoastaan c-kohdan muotovaikutukseen.

Kun kuitenkin mitoituksen kannalta asiaa katsoen ei ole tarpeen eritellä kunkin muototekijän erilaisia osavaikutuksia, voidaan tarkastelu suorittaa alkuperäisillä arvoilla, jolloin materiaalissamme suoritamme ainoastaan sen redukoinnin, joka johtuu tykin vaihtamisesta kesken ammunnan. Liite 1 antaa primääriluettelona tarkasteluamme varten pöytäkirjoista kootut asiat (Tykistön koeaseman ptk 2129/44).

Suorittamalla ammunta siinä järjestyksessä kuin primääriluettelosta ilmenee, tulee sään mahdollinen muuttuminen ammunnan aikana sikäli eliminoiduksi, että se vaikuttaa kaikkiin tekijöihin samalla tavalla ja jää jäännöshajontaan koetta häiritsemättä. Vain tykin vaihdosta johtuva viivästyminen, minkä aiheutti tykin vioittuminen ennen ammuntaa, voisi tässä suhteessa aiheuttaa korjauksen laukauksiin 26—32. Lähempi tarkastelu kuitenkin osoitti, että sää ei vaikuttanut asiaan, joten redukointi iskemäetäisyydessä ja lähtönopeudessa voitiin suorittaa ottaen huomioon ainoastaan tykkien välinen lähtönopeusero ja näiden ammusten painon keskiarvo.

Tykin vaihto kesken ammunnan tietenkin heikentää jossain määrin kokeen arvoa. Seuraavassa on kuitenkin redukoinnin jälkeen saatuja tuloksia käsitelty, kuin ne olisi saatu samalla aseella.

Mahdollisuutta eritellä kunkin muototekijän vaikutus osavaikutuksiin käytetään hyväksi esityksessä myöhemmin tarkasteltaessa painoerokorjausta ja siihen liittyviä kysymyksiä.

2. Varianssilaskun suoritus

Merkitsemme toistaiseksi eri muototekijäin kahta mittatasoa tekijää ilmaisevalla kirjaimella sekä ali-indeksillä, esim A_1 ja A_2, B_1 ja B_2 jne, niiden numeroarvoista välittämättä. Esimerkiksi ammus n:o 1 (A_1 B_1 C_1 D_1 E_1) ja ammus n:o 17 (A_2 B_1 C_1 D_1 E_1) eroavat toisistaan vain A-tekijän suhteen. Parittain ottaen voidaan löytää kaikkiaan 16 ammusparia, joissa vain A-tekijä muuttuu, esim. ammukset 2 ja 18, 3 ja 19 jne. Laskemalla parittain etäisyyserot sekä niiden keskiarvon saamme A-tekijän keskimääräisen vaikutuksen iskemäetäisyyteen.

Samalla tavalla menetellen voidaan laskea muittenkin päätekijäin vaikutukset.

Voimme yrittää samaa menetelmää myös kahden, kolmen jne tekijän yhteisvaikutusta määrätäksemme. Esim ammus n:o 1 (A_1 B_1 C_1 D_1 E_1) ja ammus n:o 25 (A_2 B_2 C_1 D_1 E_1) eroavat toisistaan A- ja B-tekijöissä muiden tekijäin pysyessä muuttumattomina. Tällaisia pareja on kuitenkin vain kahdeksan, joten kokeemme luotettavuus heikkenee keskiarvoja laskiessamme vapausasteiden vähetessä. Tätä tietä edeten joudumme vaikeuksiin tulosten luotettavuutta arvioitaessa sekä erotellessamme saatuja tuloksia tekijäin puhtaan yhteisvaikutuksen ja erillisten tekijäin osalle.

Varianssianalyysi antaa meille keinon täsmällisemmin kuin em keskiarvomenetelmä löytää nuo korkeamman asteiset yhteisvaikutukset sekä erikoisesti mahdollisuuden arvioida tulosten luotettavuutta kokeen virheeseen (jäännösvarianssiin) verrattuna. Myöskin seuraavassa esitettävä standardisoitu taulukkolaskumenetelmä antaa mahdollisuuden ikäänkuin sivutuotteena laskea myös nuo keskimääräiset vaikutukset.

Ensimmäisenä askeleena menetelmässämme laadimme primääriluettelon perusteella taulukon n:o 1. Taulukon numeroarvot on saatu siten, että ikäänkuin asteikon nolla-kohtaa siirtämällä olemme valinneet uudeksi nolla-kohdaksi etäisyyden 10.000 m. Yksityiset iskemät on ilmaistu poikkeamina tästä väliaikaisesta keskiarvosta ja ilmaistu ne dekametreinä, jolloin on saatu mukavammin käsiteltäviä arvoja kuin alkuperäiset metreinä ja aseesta lähtien mitatut arvot. Niitäkin sellaisenaan voitaisiin käyttää, mutta laskutoimitukset tulisivat isoilla luvuilla kovin hankaliksi.

Taulukko 1: Iskemäetäisyyspoikkeamat

		A_1				A_2			
		B_1		B_2		B_1		B_2	
		C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2
D_1	E_1	+37	+58	+10	+12	+50	+57	+17	+21
	E_2	— 7	0	—32	—24	0	+16	—25	—31
D_2	E_1	+49	+35	+ 3	+ 9	+49	+48	+10	+23
	E_2	— 8	— 6	—38	—36	+ 6	+ 4	—26	—33

Toisena askeleena suoritamme termejä parittain yhdistelemällä tarvittavat yhteenlaskut eri asteisten vaikutusten laskemiseksi. Tämä tapahtuu aivan kaavamaisesti aputaulukoiden avulla, kuten seuraavassa esitetään.

Taulukko 2 lasketaan siten, että taulukosta 1 lähtien sulautetaan toisiinsa parittain ne termit, jotka eroavat toisistaan vain A:n suhteen.

Taulukko 2: A eliminoitu

		B_1		B_2	
		C_1	C_2	C_1	C_2
D_1	E_1	+87	+115	+27	+33
	E_2	— 7	+ 16	—57	—55
D_2	E_1	+98	+ 83	+13	+32
	E_2	— 2	— 2	—64	—69

Samalla tavoin lasketaan taulukosta 1 lähtien muutkin aputaulukot, joissa vuoron perään eliminoidaan muut tekijät, B, C, D ja E.

Toisen sarjan aputaulukoita laskemme edellälasketuista aputaulukoista, joista jo yksi tekijä oli eliminoitu. Näin saamme taulukkosarjan, jossa on eliminoitu kaksi tekijää. Tätä ryhmää edustakoon tässä taulukko 3, joka on laskettu taulukosta 2 yhdistämällä termit, jotka eroavat ainoastaan B-tekijässä.

Taulukko 3: A ja B eliminoidut

	C_1		C_2	
	D_1	D_2	D_1	D_2
E_1	+114	+111	+148	+115
E_2	— 64	— 66	— 39	— 71

Kolmas aputaulukkosarja saadaan vuorostaan toisesta aputaulukkosarjasta samalla tavoin kuin edellä. Näin saamme taulukkosarjan, jossa on eliminoitu kolme tekijää. Edustakoon tätä ryhmää taulukko 4.

Se on saatu taulukosta 3 yhdistämällä termit C-tekijäin suhteen.

Taulukko 4: A, B ja C eliminoidut

	D_1	D_2	Yht.
E_1	+262	+226	+488
E_2	—103	—137	—240
Yht.	+159	+ 89	+248

Kun tässä lisäämme taulukkoomme vielä yhteensä-sarakkeet, joihin laskemme yhteen vaaka- ja pystyrivit, onkin jo päästy yksityisten tekijäin vaikutuksiin. Taulukossa on oikeassa alanurkassa kaikkien termien summa, tässä +248. Kaikissa aputaulukoissa tulee tämän summan olla sama, joten tämä tarjoaa keinon tarkistaa, onko termien yhdistely oikein suoritettu.

Taulukosta 4 saamme esim E-tekijän vaikutuksen

$$x_E = \frac{488 - (-240)}{16} \cdot 10 = + 455 \text{ m}$$

Samoin saadaan D-tekijän vaikutus

$$x_D = \frac{159 - 89}{16} \cdot 10 = +44 \text{ m}$$

Laskettuamme muutkin tämän ryhmän aputaulukot, saadaan vastaavasti eri tekijäin päävaikutukset.

$$x_A = -78 \text{ m}$$
$$x_B = +330 \text{ m}$$
$$x_C = -36 \text{ m}$$
$$x_D = +44 \text{ m}$$
$$x_E = +455 \text{ m}$$

Kolmantena askeleena lasketaan (taulukko 5) eri tekijöille ja niiden eriasteisille yhdistelmille tulevat devianssiosuudet, jotka vastaavilla vapausasteluvuilla jaettuamme antavat kullekin tulevan varianssiosuuden. Kun tässä koskeessa kukin tekijäyhdistelmä esiintyy vain yhden kerran, tulee kaikkien yhdistelmien vapausasteeksi 1, joten saatu devianssiosuus tulee samalla ilmaisemaan varianssia. Ennenkuin varsinaiseen varianssilaskuun päästään on ensiksi kuitenkin laskettava korjaustermi, joka johtuu siitä, että taulukon 1 arvot eivät ole lasketut oikeasta keskiarvosta. Tämä korjaustermi on jokaisessa osalaskussa otettava huomioon.

Varianssilasku suoritetaan seuraavan kaavan mukaan

1. Poikkeamien kokonaissumma (tässä +248) korotetaan neliöön ja saatu neliö jaetaan niiden termien lukumäärällä, jotka siinä ovat yhdistetyt, tässä 32:lla

$$\text{Korjaustermi} = \frac{248^2}{32} = 1922$$

2. Lasketaan päävaikutusten osuus (0-aste).

Viimeisestä aputaulukkoryhmästä lasketaan vuorotellen yksityisten tekijäin A — E varianssiosuus. Niinpä taulukosta 4 saamme vaakarivien yhteensä-sarakkeesta E:n vaikutukselle arvot +488 ja —240. Ne korotetaan neliöön ja lasketaan yhteen. Saatu neliösumma jaetaan 16:lla, koska kumpaankin arvoon on sulautettu 16 termiä. Lopuksi osamäärästä vähennetään korjaustermi. Niinpä saamme E:n aiheuttaman varianssin

$$s^2_E = \frac{488^2 + (-240)^2}{16} - 1922 = 16562$$

3. Lasketaan kahden tekijän yhteisvaikutusten osuus (1.aste).

Edelleen viimeisestä taulukkosarjasta saamme varsinaisesta taulukko-osasta (pl yhteensä-sarakkeiden arvot) taulukoissa esiintyviä kahta tekijää vastaavat neljä termiä. Esim taulukosta 4 saamme tekijäyhdistelmän DE varianssiosuuden seuraavasti. Taulukon neljä termiä korotetaan neliöön, neliöt lasketaan yhteen ja summa jaetaan 8:lla (kuhunkin termiin on sulautettu 8 alkuperäistä arvoa). Osamäärästä vähennetään jo valmiiksi lasketut päävaikutukset D ja E sekä vähennetään lopuksi korjaustermi. DE:n vastaavaksi varianssiksi saadaan

$$s^2_{DE} = \frac{262^2 + 226^2 + (-103)^2 + (-137)^2}{8} - 153 - 16562 + (-1922) = 0$$

4. Lasketaan kolmen tekijän yhteisvaikutusten osuus (2.aste). Siirrymme aputaulukkoryhmään, joiden marginaaleissa esiintyy kolme tekijää. Esim taulukosta 3 saamme tekijäyhdistelmän CDE varianssiosuuden seuraavasti. Taulukon 8 lukua korotetaan neliöön, neliöt lasketaan yhteen ja summa jaetaan 4:llä (kukin termi on neljän alkuperäisen termin summa). Osamäärästä vähennetään kaikki alemmanasteiset C:n, D:n ja E:n tai niiden yhdistelmien varianssit, jotka jo tunnetaan, siis C, D, E, CD, CE ja DE vastaavat varianssit sekä lopuksi korjaustermi. Niinpä saamme

$$s^2_{CDE} = \frac{114^2 + 111^2 + 148^2 + 115^2 + (-64)^2 + (-66)^2 +}{4}$$

$$\frac{+ (-39)^2 + (-71)^2}{4} - 105 - 153 - 16562 - 113 + -10 - 0 - 1922 = 0$$

Samalla tavalla lasketaan kaikki muutkin kolmen tekijän yhdistelmät.

.Periaatteessa voidaan samalla tavalla kuin yllä on esitetty laskea vielä 4:n tekijän yhteisvaikutukset. Niitä on kuitenkin tarpeetonta enää laskea, koska vapausasteita kutakin termiä varten tulee vain kaksi, joten tulos on sangen epäluotettava. Lisäksi on eduksi, jos voimme jäännösvarianssiin sulauttaa useampia yhdistelmiä ja siten saada sille enemmän vapausasteita, jolloin jäännösvarianssin arvo tulee vakaammaksi. Sulautammekin esimerkissämme 3:asteen termit jäännösvarianssiin.

Kun kaikki ylläolevat laskutoimitukset on suoritettu, saamme esimerkissämme seuraavan varianssitaulukon.

Taulukko 5: Varianssin jakautuminen

Tekijä	Varianssi	Tekijä	Varianssi
A	481	ABC	10
B	8712	ABD	10
C	105	ABE	60
D	153	ACD	18
E	16562	ACE	21
AB	12	ADE	3
AC	3	BCD	162
AD	15	BCE	45
AE	0	BDE	6
BC	6	CDE	0
BD	0		
BE	25	Jäännös	201/6=33,5
CD	112		
CE	10	Kokonais-deviansssi	26732
DE	0		

Taulukon jäännösvarianssi lasketaan seuraavasti. Taulukon 1 alkuperäiset arvot korotetaan neliöön ja lasketaan yhteen. Neliösummasta vähennetään korjaustermi. Näin on saatu havaintomateriaalimme kokonaisdevianssi. Jäännökseen tuleva devianssi saadaan, kun kokonaisdevianssista vähennetään kullekin tekijälle tai tekijäyhdistelmälle jo lasketut devianssiosuudet (esimerkissämme samat kuin varianssiosuudet). Jäännösdevianssi jaetaan edelleen jäännöksen vapausasteluvulla, jolloin saadaan jäännösvarianssi.

Tässä tapauksessa jäännökseen on jäänyt 5 neljän tekijän yhdistelmää sekä 1 viiden tekijän yhdistelmä, joten jäännöksen vapausasteluku on 6.

3. Varianssin tarkastelu ja johtopäätökset

Varianssitaulukon tultua lasketuksi tarkastellaan ja muokataan sitä seuraavasti. Kutakin tekijää tai niiden yhdistelmää vastaavaa varianssia verrataan kokeen virheeseen, jota edustaa jäännösvarianssi. Sellaiset varianssiosuudet, jotka ovat likimain jäännösvarianssin suuruiset tai sitä pienempiä, voivat olla satunnaisia, pelkästään hajonnasta johtuvia, ja voidaan niin ollen yhdistää jäännösvarianssiin, jonka luotettavuus siitä vain kasvaa. Arvosteltaessa yksityisten varianssien merkitsevyyttä käytetään F-testiä.

Kolmen tekijän yhteisvaikutukset näyttävät olevan merkityksettömiä paitsi BCD ja mahdollisesti ABE. Tarkastelemme ensin ABE:tä vastaavaa varianssia. Muodostamme varianssien suhteen

$$F = \frac{60}{33{,}5} = 1{,}79$$

Testitaulukko antaa, kun vapausasteet ovat vastaavasti 1 ja 6, F-arvon todennäköisyydeksi $>$ 20 %, joten tulosta on pidettävä vain hajonnasta johtuvana.

BCD:n varianssille taas saamme

$$F = \frac{162}{33{,}5} = 4{,}83$$

Vapausasteiden ollessa kuten edellä jää F-arvon todennäköisyys 5 % ja 20 % väliin.

Näin ollen näyttää sekin olevan vain satunnaisen hajonnan tulos.

Kuitenkin on varianssin struktuurista johtuen asian laita siten, että alemman asteinen varianssi, jonka kaikki tekijät sisältyvät korkeamman asteen varianssiin, ei voi koskaan olla pienempi kuin korkeamman asteen varianssi. Tällaisessa tapauksessa nuo alemman asteiset varianssit sulautetaan korkeamman asteen varianssiin, jolle näin saadaan luotettavampi arvo.

Kun täten BCD:n varianssiin yhdistetään alemman asteiset, sitä pienemmät tekijät C, D, BC ja CD vastaavat varianssit, saadaan sille uusi arvio, jolla nyt on 6 vapausastetta.

$$s^2_{BCD} = \frac{105 + 153 + 6 + 0 + 112 + 162}{6} = 90$$

Vastaavasti yhdistetään jäännösvarianssiin kaikki muut 2. asteen sekä ne 1. asteen varianssit, jotka eivät sisältyneet BCD:hen. Näin saamme uuden jäännösvarianssin, jolle nyt tulee 22 vapausastetta.

$$\text{jäännösvarianssi} = \frac{201 + 0 + 6 + 45 + 3 + 21 + 18 + 60}{22} +$$

$$+ \frac{+ 10 + 10 + 0 + 10 + 25 + 0 + 15 + 3 + 12}{22} = 20$$

Suorittamalla uudelleen F-testin BCD:n suhteen saamme

$F = \frac{90}{20} = 4{,}5$ vapausasteiden nyt ollessa 6 ja 22. Testiarvo jää nyt 1 % ja 0,1 % väliin, joten voidaan pitää erittäin epätodennäköisenä, että tällainen tulos olisi syntynyt sattumalta.

Kolmen tekijän BCD yhteisvaikutusta täytyy näin ollen pitää todellisena. Tästä seuraa, että tässä ammunnassa myös päätekijät C ja D ovat merkityksettömiä, ne kun sisältyvät juuri tarkastettuun yhteisvaikutukseen. Muilla päätekijöillä A, B ja E on sensijaan selvä vaikutus iskemäetäisyyteen.

Kun yhdistelyt on suoritettu, supistuu varianssitaulukkomme seuraavaksi:

Taulukko 6: Varianssin jakautuminen

Tekijä	Varianssi
A	481
B	8712
(C)	(105)
(D)	(153)
E	16562
BCD	90 (6 vapausastetta)
Jäännös	20 (22 —„—)
Kokonaisdevianssi	26732

Taulukkoon on sulkeissa otettu mukaan myös C- ja D-tekijät myöhempää lisätarkastelua varten, vaikka ne tässä vaiheessa onkin sulautettu BCD:hen.

Yhteisvaikutusta BCD on hankala kuljettaa mukana tekijäin vaikutusta arvioitaessa. Tarkempi tutkimus onkin syytä kohdistaa tähän tekijäyhdistelmään. Tätä varten koehalkaistaan jonkin BCD:hen sisältyvän tekijän, esim B:n suhteen. Taulukko 1 halkaistaan B:n suhteen kahteen neljän tekijän taulukkoon, joista toinen B_1 ja toinen B_2 arvoilla.

Tämän jälkeen varianssit lasketaan kummassakin "neljän tekijän kokeessa" samalla tavoin kuin edellä viiden tekijän kokeessa. Laskut suoritettuamme saamme seuraavan varianssitaulukon.

Taulukko 7: Varianssin jakaantuminen B:n suhteen halkaistuissa (neljän tekijän) kokeissa

Tekijä	Varianssit	
	B_1	B_2
A	324	159
C	81	30
D	72	81
E	8930	7656
AC	1	12
AD	0	25
AE	30	30
CD	272	2
CE	6	49
DE	4	2
Jäännös	141/5= 28	113/5= 23
Kokonaisdevianssi	9861	8159

B_1 ja B_2 sarakkeita keskenään verrattaessa, käyvät ne yhteen melkoisen hyvin kaikissa muissa suhteissa, paitsi B_1:n CD:n arvossa, joka B_2:ssa kokonaan näyttää häviävän. B_1:n C:n arvo saa F-testissä jäännösvarianssiin verrattuna arvon 20 % ja 5 % välille, joten se voi vielä olla puhtaan hajontailmiönkin aiheuttama. Jos nyt B_1-kokeessa yhdistämme CD:tä lukuunottamatta kaikki muut tekijäyhdistelmät jäännökseen, saadaan uudeksi jäännösvarianssiksi

$$\frac{182}{10} = 18{,}2, \text{ jolla nyt on 10 vapausastetta.}$$

Samoin yhdistämme C- ja D-vaikutukset CD:n, jolloin saamme uudeksi CD-varianssiksi

$$s^2_{CD} = \frac{425}{3} = 141{,}7$$

Kun verrataan CD:n arvoa jäännökseen, antaa F-testi arvon, joka jää 1 % ja 0,1 % väliin. CD yhteisvaikutusta on siis B_1 arvolla pidettävä todellisena. Halkaisemalla edelleen B_1 koe kahtia C:n suhteen sekä suorittamalla laskut kuten edellä, saadaan seuraava varianssitaulukko.

Taulukko 8: Varianssitaulukko B_1-kokeessa halkaistuna C:n suhteen

Tekijä	Varianssit	
	C_1	C_2
A	145	181
D	32	313
E	4705	4232
Jäännös	67/4= 17	108/4= 27
Kokonais-devianssi	4948	4832

Kun testaamme B_1-kokeen C_2-sarakkeen D-varianssin (taul 8) jäännösvarianssiin, saamme

$$F = \frac{313}{27} = 11,6,$$ joka vastaa todennäköisyyttä 1 % ja 5 % välille näinkin vähäisillä vapausasteilla, 1 ja 4, jotka nyt ovat kysymyksessä.

D-tekijän vaikutusta on tässä pidettävä todellisena.

Primääriluetteloa ja kuviota (kuva 2) silmäilemällä havaitsemme helposti, että ne laukaukset, joissa on tekijäyhdistelmä B_1, C_2 D_1, siis ammukset 5, 6, 21 ja 22, ovat omissa ryhmissään pisimpiä laukauksia. Onkin hyvin ymmärrettävissä, että kun soukennamme perää (C_2) ja pidämme johtorenkaan edempänä (D_1) ja ammuksen runko-osan täyteläisempänä (B_1), olemme saavuttaneet virtaviivaisemman muodon yhtyneenä suurempaan lähtönopeuteen, joten saamme ballistisesti edullisemman ammuksen. Tämä olkoon viitteenä ammuksen mahdollista uudelleen konstruktiota varten. Pysyäksemme kuitenkin standardiammuksemme pohjalla, on tätä tekijäyhdistelmää syytä varoa juuri tuon tekijäin yhteisvaikutuksen vuoksi, joka voi mittojen vaihdellessa esiintyä hajontaa lisäävänä tekijänä.

Sulkemalla pois tässä mainitut neljä laukausta, voimme uudelleen laskea parittain päätekijäin vaikutukset ottaen huomioon, että vertailukelpoisten parien lukumäärä nyt vähenee. Laskut suoritettuamme saamme päätekijöille seuraavat korjatut vaikutusarvot iskemäetäisyyteen.

Tekijä	Vaikutus	Ammusparit	Huom
A	— 79 m	14	Olka kärjessä haitallinen
B	+312 m	12	Täyteläinen ammus parempi
C	— 5 m	12	
D	+ 15 m	12	
E	+450 m	14	Pulleampi ja painavampi kärkiosa edullisempi

C:n ja D:n vaikutukset käytännöllisesti katsoen häviävät. Tulos voi tuntua ihmeelliseltä, mutta on muistettava, että 1) johtopäätös koskee vain äärimatkaa, 2) kumpaankin sisältyy kaksi toisensa kumoavaa vaikutusta. C-tekijässä suurempi mitta-arvo lisää painoa, joka sinänsä lento-ominaisuuksien puolesta on edullista, mutta huonontaa muoto-arvoa. D-tekijässä taas johtorenkaan eteenpäin siirtymisestä on seurannut suurempi lähtönopeus, mutta toisaalta paino on pienentynyt, joka vuorostaan huonontaa lento-ominaisuuksia.

Kun siis johtopäätöksiä tehdään ammusten mitta-erojen vaikutuksesta tehdyn kokeen perusteella, jää vastaamatta, miten ne olisivat vaikuttaneet pienemmillä lähtökulmilla, ts lyhyemmillä lentoajoilla ammuttaessa. Ainakin olisi tulos syytä tarkistaa uudella kokeella tässä suhteessa. Myös puolipanos olisi otettava huomioon.

4. Muototekijäin vaikutus ammuksen painoon

Muutokset ammuksen ääriviivoissa vaikuttavat osaltaan ammuksen painoon. Kun kaikki ammukset punnittiin, voidaan eri tekijäin osuus painon muutoksiin laskea aivan samalla tavalla, kuin edellä meneteltiin iskemäetäisyyden ollessa kysymyksessä. Ammuspareittain painoerot laskien saamme eri tekijäin aiheuttamaksi keskimääräiseksi painoeroksi

$$p_A = +72\ g$$

$$p_B = +102\ g$$

$$p_C = +61\ g$$

$$p_D = -31\ g$$

$$p_E = +350\ g$$

Kuten edellisessäkin tarkastelussa iskemäetäisyyden ollessa kysymyksessä ilmeni, oli E-tekijällä hallitseva asema kokeessa, lähinnä sitä seurasi B-tekijä. Samoin on nyt painoerojen ollessa kysymyksessä. Koeammusten valmistaminen on täten tietyssä mielessä epäonnistunut E-tekijän osalta. Se on saanut arvoja, jotka tuskin koskaan normaalisen ammusvalmistuksen yhteydessä tulevat kysymykseen.

Voimme myös painonmuutosten tarkasteluun soveltaa varianssianalyysiä. Ottaen kuitenkin huomioon menetelmän aiheuttaman suuren työn, se tuskin yleensä kannattaa. Kun tarkastelumme myöhemmin tulee kohdistumaan myös painoluokkakysymykseen ja kun varianssianalyysi antaa jäännösvarianssin ja siten mahdollisuuden arvioida myös luonnollista painon vaihtelua, sekin on seuraavassa suoritettu.

Rajoittumalla ainoastaan kahden tekijän yhteisvaikutuksiin ja jättämällä korkeammanasteiset yhteisvaikutukset jäännösvarianssiin, saamme varianssilaskun suoritettuamme seuraavan varianssitaulukon.

Taulukko 9: Painon varianssin jakautuminen

Tekijä	Varianssi	Tekijä	Varianssi
A	420	BD	10
B	841	BE	0
C	300	CD	5
D	78	CE	0
E	9800	DE	3
AB	32	Jäännös $= \frac{87}{16} = 5{,}45$ (16 vapausastetta)	
AC	3		
AD	3		
AE	85		
BC	15	Yhteensä 11682	

Varianssitaulukkomme näyttää AE-yhdistelmälle selvän yhteisvaikutuksen, F-testin antaessa F-arvon 1 % ja 0,1 % välille. AP-yhdistelmän varianssi 32 on myös melkoinen, F-arvon joutuessa 5 % ja 1 % välille. Kun periaatteessa muototekijäin piti olla toisistaan riippumattomia, ei mitään yhteisvaikutuksia pitäisi olla olemassa. AE-yhdistelmän yhteisvaikutus voitaneen kuitenkin selittää. Sorvarin on varmaan täytynyt ankarasti aprikoida sovittaakseen yhteen kokeen suunnittelijan asettamat ristiriitaiset vaatimukset kärjen pulleammalle profiiliviivalle (E_1) ja kärkitason pienemmälle halkaisijalle (A_2) tai päinvastoin, kun ammuksen pituutta ei saanut muuttaa. Hän on ratkaissut pulman yksinkertaisesti kääntämällä hiukan sorvin terää ohjaavaa muotokiskoa toiseen asentoon. Jos halkaisemme kokeen E-tekijän suhteen, saadaankin A:n aiheuttamaksi painon muutokseksi E_1-arvolla 40 g ja E_2-arvolla 105 g.

AB-yhteisvaikutus ei ole selitettävissä näin yksinkertaisesti. Lienee niin ollen parasta liittää sekin hajonnan tiliin ja yhdistää jäännösvarianssiin. Näin saamme, kun kaikki kahden tekijän yhteisvaikutuksetkin on viety jäännösvarianssiin, AE:tä lukuunottamatta, uudeksi jäännösvarianssiksi

$$\frac{158}{25} = 6{,}32,$$ josta luonnolliseksi standardipoikkeamaksi painoon nähden saamme

$$s_p = \sqrt{6{,}32} = 2{,}52 \text{ eli grammoina}$$

$$s_p = 25{,}2 \sim 25 \text{ g.}$$

D. SALLITUT MITTAEROT

Edellinen tarkastelu selvitti meille, miten tietyt valmistuksen kannalta suuriksikin katsottavat muotoerot vaikuttivat iskemäetäisyyteen ja ammuspainoon. Näitä tietoja voimme käyttää hyväksi ratkaistaksemme ammuksen mitoituskysymyksen.

Parempien tietojen puutteessa voimme olettaa vaikutusten iskemäetäisyyteen olevan suoraan verrannollisia muodonmuutoksien suuruuteen Mikäli haluaisimme luotettavampia tietoja siitä, miten muototekijäin suuruus vaikuttaa, tulisi koe järjestää siten, että tekijäin annettaisiin vaihdella kolmessa tai useammassa tasossa, jolloin tulokseksi saataisiin tekijäin vaikutuskäyrä.

Perustana mittaerojen määrittelemiselle pidetään varianssianalyysin antamaa jäännösvarianssia. Annamme tästä arvioidun vaihteluvälin, joksi yleensä voimme ottaa kolme standardipoikkeamaa keskiarvon molemmin puolin, kasvaa haluamaamme arvoon ja katsomme tämän vaihteluvälin kasvun tarkasteltavana olevien muototekijäin aiheuttamaksi. Jaamme ts sen eri muototekijäin kesken punnittuina otaksuen ääritapauksessa niiden kaikkien vaikuttavan samaan suuntaan. Eräänlaisena laatustandardina voimme pitää saman painoluokan ammuksille iskemäetäisyydessä todennäköistä poikkeamaa 0,5 %, joka standardipoikkeamana vastaa 10.000 m:n etäisyydellä 74 m. Sallituksi vaihteluväliksi saamme niinollen ± 222 m. Jäännösvarianssin perusteella saamme vain sen aiheuttamaksi vaihteluväliksi ± 134 m (taul 6). Vain yhteen suuntaan tapahtuva sallittu vaihteluvälin kasvu on niin muodoin

$$222 - 134 = 88 \text{ m},$$

joka nyt on jaettava eri muototekijäin kesken.

Saadaksemme enemmän liikkuma-alaa rajoitamme edellämainitun standardin koskemaan vain saman painoluokan ammuksia, koska ampumataulukko antaa mahdollisuuden korjata painosta johtuvan massavaikutuksen. Näin ollen meidän on ensin korjattava edellä-saadut vaikutusarvot. Käytetyssä ampumataulukossa oleva painoerokorjaus on liian pieni, koska siinä on painoeron aiheuttamaa lähtönopeuseroa laskettaessa käytetty kerrointa 0,4, kun oikeampi arvo 76 mm:n kanuunan täyspanokselle on 0,28. Ballistisen toimiston käyttämien laskuperusteiden mukaan saamme ainoastaan massavaikutuksen huomioonottavaksi painoerokorjaukseksi

$$\frac{dX}{dP} = -k\,\frac{dX}{dV_o}\cdot\frac{V_o}{P} + \frac{100}{P}\cdot\frac{"\delta X"}{\delta c}, \text{ jossa tässä tapauksessa}$$

$$\frac{"\delta X"}{\delta c} = 52{,}03 \text{ ja koko korjauksen dimensio m/kg.}$$

Arvot sijoitettuna saamme 100 g eli yhtä painoluokkaa vastaavaksi matkaeroksi + 48,5 m, kun taulukko nykyisellään antaa + 30 m.

Oheinen taulukko (taul 10) antaa eri tekijäin vaikutukset iskemäetäisyyteen redukoituna niiden massavaikutuksella, joten jäljelle on jäänyt niiden muotovaikutus sekä lataustilavaikutus niiden tekijäin osalla, joilla se esiintyy. Lisäksi on omissa sarakkeissaan ilmoitettu, miten muodonmuutokset vaikuttavat samaa mittayksikköä kohti sekä pituusmitoissa että painossa.

Taulukko 10: Redukoidut muototekijäin vaikutukset iskemäetäisyyteen

Tekijä	Matka-ero (m)	Paino-ero (g)	Massa-vaikutus (m)	Redukoitu matkaero (m)	Redukoitu matkaero (m/1 mm)	Matkaero (m/100 g)
A (1,5 mm)	— 79	+ 72	+ 35	—114	— 76	—110
B (1,2 „)	+312	+102	+ 49	+263	+219	+305
C (3 „)	— 5	+ 61	+ 30	— 35	— 12	— 8
D (4 „)	+ 15	— 31	— 15	0	0	— 48
E (4 „)	+450	+350	+170	+280	+ 70	+128

Kun C- ja D-tekijöistä ei tarvitse välittää, joudumme edelläsaadun vaihteluvälin kasvun 88 m jakamaan kolmen tekijän A, B ja E kesken. Jakamalla sen lukujen suhteessa, jotka ilmaisevat tekijäin vaikutuksen yhtä mm kohti itseisarvoina, saamme tavallista ositusjakoa käyttäen eri tekijäin osuuksiksi

A 18 m
B 53 „
E 17 „

Muuttamalla saadut luvut niitä vastaaviksi tekijäin mittaeroiksi saamme sallitut mittaerot

$$\Delta_A = 0{,}24 \text{ mm}$$

$$\Delta_B = 0{,}24 \text{ „}$$

$$\Delta_E = 0{,}24 \text{ „}$$

Oheiseen taulukkoon (taul 11) on yhdistelmänä merkitty tiedot ammusten mitoitusta varten nyt tutkituissa kohdissa. Lisäksi siihen on merkitty ne toleranssit, joita sodan aikana on käytetty. Alkuperäiset toleranssit lienevät vaikuttaneet liian ahtailta valmistuksen kannalta, jolloin on yksinkertaisesti siirrytty seuraavaan toleranssiluokkaan kertomalla alkuperäiset arvot luvulla 1,6. Kolmas, vieläkin väljempi luokka on otettu käytäntöön nähtävästi ammusten sekundana hyväksymistä varten. Kokeemme mukaan toleransseja ei missään tapauksessa olisi saanut levittää.

Taulukko 11: Ammusten mitoitus (mm)

Muototekijä	Käytetyt mitat				Ehdotetut mitat	
	Nimellismitta	Sallitut erot			Nimellismitta	Sallitut erot
		I	II	III		
A	41,5	—1,0	—1,6	—2,5	40,4	—0,24
B	75,4	—0,46	—0,74	—1,2	75,4	—0,24
C	62		Ei määrätty		62,0	+0,5
D	62	+0,6	+0,95	+1,5	60,0	+1,0
E	—	—0,75	—1,0	—2,0	—	0,24

Vaikkakaan C-tekijä ei ole perin tärkeä hajonnan kannalta, on senkin toleranssi kavennettu 0,5 mm:iin lähinnä painon vaihtelun pitämiseksi pienempänä.

Johtorenkaan uran etäisyys ammuksen pohjasta on niin ikään sangen vähämerkityksellinen. Sen vanha nimellismitta on 62 mm. Yhteisvaikutuksen välttämiseksi olisi ehkä turvallisinta vain kokeeseemme nojautuen pienentää se arvoon D_2 eli 60 mm:iin, jolloin vältytään tekijäyhdistelmästä B_1 C_2 D_1.

Sytyttimen laipan nimellismitta on 40 mm. On tuskin aiheellista vartavasten järjestää lähes 1 mm:n olkaa ammukseen, vaan olisi kärkitason halkaisijan mieluimminkin oltava nimellismitaltaan jokseenkin saman kuin sytyttimen laipan. Tästä syystä on kärkitason halkaisija ehdotuksessa pienennetty.

Koe on myös osoittanut varsin vakuuttavasti pulleamman ja samalla painavamman kärkiosan edullisuuden (E_1). Olisi ehkä aiheellista korjata ammuspiirustusta myös tässä suhteessa.

Mitä kokeemme antamiin toleransseihin tulee, tuntuvat ne kovin ahtailta. Jonkin verran tinkimisen mahdollisuutta niissä kuitenkin voidaan sallia. Jos nimittäin redukoimme laukaukset ottamalla huomioon muototekijäin vaikutukset, saamme, senjälkeen kun ammukset 5, 6, 21 ja 22 erotetaan sarjasta, 28 laukauksen perusteella

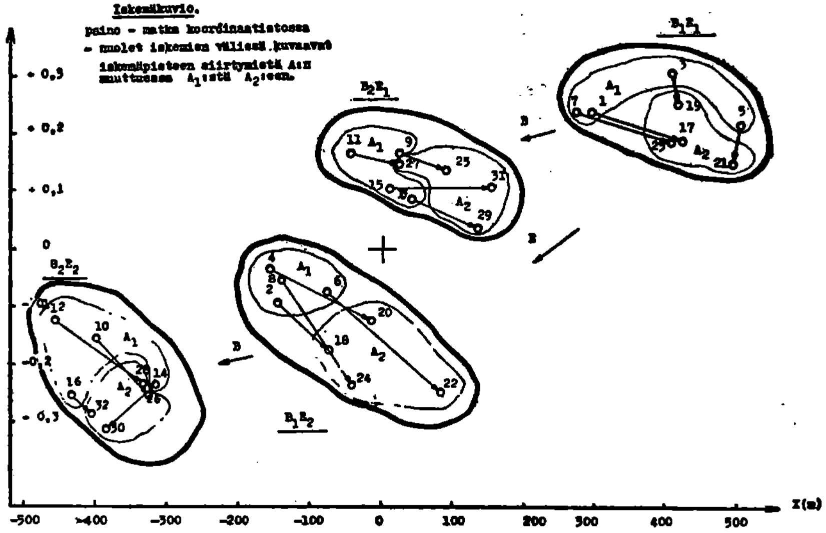
$s_x = 42$ m, mikä vastaa todennäköistä poikkeamaa 28 m eli 0,28 % iskemäetäisyydestä. Kun lisäksi otetaan huomioon, että tähän arvoon jo sisältyy tietty vaihtelu myös tekijöissä A, B ja E, joka on syntynyt ammuksia valmistettaessa, liikkuma-ala hieman kasvaa. Myöskin olisimme sallittua vaihteluväliä arvioidessamme voineet hiukan tinkiä ottamalla huomioon, että jäännösvarianssi syntyy sangen monista tekijöistä, jotka eivät kokeessa ole tulleet esille, joten on sangen epätodennäköistä, että ne sekä nyt mukaanotetut kolme muototekijää kaikki vaikuttaisivat samaan suuntaan. Kun tehtävä kuitenkin on vaikea matemaattisesti hallita, voinemme umpimähkäisesti arvioiden levittää edellämainitut A, B ja E toleranssit 0,4 mm:iin asti, jolloin likimain tultaisiinkin alkuperäisiin sallittuihin mittaeroihin.

E PAINOEROKORJAUKSESTA JA PAINOLUOKISTA

1. Yleistä

Edellä on jo ohimennen kosketeltu painoerokorjausta, sekä miten se ampumataulukkoihin otettuna arvona lasketaan. Totesimme niin ikään, että ammuksen muodonmuutokset aina vaikuttavat myös painoon. Saatoimme edelleen erottaa näiden muodonmuutosten vaikutukset kolmenlaatuisiin osavaikutuksiin, massavaikutukseen, lataustilavaikutukseen ja muotovaikutukseen. Ampumataulukon painoerokorjaus ottaa huomioon ainoastaan massavaikutuksen. Osakorjauksena se on täsmällinen ja tietenkin oikea, mutta käytännössä riittämätön.

Esillä olevalle ammukselle totesimme massavaikutuksen kokeen olosuhteissa olevan 48,5 m/100 g. Taulukon 11 viimeisestä sarakkeesta sekä ehkä havainnollisemmin graafisesta esityksestä (kuva 2) voimme havaita, miten riittämätön, jopa harhauttava se voi olla, kun erilaiset muodonmuutokset liittyvät painonmuutoksiin.



Kuva 2.

Näin ollen herää kysymys, miten sitten muotovaikutus on eliminoitavissa. Emmehän voi ampumataulukkoon ottaa omaa korjaustaulukkoa jokaiselle muototekijälle. Ja vaikka niin tehtäisiinkin, tuottaisi varmaan käytännössä ylivoimaisia vaikeuksia painoluokkien lisäksi luokitella ammukset kaikkien mahdollisten muototekijäin suhteen. Tämä voidaan välttää vaatimalla tehtaita valmistamaan ammukset hyvin tarkkoihin mittoihin sekä antamalla pienten muodonmuutosten jäädä vaikuttamaan luonnollisena hajontana.

Valmistusprosessista riippuen voi kuitenkin sattua, että jokin erityinen muodonmuutos pääsee vallitsevaksi suurehkossa ammusmäärässä. Niinpä esim jos tehtaassa on useita puristimia omine työkaluineen, ne voivat erota jonkin verran toisistaan. Eri sorvit ja niissä käytettävät ohjaimet ym seikat voivat vaihdella, jopa eri työntekijöilläkin voi olla vaikutusta. Näin ollen voi tulla kysymykseen painoerokorjausten lisäksi jonkinlainen koeammunnalla määritettävä eräkorjaus. Sen käytön edellytyksenä on kuitenkin hyvä laadun kontrolli valmistusvaiheessa, johon mm kuuluu, että yhtenä eränä pidetään vain saman tehtaan saman konesarjan läpi käyneitä ammuksia. Erät on siis jo tehtaassa pidettävä huolellisesti toisistaan erillään. Tähän samaan on pyritty ns tehdaskorjausten avulla. Kun erot samassakin tehtaassa laatuun nähden voivat olla sangen suuret, olisi, jos tällainen korjaus katsotaan tarpeelliseksi, mentävä pitemmälle. Tällöin tuotantoa on kontrolloitava kaikissa työvaiheissa ja tällöin juuri tullaankin edellä ehdotettuun eräkorjaukseen.

2. Ammusten painoluokat ja sallittu painonvaihtelu

Edelläesitetyn perusteella näyttää olevan aihetta ottaa myös painoluokkakysymys uudelleen harkittavaksi. Ampumataulukon käyttämistä ehkä liian pienistä painonkorjauksista johtuu, että painoluokan helposti annetaan levetä liian suureksi sekä näin välillisesti edellytetään voitavan sallia valmistuksen yhteydessä liiankin suuria painoeroja, ottamatta huomioon että suuri ero normaalipainosta tavallisesti johtuu vain yhdestä tietystä muodonmuutoksesta, jonka silloin täytyy olla hyvin huomattava. Niin ollen tuon tekijän muotovaikutus astuu etualalle, eikä painoluokkakorjaus riitä, kuten edellä on esitetty. Kun meillä yleensä tykistön ammukset on painonsa perusteella luokiteltu, on luokkaväliksi otettu 1,5 % ammuksen painosta; nyt tarkasteltavana olevalla ammuksella se on 100 g. On kuitenkin mielenkiintoista todeta, että venäläiset käyttävät paljon ahtaampaa painoluokkaa, yleensä 0,65 % ammuksen painosta. Niinpä venäläisellä 76 mm:n trotyylikranaatilla O Ф —350 (suomalainen tunnus A 3528) painoluokka on 30 g. Tasavälisiä painoluokkia on 9 sekä 2 reunaluokkaa, joiden tarkkoja äänirajoja ei ole ilmoitettu. Kun tämä luokittelu ilmeisesti koskee kaikkien tehtaiden kaikkia ammuksia, voimme hyvällä syyllä katsoa tämän edustavan sitä aluetta, jolle normaalisen jakautuman puitteissa kaikki ammukset ovat joutuneet. Ottamalla vaihteluväliksi $11 \cdot 30 = 330$ g saamme karkeasti arvioiden ammuspainon yleiseksi standardipoikkeamaksi 50—60 g. Näinollen 95 % kaikista ammuksista tulisi $\pm$ 100 g sisälle.

Entä mihin tuloksiin päätyy kokeemme? Painon varianssianalyysi antaa jäännösvarianssin avulla 25 vapausteen pohjalla standardipoikkeaman

$s_p \sim 25$ g

Käytännössä tämä merkitsee, että meidän on huolellisessa valmistuksessa mahdollista tehdä ammukset siten, että

68 %	jää väliin	$\pm$ 25 g
95 %	—„—	$\pm$ 50 g
99,7 %	—„—	$\pm$ 75 g
kokovaihteluvälin ollessa		$\pm$ 75 g.

Kun 0,5% iskemäetäisyyden todennäköistä poikkeamaa varten sallimme A, B ja E-tekijäin vaihdella 0,24 mm sekä C-tekijän 0,5 ja D-tekijän 1 mm, merkitsee tämä painon muutoksina

p_A	=	12 g
p_B	=	21 „
p_C	=	10 „
p_D	=	7 „
p_E	=	22 „
Yht		72 g

Lisäämällä tämän 72 g edelläsaatuun vaihteluväliin $\pm$ 75 g saamme koko sallituksi vaihteluväliksi $\pm$ 150 g, siis suunnilleen sen, mikä venäläisilläkin näyttää olevan. Tämä edellyttäisi yleistä standardipoikkeamaa n 50 g. Em muototekijöissä A—E on jo koeammunnassakin mukana tietty mittavaihtelu niille annettujen nimellisarvojen molemmin puolin, joten sen aiheuttama painonvaihtelu jo sisältyy jäännösvarianssiin. Niin muodoin meidän ei enää tarvitsisi ottaa kokonaisena A—E-tekijöissä sallittujen mittaerojen vaikutusta painoon sallittua painon vaihteluväliä määritellessämme. Täten voisimme ehkä jonkin verran pienentääkin sallittua vaihteluväliä edellisestä.

Edellisen kanssa käy yksiin se toteamus, että kun ammuspiirustus alkujaan edellytti kuoren painon vaihtelevan ± 50 g, tehtaat pitivät sitä liian kireänä, jonka vuoksi sallittu kuoren painon vaihtelu muutettiin ± 100 g:ksi. Kun edellä määritellyt luvut koskevat koko ammusta sytyttimineen, lienee viimeksi annettua kuoren painotoleranssia ± 100 g pidettävä sopivana, vaikka sekin voi vaikuttaa hieman kireältä. On kuitenkin syytä muistaa, että pieni painon vaihtelu on välillisesti merkkinä siitä, että ammukset muissakin suhteissa ovat huolellisesti valmistetut. Jos kokeessamme rinnastamme iskemäetäisyyden ja painon jäännösvarianssit keskenään, voimme likiarviona väittää, että vakavalla säällä ammuttaessa, kun ammuspainot vaihtelevat normaalisen jakautumislain mukaan, saamme painon koko vaihteluväliä ± 75 g vastaamaan iskemäetäisyydessä 0,3 % todennäköisen poikkeaman.

Totesimme edellä puhtaan massavaikutuksen olevan 49 m eli pyöreästi 50 m painon 100 g kohti. Käytännössä se painoluokkakorjauksenakin voi olla liian suuri, joten tiheämpi painon luokittelu on tarpeen. Jos otamme painoluokkakorjaukseksi äärimatkalle vaikkapa 30 m, se vastaa 60 g:n painoeroa. Tätä 60 g:n painoluokkaa käyttäen jakautuisi koko vaihteluväli (± 150 g) 5 luokkaväliin, venäläisten 11 sijasta. Edellyttäen että ammuspainot ovat normaalisesti jakautuneet, tulisi eri painoluokkiin seuraavat ammusmäärät:

++	(6,520 — 6,580 kg)	3,6 %
+	(6.460 — 6,520 kg)	23,8 „
+—	(6,400 — 6,460 kg)	45,2 „
—	(6,340 — 6,400 kg)	23,8 „
— —	(6,280 — 6,340 kg)	3,6 „

Luokkarajat on laadittu sillä edellytyksellä, että normaalipainona olisi kokeessa käytettyjen ammusten keskipaino 6,430 kg.

Yleisesti voidaan sanoa, että koe ei painon varianssia arvioitaessa ole varsin edullinen. Voi olla, että koeammuksia valmistettaessa muodonmuutokset eivät ole olleet siten suoritetut, kuin kokeen suunnittelija on edellyttänyt. Viitattakoon vain saatujen painoerojen häilyväisyyteen, esim sama kärkitason halkaisijan muutos oli

E:n suhteen halkaistuissa kokeissa E_1:llä 40 g ja E_2:lla 105 g. Myöskin AB-yhteisvaikutus selittämättömänä vietiin jäännösvarianssiin, joka puolestaan melkoisesti suurensi painon standardipoikkeamaa. On mahdollista, että ammukset todellisuudessa voidaan valmistaa painon suhteen tarkemmin. Lisätutkimukset asian valaisemiseksi olisivat tarpeen.

3. Eräs ratkaisumahdollisuus yleiseksi painoerokorjaukseksi

Nykyinen painoerokorjaus on riittämätön, kuten edellä on osoitettu. Monissa yhteyksissä, esim pintasileyden huomioonottamiseksi, on jo sodan aikana päädytty jonkinlaisen "tehdaskorjauksen" tarpeellisuuteen. Edellä päädyttiin epämääräisen tehdaskorjauksen sijasta eräkorjaukseen, joka ottaisi huomioon kaikki samassa erässä vallitsevat pysyvät muotovaikutukset. Varsin lähellä on tällöin ajatus yhdistää ns painoerokorjaus ja eräkorjaus yhdeksi ainoaksi korjaukseksi.

Käytännössä tämä merkitsisi sitä, että kaikki samaan erään kuuluvat, valmistuksen aikana huolellisesti kontrolloidut ammukset, vastaanoton yhteydessä koeammutaan yhdessä tunnetun erän ammusten rinnalla. Koko erä merkitään kuten tähänkin asti "painoluokkia" merkitsevillä luokkamerkeillä, jotka eivät nyt merkitsisi todellista painoa, vaan ainoastaan kuuluisivat tiettyyn ammusluokkaan, jolle pätee sama korjaus. Kun kukin erä on valmistettu niin ahtain toleranssein, että todennäköinen poikkeama mitattuna sen omasta keskiarvosta pysyy 0,3—0,4 %:n tienoilla iskemäetäisyydestä, mutta erän keskiarvo sensijaan saa vaihdella jonkin verran normaaliarvon molemmin puolin, tultaisiin siihen, että eräkorjaus merkitsisi juuri tätä erän keskiarvon korjausta. Kun koko erä täten tulisi samalla luokkamerkillä merkityksi, ei olisi kovin suurta merkitystä, vaikka kentällä eri tehtaiden ja eri erien ammukset sekaantuisivatkin. Kentällä voitaisiin kaikkia samalla luokkamerkillä varustettuja ammuksia pitää yhtenä eränä tehtaasta ja todellisesta erästä riippumatta. Ajatus on kokonaan kypsyttämätön. Toteutuakseen se vaatisi runsaasti lisäkokeita, joissa olisi otettava huomioon myös eri panokset ja lähtökulmat. Tietenkin se tekisi myös vastaanottoammunnat laajemmiksi ja suuritöisemmiksi. Toisaalta sitä tietä olisi varmaan mahdollisuuksia tulen tarkkuuden tuntuvaan lisäämiseen, joten asiaa ilmeisesti kannattaisi tutkia.

F PAINOERON VAIKUTUKSESTA LÄHTÖNOPEUTEEN

Yksinkertaisena korrelaatiolaskun sovellutuksena otamme esimerkkinä koemateriaalistamme tarkasteltavaksi lähtönopeuden riippuvuuden ammuksen painosta. Edellä jo kävi ilmi tällä olevan käytännöllistä merkitystä laskettaessa ampumataulukon painoerokorjausta. Ballistiikassa tämä riippuvuus on ilmaistu kaavana

$\frac{dV_0}{V_0} = -K \frac{dP}{P}$, jolloin tykeille yleensä K:n arvoksi on

otettu 0,4. Kerroin 0,4 antaa kuitenkin 76 mm:n kanuunan täyspanokselle liian suuren lähtönopeuden muutoksen, josta johtuen massavaikutus iskemäetäisyyteen pitkillä etäisyyksillä jää liian pieneksi. (Ampumataulukon arvo on 30 m 100 g:n painoeroa kohti.) Kun edellä laskettiin tämä massavaikutus, käytettiin siinä K:n arvona 0,28, joka koeasemalla eri yhteyksissä suoritetuin kokein oli saatu 76 mm:n kanuunan täyspanokselle. Seuraavassa laskemme korrelaatiolaskun avulla, mikä tämän kertoimen arvo kokeessamme tulee olemaan.

Kokeessamme esiintyvistä muototekijöistä perän kartiokkuudella (C) ja johtorenkaan paikalla (D) on painoeron lisäksi vaikutusta lataustilaan. Tämän eliminoimiseksi halkaisemme kokeemme C- ja D-tekijäin suhteen, jolloin saamme neljä erillistä koetta, kussakin 8 laukausta. Täten kussakin osakokeessa C ja D pysyvät vakiona, joten painoon vaikuttaviksi tekijöiksi jäävät A, B ja E.

Kussakin osakokeessa laskemme sekä painon että nopeuden keskiarvon. Tämä on tehty taulukossa 12. Siinä on painot ja nopeudet laskettu väliaikaisista keskiarvoista, p'=6,40 kg dekagrammoissa ja V_0=590,0 m/s desimetreinä sekunnissa, jolloin laskut on voitu suorittaa mukavammilla luvuilla.

Taulukko 12: keskiarvolasku

	C_1D_1			C_1D_2			C_2D_1			C_2D_2		
	Am	p	v	Am	p	v	Am	p	v	Am	p	v
	1	+27	— 38	3	+34	—77	5	+25	+ 13	7	+27	—88
	2	— 6	+ 58	4	0	+ 3	6	— 4	+ 14	8	— 2	—14
	9	+20	— 14	11	+20	—65	13	+12	— 35	15	+14	—23
	10	—12	+ 65	12	— 9	+14	14	—20	+ 77	16	—22	+38
	17	+22	— 35	19	+29	—47	21	+18	— 20	23	+22	—45
	18	—14	+ 45	20	— 9	+63	22	—21	+110	24	—20	+75
	25	+17	+ 23	27	+18	—52	29	+ 7	— 21	31	+14	—28
	26	—22	+ 82	28	—20	+89	30	—28	+ 58	32	—25	+62
Yht.		+32	+186		+63	—72		—11	+196		+ 8	—23
Korj. termi		+ 4	+ 23		+ 8	— 9		— 1	+ 25		+ 1	— 3
Lop. keskiarvo		6,44	592,3		6,48	589,1		6,39	592,5		6,41	587,1

Varsinainen korrelaatiolasku suoritetaan kaavan

$$r_{pv} = \frac{\Sigma\, pv}{\sqrt{\Sigma p^2}\,\sqrt{\Sigma v^2}}$$

avulla, jossa r_{pv} merkitsee Pearson'in korrelaatiokerrointa, p ja v kunkin laukauksen oman sarjansa keskiarvosta laskettua poikkeamaa. Laskua varten tarpeelliset arvot voidaan laskea oheisen taulukon 13 avulla.

Taulukko 13: Korrelaatiolaskutaulukko painon ja nopeuden kesken

Ammus	p	v	p^2	v^2	pv
1	+23	—61	529	3721	— 1403
2	—10	+35	100	1225	— 350
9	+16	—37	256	1369	— 592
10	—16	+42	256	1764	— 672
17	+18	—58	324	3364	— 1044
18	—18	+22	324	484	— 396
25	+13	0	169	0	0
26	—25	+59	676	3481	— 1534
3	+26	—68	676	4624	— 1768
4	— 8	+12	64	144	— 96
11	+12	—56	144	3136	— 672
12	—17	+23	289	529	— 391
19	+21	—38	441	1444	— 798
20	—17	+72	289	5184	— 1224
27	+10	—43	100	1849	— 430
28	—28	+98	784	9604	— 2744
5	+26	—12	676	144	— 312
6	— 3	—11	9	121	+ 33
13	+13	—60	169	3600	— 780
14	—19	+52	361	2704	— 988
21	+19	—45	361	2025	— 855
22	—20	+85	400	7225	— 1700
29	+ 8	—46	64	2116	— 368
30	—27	+33	729	1089	— 891
7	+26	—85	676	7225	— 2210
8	— 3	—11	9	121	+ 33
15	+13	—20	169	400	— 260
16	—23	+41	529	1681	— 943
23	+21	—42	441	1764	— 882
24	—21	+78	441	6084	— 1638
31	+13	—25	169	625	— 325
32	—26	+65	676	4225	— 1690
Yht	—	—	11300	83071	—27890

Sijoittamalla arvot kaavaan saamme

$$r_{pv} = - \frac{27890}{\sqrt{11300}\ \sqrt{83071}} = - 0{,}910$$

Regressioyhtälöt, jotka vuorostaan ilmaisevat muuttujain keskisen riippuvuuden, ovat

$$\begin{cases} v = r_{pv} \cdot \dfrac{s_v}{s_p} \cdot p \quad \text{ja} \\[2ex] p = r_{pv} \cdot \dfrac{s_p}{s_v} \cdot v \end{cases}$$

Kaavoissa esiintyvät s_p ja s_v arvot saadaan

$$s_p = \sqrt{\frac{11300}{(32-4)}} = 20{,}089 \quad \text{ja}$$

$$s_v = \sqrt{\frac{83071}{(32-4)}} = 54{,}47$$

Sijoittamalla arvot kaavaan saadaan laskut suorittamalla regressioyhtälöt

$$\begin{cases} v = -\ 2{,}46\ p \\ p = -\ 0{,}336\ v \end{cases} \quad \text{sekä}$$

ottamalla painoyksiköt grammoina ja nopeus metreinä sekunnissa

$$\begin{cases} v = -\ 0{,}0246\ p \\ p = -\ 33{,}6\ v \end{cases}$$

Yhtälöstä saamme 100 g:n painon muutosta vastaavaksi nopeuden muutokseksi —2,46 m/s.

Sijoittamalla nämä arvot alkuperäiseen kaavaan

$$\frac{dV_0}{V_0} = -K\ \frac{dP}{P}$$

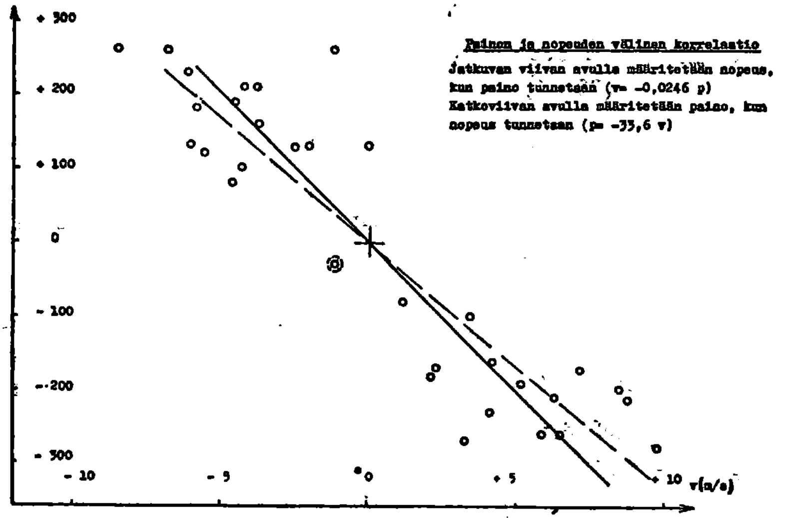
ja ratkaisemalla K:n saamme

$$K = -\frac{dV_0}{V_0} \cdot \frac{P}{dP} = -\ \frac{(-2{,}46)}{591} \cdot \frac{6430}{100} = 0{,}268,$$

joka ei paljoakaan eroa aikaisemmin saadusta arvosta 0,28.

Saatujen regressiokerrointen luotettavuus voidaan myös testata, jos pitäisimme lähtöarvoa K = 0,28 oikeana. Tämä voidaan suorittaa Student'in t-testin avulla. Kun ero tässä on kuitenkin varsin pieni, voidaan testaus jättää suorittamatta .

Kuvassa 3 on esitetty painon ja nopeuden keskinen riippuvuus graafisena (regressioviivat). Jatkuvaa viivaa käytetään, kun halutaan tiettyä painon muutosta vastaava lähtönopeuden muutos. Katkoviivaa taas päinvastaisessa tapauksessa. Piirros on sikäli redukoitu, että osasarjojen keskipisteet on viety kaikki samaan keskipisteeseen.



Kuva 3.

G LOPPUSANAT

Ne huomionarvoiset seikat, jotka ovat ilmenneet esitykseen liittyvän esimerkin tilastollisessa käsittelyssä ovat

1) monitekijäkokeen suunnittelu, jota siinä edusti 5 tekijän koe, jossa kukin tekijä sai vaihdella kahdessa tasossa
2) edelliseen liittyvä varianssianalyysi
3) yksinkertainen korrelaatiolasku, sekä
4) testien, erikoisesti F-testin käyttö varianssien vertailussa.

Monitekijäkoe varianssianalyysiin yhdistettynä antoi aihetta mielenkiintoisten johtopäätösten tekoon erikoisesti korkeammanasteisia yhteisvaikutuksia silmälläpitäen, samalla kun aina tuloksia jouduttiin vertaamaan kokeen luonnolliseen virheeseen, jota edusti jäännösvarianssi. Jäännösvarianssin voidaan katsoa edustavan sitä luonnollista hajontaa, joka aina jää, kun tarkasteltavana olevain tekijäin vaikutus eliminoidaan.

Täten se myös antaa ikäänkuin sivutuotteenaan tavoitearvon, johon hajonnan suuruudessa tulee pyrkiä, jos kokeen muut tekijät ovat hyvin hallitut.

Korrelaatiolasku-esimerkki taas pyrki osoittamaan, miten sillekin löytyy sovellutusmahdollisuuksia koeammuntatehtävien yhteydessä. Se jäi tällä kertaa laihaksi, mutta jos ammuksista olisi mitattu muitakin arvoja ja merkitty ne pöytäkirjaan, olisimme voineet kokeesta saada vielä paljon enemmän irti ,erikoisesti usean tekijän korrelaatiolaskun avulla.

Tässäkin ilmenee jälleen vanha toteamus, että pöytäkirjaan tuskin koskaan tulee merkityksi tarpeeksi tosiasioita.

Ylläoleva lienee saanut lukijan vakuuttuneeksi siitä, miten tärkeätä myös koeampumatoiminnassa on hallita nykyaikainen kokeen järjestelytekniikka ja miten kokeesta voidaan tehdä johtopäätöksiä, joiden luotettavuus aina voidaan arvioida. Tällaiset tilastolliset tutkimukset ovat kuitenkin sangen suuritöisiä sekä monesti tuloksiinsa nähden niin arkaluontoisia, että ne mieluummin tulisi jättää pätevien tilastomiesten hoidettaviksi. Se tietenkin vaatisi kyseisen henkilöstön palkkaamista niihin puolustusvoimien laitoksiin ja esikuntiin, jotka tällaisten asiain kanssa joutuvat tekemisiin.

KIRJALLISUUTTA

AMP Report 30.2R: Sequential Analysis of Statistiscal Data: Applications, Columbia University Press, New York 1953

Arley, N — Buch, K: Sansynlighedsregning, København 1943

Brownlee, M A: Industrial Experimentation, London 1943

Cramer, H: Sannolikhetskalkylen och några av dess vändningar, Uppsala 1949

Pohjoismainen tilastosanasto København, 1954

Fisher, R A: The Design of Experiment, London 1937

Frisch, R: Statistical Confluense Analysis by Means of Complete Regression Systems, Oslo 1934

Hald: Statistisk kvalitetskontroll, I—III

Hald: Statistiske Metoder med eksampler paa anvendelser indenfor teknikken, København 1948

Holzinger, K J — Harman, H H: Factor Analysis, Chicago 1951

Juran, J M: Quality — Control Handbook, New York 1951

Lehtosuo, O: Kenttätykistön ja kranaatinheittimistön todennäköisyysoppi, 1949

Morse, Ph M — Kimball, G E: Methods of Operations Research, London 1951

Simon, L E: An Engineers'Manual of Statistical Methods

Vahervuo, T: Psykometriikan metoodeja, I osa, Tilastolliset peruskäsitteet, Porvoo 1952

Yule, G K — Kendall, M G: An Introduction to the Theory of Statistics, London 1950

Liite 1

Laukausten mitta-arvot ja ammunnan tulokset

Ls N:o	Amm N:o	A (mm)	B (mm)	C (mm)	D (mm)	E (mm)	p (kg)	V_0 (m/s)	X (m)	Korj. X	Korj. V_0
1	1	41,5	75,4	65,0	64,0	+2	6,67	586,2	10371		
4	2	”	”	”	”	—2	6,34	595,8	9930		
5	3	”	”	”	60,0	+2	6,74	582,3	10490		
8	4	”	”	”	”	—2	6,40	590.3	9919		
9	5	”	”	62,0	64,0	+2	6,65	591,3	10578		
12	6	”	”	”	”	—2	6,36	591,4	9999		
13	7	”	”	”	60,0	+2	6,67	581,2	10350		
16	8	”	”	”	”	—2	6,38	588,6	9936		
17	9	”	74,2	65,0	64,0	+2	6,60	588,6	10100		
20	10	”	”	”	”	—2	6,28	596,5	9676		
21	11	”	”	”	60,0	+2	6,60	583,5	10032		
24	12	”	”	”	”	—2	6,31	591,4	9620		
25	13	”	”	62,0	64,0	+2	6,52	586,5	10118		
28	14	”	”	”	”	—2	6,20	613,1	9988	9761	597,7
29	15	”	”	”	60,0	+2	6,54	603,1	10317	10090	587,7
32	16	”	”	”	”	—2	6,18	609,2	9868	9641	593.8
31	17	40,0	75,4	65,0	64,0	+2	6,62	601,9	10725	10498	586,5
30	18	”	”	”	”	—2	6,26	609,9	10229	10002	594,5
27	19	”	”	”	60,0	+2	6,69	600,7	10719	10492	585,3
26	20	”	”	”	”	−2	6,31	611,7	10287	10060	596,3
23	21	”	”	62,0	64,0	+2	6,58	588,0	10569		
22	22	”	”	”	”	—2	6,19	601,0	10159		
19	23	”	”	”	60,0	+2	6,62	585,5	10483		
18	24	”	”	”	”	—2	6,20	597,5	10035		
15	25	”	74,2	65,0	64,0	+2	6,57	592,3	10167		
14	26	”	”	”	”	—2	6,18	598,2	9750		
11	27	”	”	”	60,0	+2	6,58	584,8	10102		
10	28	”	”	”	”	—2	6,20	598,9	9744		
7	29	”	”	62,0	64,0	+2	6,47	587,9	10211		
6	30	”	”	”	”	—2	6,12	595,8	9690		
3	31	”	”	”	60,0	+2	6,54	587.2	10232		
2	32	”	”	”	”	−2	6,15	596,2	9670		

Huom. Tykin vaihdosta johtuva korjaus tehty matkassa keskiarvojen perusteella kuitenkin ottaen huomioon painoeron aiheuttama lähtönopeusero 1 m/s.