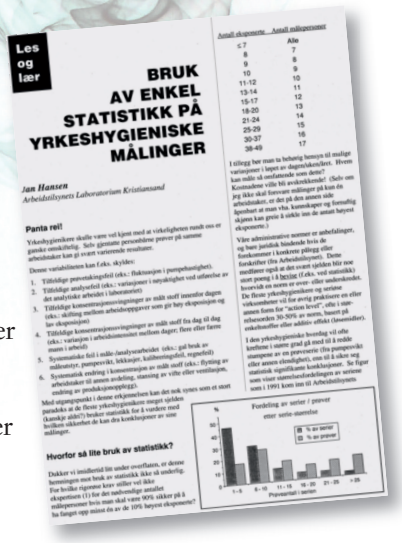
Vurdering av yrkeshygieniske målinger

Hans Thore Smedbold
Seniorrådgiver / Forsker, Proactima AS


Les og lær

BRUK AV ENKEL STATISTIKK PÅ YRKESHYGIENISKE MÅLINGER

Jan Hansen
Arbeidstilsynets Laboratorium Kristiansand

Panta rei!

Yrkeshygienikere skulle være vel kjent med at virkeligheten rundt oss er ganske omskiftelig. Selv gjentatte personbårne prøver på samme arbeidstaker kan gi svært varierende resultater.

Denne variabiliteten kan f.eks. skyldes:

1. Tilfeldige prøvetakingsfeil (eks.: fluktuasjon i pumpehastighet).
2. Tilfeldige analysefeil (eks.: variasjoner i nøyaktighet ved utførelse av det analytiske arbeidet i laboratoriet)
3. Tilfeldige konsentrasjonssvingninger av målt stoff innenfor dagen (eks.: skifte mellom arbeidsoppgaver som gir høy eksponisjon og lav eksponisjon)
4. Tilfeldige konsentrasjonssvingninger av målt stoff fra dag til dag (eks.: variasjon i arbeidsintensitet mellom dager; flere eller færre menn i arbeid)
5. Systematiske feil i måle-/analysearbeidet (eks.: gal bruk av måleutstyr, pumpesvikt, lekkasjer, kalibreringsfeil, regnefeil)
6. Systematisk endring i konsentrasjon av målt stoff (eks.: flytting av arbeidstaker til annen avdeling, stansing av vifte eller ventilasjon, endring av produksjonsopplegg).

Med utgangspunkt i denne erkjennelsen kan det nok synes som et stort paradoks at de fleste yrkeshygienikere meget sjelden (kanskje aldri?) bruker statistikk for å vurdere med hvilken sikkerhet de kan dra konklusjoner av sine målinger.

Hvorfor så lite bruk av statistikk?

Dukker vi imidlertid litt under overflaten, er denne hemningen mot bruk av statistikk ikke så underlig. For hvilke rigorøse krav stiller vel ikke (Leidel, Busch, & Lynch, 1977) for det nødvendige antallet målepersoner hvis en for eksempel skal være 90% sikker på å ha fanget opp minst en av de 10% høyest eksponerte?

Det er lett å bli lurt når vi skal vurdere yrkeshygieniske målinger. Jeg vil i en serie artikler forsøke å gi noen tips til hvordan vi skal unngå å bli lurt.

Første artikkel er en enkel innføring i statistikk som bygger på en artikkel av Jan Hansen fra **Yrkeshygienikeren nr 1-92**. Dette var den første yrkeshygieniske statistikk artikkel jeg leste og jeg har tatt vare på denne senere. Jeg har gjort noen mindre endringer, men beholdt artikkelen mest mulig i sin originale form. Vær imidlertid oppmerksom på at NS-EN 689 stiller ennå strengere krav til vurdering av måleresultater enn vist i disse eksemplene.

Senere artikler i denne serien vil omfatte temaer som NS-EN 689, vurdering av målinger under deteksjonsgrensen, vurdering av kjemikalier med takverdi, vurdering av langtidseksponering for kreftfremkallende, mutagene og reproduksjonstoksiske stoffer, bruk av bayesiansk statistikk, tolking av direktevisende målinger m.m.

Artiklene og annet fagstoff knyttet vurdering av yrkeshygieniske målinger vil bli gjort tilgjengelig på www.yrkeshygiene.no.

Grunnleggende statistikk for yrkeshygienikere

Del 1

Jan Hansen
(bearbeidet av Hans Thore Smedbold)

Panta rhei!

Yrkeshygienikere skulle være vel kjent med at virkeligheten rundt oss er ganske omskiftelig. Selv gjentatte personbårne målinger på samme arbeidstaker kan gi svært varierende resultater. Denne variabiliteten kan f.eks. skyldes:

1. Tilfeldige prøvetakingsfeil (eks.: fluktuasjon i pumpehastighet).
2. Tilfeldige analysefeil (eks.: variasjoner i nøyaktighet ved utførelse av det analytiske arbeidet i laboratoriet).
3. Tilfeldige konsentrasjonssvingninger av målt stoff innenfor dagen (eks.: skifte mellom arbeidsoppgaver som gir høy og lav eksponering).
4. Tilfeldige konsentrasjonssvingninger av målt stoff fra dag til dag (eks.: variasjon i arbeidsintensitet mellom dager; flere eller færre personer i arbeid).
5. Systematiske feil i måle-/analysearbeidet (eks.: gal bruk av måleutstyr, pumpesvikt, lekkasjer, kalibreringsfeil, regnefeil).
6. Systematisk endring i konsentrasjon av målt stoff (eks.: flytting av arbeidstaker til annen avdeling, stansing av vifte eller ventilasjon, endring av produksjonsopplegg).
7. Feil som følge av valgt prøvetakingsstrategi.

Med utgangspunkt i denne erkjennelsen kan det nok synes som et stort paradoks at de fleste yrkeshygienikere meget sjelden (kanskje aldri?) bruker statistikk for å vurdere hvilken usikkerhet som ligger kartleggingen og med hvilken sikkerhet de kan dra konklusjoner av sine målinger. Punkt 5-7 er eksempler på feil hvor en faglig vurdering er nødvendig og hvor det er liten hjelp å få fra grunnleggende statistikk alene.

Hvorfor så lite bruk av statistikk?

Dukker vi imidlertid litt under overflaten, er denne hemningen mot bruk av statistikk ikke så underlig. For hvilke rigorøse krav stilles vel ikke (Leidel, Busch, & Lynch, 1977) for det nødvendige antallet målepersoner hvis en for eksempel skal være 90% sikker på å ha fanget opp minst en av de 10% høyest eksponerte?

I tillegg bør man ta behørig hensyn til mulige variasjoner i løpet av dagen/uken/året. Hvem kan måle så omfattende som dette? Kostnadene ville bli avskrekkende! Det som tidligere var administrative normer og en anbefalt grense, er nå blitt grenseverdier og juridisk bindende uavhengig av om det forekommer et konkret pålegg fra Arbeidstilsynet eller ei.

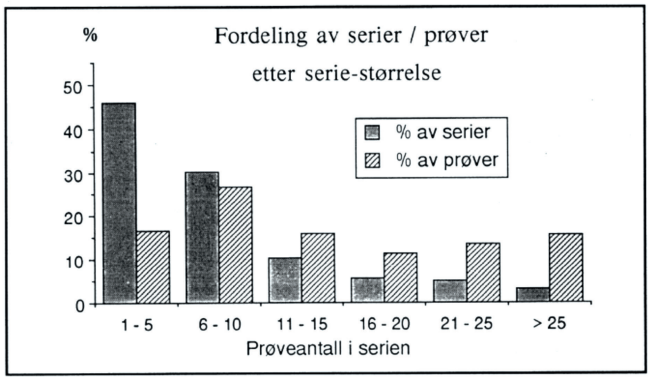
Tabell 1: Antall eksponerte personer i en gruppe og person en må prøveta for å være 90% sikker på å ha fanget opp de 10 % høyest eksponerte.

Antall eksponerte	Antall måltepersoner
≤ 7	Alle
8	7
9	8
10	9
11-12	10
13-14	11
15-17	12
18-20	13
21-24	14
25-29	15
30-37	16
38-49	17

Dette medfører også at det svært sjelden blir noe stort poeng i å bevise (f.eks. ved statistikk) hvorvidt en grenseverdi er over- eller underskredet. De fleste yrkeshygienikere og seriøse virksomheter vil for øvrig praktisere en eller annen form for "tiltaksgrense', ofte i størrelsesorden 30-50% av grenseverdi, basert på enkeltstoffer eller eksponering indeks (Standard Norge, 2018).

Bruk av nyere analyse metoder som nytte gjør Bayesiansk statistikk (Lavoué et al., 2018), hvor fagligskjønn og statistikk kan forenes kan i enkelte situasjoner være meget effektivt for å kunne vurdere eksponering på grunnlag av et mindre antall målinger. Mer om dette i en senere artikkel.

I den yrkeshygieniske hverdag vil ofte kreftene i større grad gå med til å redde stumpene av en prøveserie (fra pumpesvikt eller annen elendighet), enn til å sikre seg statistisk signifikante konklusjoner. Se figur som viser størrelsesfordelingen av seriene som i 1991 kom inn til Arbeidstilsynet.



Figur 1: Oversikt over antall målinger i prøveserier mottatt av Arbeidstilsynets Landsdelslaboratorier i 1991 (etter J. Hansen, YH nr 1-1992).

Mangelfulle personlige kunnskaper om statistikk kan nok være medvirkende til denne skyggetilværelsen på yrkeshygienikerens repertoar. Men tyngst veier nok økonomiske hensyn, samt de praktiske mulighetene til å gjennomføre solide nok undersøkelser.

Nytten av statistikk

Selv om en erfaren yrkeshygieniker i sitt daglige arbeid kan gi brukbare anbefalinger etter en måle-undersøkelse, også uten bruk av statistikk, er det liten tvil om at slik bruk vil kunne gi den enkelte en langt bedre forståelse av hvilke slutninger det er tillatt å trekke av et sett med måleresultater.

Når høye måleverdier kan føre til svært store investeringer (ventilasjon, endret prosess), må det absolutt være uklokt å basere seg på et for spinkelt datagrunnlag. Da bør man både skaffe seg rimelig sikkerhet for at utbedringene er nødvendige, samt tallgrunnlag godt nok til å fastslå nytteeffekten av investeringene
etterpå. Med denne artikkelen håper jeg å stimulere dem som føler statistikk som en 'hvit flekk på kartet' til å jobbe litt med saken.

Og en lang rekke programmer foreligger, både med grafikk og statistiske metoder. Men for å kunne benytte slike er det nødvendig med en viss basisforståelse av hva det hele dreier seg om.

Generelt

Fra listen over kilder til variasjon i måledata (innledningsvis) kan vi kalle feilene 1-4 for statistiske feil. Disse feilene kan vi nemlig få kvantitative mål for vha. statistikk. Tilfeldige feil ved prøvetaking eller analyse (1-2) må man søke å minimalisere gjennom en god kvalitetskontroll på sine metoder, mens variasjonene i nivå på en arbeidsplass (3-4) normalt vil være vesentlig større.

Helt annerledes er det med systematiske feil og blundere (5-7). Disse må man søke å forhindre ad teknisk vei og med god fagkunnskap. Hvis slike feil forekommer i en måleserie, vil det ødelegge mulighetene for å dra korrekte slutninger (f.eks. pga. problemer forbundet med altfor stor spredning i data og at dataene ikke er relevante for det som man har ønsket å kartlegge).

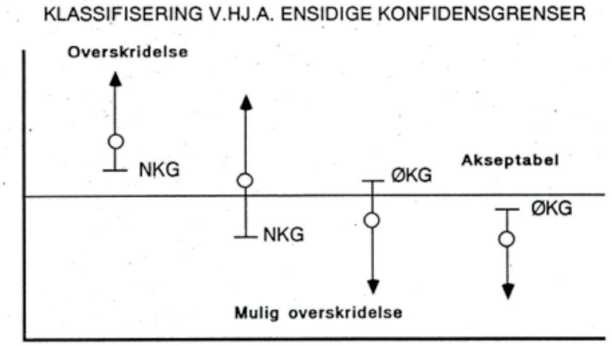
Konfidensgrenser m.m.

Poenget med mange av de statistiske metodene er å knytte pålitelighetskriterier til f.eks. måledata. Vi antar f.eks. at det eksisterer en sann verdi for gjennomsnittlig konsentrasjon av et løsemiddel på en arbeidsplass. Ved en rekke målinger prøver vi så å tallfeste denne. Statistikken kan etterpå hjelpe oss å bestemme såkalte kontidensgrenser, som sann verdi med en valgt sannsynlighet (kontidensnivå) må ligge innenfor. Det brukes både to-sidige og en-sidige tester.

Ved to-sidig testing bestemmes en øvre og en nedre konfidensgrense (ØKG, NKG). Konfidensnivået avgjøres av hvilke krav til sikkerhet som foreligger. For måledata er det vanlig å bruke konfidensnivå på 90% eller 95%. Da løper vi omvendt en risiko på hhv. 10% eller 5% for å bomme når vi påstår at sann verdi ligger mellom ØKG og NKG.

Ved en-sidig testing bestemmer vi kun en av disse grensene. Da er vi interessert i sannsynligheten for å ligge enten over, eller under, en bestemt tallverdi (f.eks. grenseverdi).

NB! Merk at tabellene oftest er bygd opp i forhold til to-sidig testing (dog ikke de som presenteres her). Dette medfører at punktet for 95%-nivå i en-sidig test vanligvis finnes som 90%-nivå i tabellen.

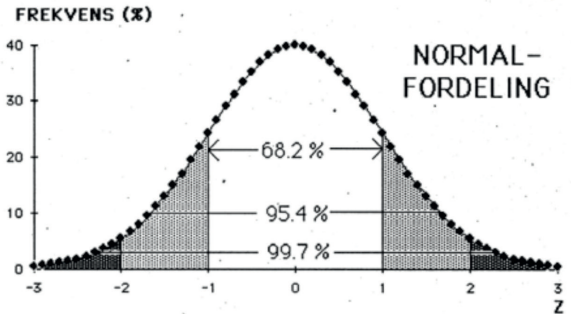


Figur 2: Klassifisering av eksponering ved hjelp av en-sidige konfidensgrenser

I de to eksemplene til venstre (se Figur 2) ligger gjennomsnittsverdien over grenseverdi. Da bestemmer vi NKG og tester denne i forhold til grenseverdien. Når den ligger over, kan vi (med konfidensnivåets sannsynlighet) fastslå at vi har en sikker overskridelse av grenseverdien. Ligger den under, har vi en mulig overskridelse. I de to eksemplene til høyre ligger derimot gjennomsnittsverdien under grenseverdi. Da bestemmer vi ØKG og tester denne i forhold til grenseverdi. Når den ligger over, har vi en mulig overskridelse av grenseverdi. Ligger den under, er konsentrasjonen akseptabel i forhold til grenseverdi.

Normal- og Log-normalfordeling

Vanlige statistiske testet (ofte kalt parametriske tester) forutsetter som oftest at de observerte dataene er normalfordelte (se Figur 3). Figuren viser en standardisert normalfordelingen med middelverdi lik 0 og standardavvik lik 1 (for forklaring, se definisjoner under).



Figur 3: Normalfordeling

Hvis man har en generell gruppe med normalfordelte data, X_i, med kjent middelverdi (μ) og standardavvik (σ) kan disse transformeres til standardfordelingen på denne måten:

[1] $Z_i = (x_i - \mu) / \sigma$

Hvordan en aktuell Z-verdi plasserer seg, kan avleses i Tabell 2.

Tabell 2: Kumulativ normalfordeling

AREAL UNDER KURVEN FRA 0 TIL Z					
Z	**0.00**	**0.04**	**0.08**	**0.12**	**0.16**
0.0	0.0000	0.0160	0.0319	0.0478	0.0636
0.2	0.0793	0.0948	0.1103	0.1255	0.1406
0.4	0.1554	0.1700	0.1844	0.1985	0.2123
0.6	0.2257	0.2389	0.2517	0.2642	0.2764
0.8	0.2881	0.2995	0.3106	0.3212	0.3315
1.0	0.3413	0.3508	0.3599	0.3686	0.3770
1.2	0.3849	0.3925	0.3997	0.4066	0.4131
1.4	0.4192	0.4251	0.4306	0.4357	0.4406
1.6	0.4452	0.4495	0.4535	0.4573	0.4608
1.8	0.4641	0.4671	0.4699	0.4726	0.4750
2.0	0.4772	0.4793	0.4812	0.4830	0.4846
2.2	0.4861	0.4875	0.4887	0.4898	0.4909
2.4	0.4918	0.4927	0.4934	0.4941	0.4948
2.6	0.4953	0.4959	0.4963	0.4967	0.4971
2.8	0.4974	0.4977	0.4980	0.4982	0.4985
3.0	0.4987	0.4988	0.4990	0.4991	0.4992
3.2	0.4993	0.4994	0.4995	0.4995	0.4996
3.4	0.4997	0.4997	0.4997	0.4998	0.4998
3.9	0.5000				

Når vi tar hensyn til at kurven er symmetrisk, finner vi av tabellen at 68,2% av den normalfordelte mengden har en Z-verdi mellom -1 og 1 (± ett standardavvik), 95,4% mellom -2 og 2, og 99,7% mellom -3 og 3 (se også figuren). Hvis måledata viser store variasjoner, med enkelte svært høye verdier, kan det vise seg at vi får den beste tilnærming til normalfordeling hvis vi regner med logaritmene til måleverdiene (det blir gitt eksempler på dette). Vi sier da at måleverdiene er log-normalfordelt. Mer om dette i senere leksjoner.

Definisjoner

Har vi en serie på n målinger, kaller vi resultatet av måling nummer i for xi.

Den aritmetiske middelverdien av de n målingene beregner vi slik:

$$[2]\ AM = \bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i)$$

Hvor

x_i	=	Måleresultat
$\sum_{i=1}^{n}(x_i)$	=	Summen av $x_1 + x_2 + x_3$
n	=	Antall målinger

Målet for spredningen av de antatt normalfordelte verdiene får vi best ved å kalkulere det såkalte empiriske standardavviket (SD):

$$[3]\ SD = s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

Hvor

x_i	=	Måleresultat
$\bar{x}$		Aritmetisk middelverdi (AM)
n	=	Antall målinger
$1-n$	=	Antall frihetsgrader

Et mål på den relative spredninger får vi i variasjonskoeffisienten (VC):

[4] *VC*=SD/AM

AM og SD er de beste tallmessige estimatene (forventningsrett) til måleseriens sanne middelverdi (μ) og standardavvik (σ). For å finne de korrekte verdiene til μ og σ vil en trenge å måle alle eksponerte dager.

Erstatter vi disse verdiene i ligning [1] med AM og SD vil en kunne regne Z verdien for en bestemt måleverdi x_i (se [5]).

[5] $Z_i = (x_i - AM) / SD$

Siden vi ikke kjenner 'riktige' verdier på μ og σ, kan vår Z_i være feil. Vi uttaler oss ikke om eventuell størrelse på avviket, men det kan med like stor sannsynlighet være negativt som positivt.

Eksempel 1: Normalfordeling
Under liming har man målt heldagseksponering av n-heksan med grenseverdi (GV) lik 20 ppm, for en arbeidstaker på 8 ulike dager. Hvis man antar at disse 8 dagene er representative, hvor ofte kan man forvente at GV blir overskredet?

n-heksan (ppm): 18-16-22-14-20-23-19-12

Ingen enkeltverdier skiller seg ekstremt ut, så normalfordeling ser rimelig ut. Av formlene [2] & [3] beregnes:

AM = 18,0
SD = 3,82

Dersom disse gir et korrekt estimat for middelverdi og standardavvik, vil (som vist i Figur 3) ca 68 % av enkeltmålingene ligge i intervallet 14-22 ppm (AM-SD, AM+SD) og ca 95 % av dem i intervallet 10-26 ppm (AM- 2SD, AM+2SD).

Skal vi finne hvilken brøkdel av dagene som kan forventes å bringe overskridelse av GV, setter vi GV inn for Xi i ligning [5]:

Z_{GV} = (GV-AM)/SD
= (20-18)/3,82
= 0,52

I normalfordelingstabellen vil Z=0,52 svare til arealet 0,199. Legger vi til 0,5 (Z<0, venstre halvdel av fordelingen), blir arealet 0.699. Z >= 0,52 svarer altså til resten, ca. 34% av totalen, dvs. vi kan forvente at drøyt 1 av 3 dagmålinger vil gi resultater over GV.

Hva med konfidensgrenser? Disse bestemmes på tilsvarende måte. Hvis vi holder oss til dagmålingene (konfidensgrenser for gjennomsnitt blir behandlet lenger bak), kan ligning [5] brukes også til dette. Siden gjennomsnittet ligger lavere enn grenseverdien, finner vi ØKG idet vi benytter 95% en-sidig test. I normalfordelingstabellen finner vi at 95%-punktet (0,45 i tabell) svarer til Z=1,645:

Z = (ØKG- AM)/SD =>
ØKG = AM+Z*SD
= 18,0 + 1,645 * 3,82
= 24,3

Dvs. vi er 95% sikre på at en fremtidig dagmåling vil ligge lavere enn 24,3 ppm.

Eksempel 2: Log-normalfordeling
Hvis vi tenker oss at de 8 måleverdiene i forrige eksempel ble supplert med 2 klare avvikere, 39 ppm og 47 ppm, hvordan ville dette ha påvirket konklusjonen? Med antatt normalfordeling og formlene [2] & [3] får vi (n=10):

AM = 23,0
SD = 11,22

Innsetting i ligning [5] gir:
Z = (20-23.0)/11,22
= - 0,39

Av dette skulle vi altså kunne konkludere at hele 60% av dagmålingene i det lange løp ville overskride grenseverdi, til tross for at bare 40% av måleresultatene gjør det. Forklaringen er selvsagt at de 2 høye verdiene sterkt forrykker middelverdi (og spredning), selv om de er få. La oss heller prøve en log-transformasjon av måleverdiene, som da blir (her: 10er logaritmer):

1,255-1,204-1,342-1,146-1,301-1,362-1,279-1,079-1,591-1,672

Formlene [2] & [3] anvendt på de logaritmiske verdiene gir da (n=10):
AMlg = 1,323
SDlg = 0,185

Ved innsetting i ligning [5] må vi også huske å ta logaritmen til grenseverdi (lg20=1,301):
Zlg = (1,301-1,323)/0,185
= -0,12

Dette svarer til ca. 55% av dagverdiene kan forventes å ligge høyere enn grenseverdien.

Ingen spesielle problemer med log-transformasjon så lenge vi hele tiden husker å gjøre alle beregningene med logaritmene til målingene.

Hvis vi tar antilogaritmen til AMlg og SDlg får vi hhv. geometrisk middelverdi (GM)
og geometrisk standardavvik (GSD). I det aktuelle eksemplet får vi da:
GM = 21,0 ppm
GSD = 1,53
Merk at definisjonen på log tilsier at AMlg + SDlg tilsvarer GM * GSD, og AMlg - SDlg tilsvarer GM / GSD dvs. at ± ett standardavvik i talleksemplet svarer til området 14 - 32 ppm.

Takverdier

Har man en gruppe korttidsmålinger for å avgjøre om en Takverdi er overholdt, bør man ikke nøye seg med å fastslå at f.eks. alle verdiene ligger under.

Ut fra kjennskap til måle-/ analysemetodens pålitelighet (publisert variasjonskoeffisient) kan det settes konfidensgrenser for måleverdiene. Dersom målt verdi er x, bestemmes konfidensgrensene ved å velge nivå i normalfordelingstabellen (i det følgende: 95%-nivå, en-sidig). Om x er lavere enn takverdi bestemmer vi ØKG for å avgjøre om nivået er akseptabelt.

[6a] $ØKG = x * (1 + Z_{0.95} * VC)$

Om X er høyere enn takverdien bestemmer vi NKG for å avgjøre om vi har en sikker overskridelse.

[6b] $NKG = x * (1 - Z_{0.95} * VC)$

Eksempel 3: Takverdier

Ved produksjon av sponplater har man gjort følgende 30 min. målinger av formaldehyd (i ppm):

0,70 – 1,30 – 0,85 (takverdi= 1,0 ppm).

Kan man anse takverdien for overskredet hvis metodens VC er 0,12?

Vi tar utgangspunkt i den høyeste verdien og bestemmer NKG ifølge ligning [6b]:
NKG = 1,30 * (1 – 1,645 * 0,12) = 1,04
Siden NKG > Takverdi kan vi med minst 95% sannsynlighet fastslå at takverdi virkelig er overskredet.

Hvis bare verdiene 0,70 – 0,85 hadde foreligget, kunne vi da ha konkludert med at takverdi var overholdt?
ØKG = 0,85 * (1 + 1,645 * 0,12) = 1,02
Siden ØKG > Takverdi kan verdien ikke betraktes som akseptabel (mulig overskridelse).

Konfidensgrenser for gjennomsnitt

(Student's t-fordeling)

Hvis man gjentatte ganger gjør serier med n målinger i en arbeidsatmosfære hvor enkeltmålinger kan antas å ha en sann middelverdi μ og standardavvik σ, da vil det beregnede gjennomsnittet AM også ha middelverdi μ, mens standardavviket for gjennomsnittet blir σ/n. Det faktum at gjennomsnittet altså får lavere standardavvik enn enkeltmålingene, har den konsekvens at tilnærmingen til normalfordeling kan bli god, selv om enkeltmålingene ikke er normalfordelte.

Når AM og SD estimeres ut fra en måleserie (ligningene [2] og [3]), viser det seg at størrelsen
$t = (AM - \mu) / (SD/\sqrt{n})$ er Student's t-fordelt med n-1 frihetsgrader.

Denne fordelingen er symmetrisk, liksom normalfordelingen, og blir identisk med denne når en har mange målinger (n ∞). Konfidensgrenser for sann middelverdi μ får vi ved å finne i tabellen (se under) den t-verdi som svarer til ønsket konfidensnivå:

[7a] $NKG = AM - t * (SD/\sqrt{n})$

[7b] $ØKG = AM + t * (SD/\sqrt{n})$

Tabell 3: Fordelingen av Student 's t (en-sidig test)

ANTALL FRIHETS-GRADER	SANNSYNLIGHET FOR EN STØRRE VERDI 0.20	0.10	0.05	0.025	0.005
1	1.376	3.078	6.314	12.706	63.657
2	1.061	1.886	2.920	4.303	9.925
3	0.978	1.638	2.353	3.182	5.841
4	0.941	1.533	2.132	2.766	4.604
5	0.920	1.476	2.015	2.571	4.032
6	0.906	1.440	1.943	2.447	3.707
7	0.896	1.415	1.895	2.365	3.499
8	0.889	1.397	1.860	2.306	3.355
9	0.883	1.383	1.833	2.262	3.250
10	0.879	1.372	1.812	2.228	3.169
12	0.873	1.356	1.782	2.179	3.055
14	0.868	1.345	1.761	2.145	2.977
16	0.865	1.337	1.746	2.120	2.921
18	0.862	1.330	1.734	2.101	2.878
20	0.860	1.325	1.725	2.086	2.845
25	0.856	1.316	1.708	2.060	2.787
30	0.854	1.310	1.697	2.042	2.750
50	0.849	1.299	1.676	2.008	2.678
100	0.846	1.290	1.661	1.982	2.625
∞	0.8416	1.2816	1.6448	1.9600	2.5758

Eksempel 4: Langtidseksponering

12 personbårne heldagsprøver under sveising (GV = 5 mg/m³) har blitt gjort på en arbeidstaker, med følgende enkeltresultater (i mg/m³):
6,4 – 4,8 – 9,5 – 3,9 – 5,6- 7,3 – 10,1 – 11,2- 6,3 – 4,0 – 8,7 – 4,5

Kan vi anta at gjennomsnittet i det lange løp ligger over GV for denne arbeidstakeren?

Vi bruker også her 95%-nivå (en-sidig). Med 11 frihetsgrader får vi t= 1,797. Beregning med ligningene [2] og [3] gir:
AM = 6,86
SD = 2,50
√n = 3,46

Ligning [7a] gir for nedre konfidensgrense:

NKG = 6,86 – 1,797 * 2,50 /3,46 = 5,56

Det er altså 95% sjanse for å ha rett når vi hevder at sann middelverdi ligger høyere enn
5,56 mg/m³.

Hvis vi omvendt (i ligning [7a]) setter NKG= 5,0, kan vi beregne t-verdien til 2,57, som i tabellen svarer til mer enn 97,5%-nivå, altså mindre enn 2,5% sjanse for å ta feil når vi påstår at sann middelverdi er høyere enn GV.

Antar vi log-normalfordeling, og bruker ligningene [2] og [3], får vi:
AM1g = 0,810 (GM = 6,45)
SD1g = 0,159 (GSD = 1,44)

Med t = 1,797 blir nedre konfidensgrense slik:

lg(NKG) = 0,810 – 1,797 * 0,159 / 3,46 = 0,727
NKG = 5,3 mg/m³

Geometrisk middel ligger altså med 95% sannsynlighet høyere enn 5,3 mg/m³, altså temmelig lik konklusjon med og uten log-transformasjon. Geometrisk middel blir generelt noe lavere enn aritmetisk middel fordi de høyeste verdiene får mindre vekt etter log-transformasjon.

Litteratur

Lavoué, J., Joseph, L., Knott, P., Davies, H., Labrèche, F., Clerc, F., . . . Kirkham, T. (2018). Expostats: A Bayesian Toolkit to Aid the Interpretation of Occupational Exposure Measurements. Annals of Work Exposures and Health, 63(3), 267-279. doi:10.1093/annweh/wxy100

Leidel, N. A., Busch, K. A., & Lynch, J. R. (1977). Occupational Exposure Sampling Strategy Manual.

Standard Norge. (2018). Arbeidsplassluft - Måling av eksponering for kjemiske stoffer ved innånding - Strategi for prøving av samsvar med yrkeshygieniske grenseverdier (NS-EN 689).

Høye støynivåer?

Mål enkelt med måleinstrumenter fra Norsonic

Nor103 til enklere målinger i arbeidsmiljø, utendørs støy og generelle støymålinger.

- Klasse 1 lydnivåmåler
- 30 til 137 dB RMS
- 140 dB Peak C
- Frekvensveiing A og C
- 3 års garanti

dBadge2 støydosimeter - hva er din dose?

- Robust, feltmessig og brukervennlig dosimeter
- Fargeskjerm
- Resultater leses av i displayet
- Overføres enkelt til PC for beregninger, grafer og rapporter

Service og kalibrering gjøres i vår akkrediterte lab i Lier.

Norsonic
info@norsonic.com | www.norsonic.no