

42/
106

Ziekteverzuimverschillen: toeval of niet?

De betrouwbaarheid en het onderscheidingsvermogen van
ziekteverzuimcijfers in relatie tot de groepsomvang

drs. B.J. Vrijhof

Nederlands Instituut voor Arbeidsomstandigheden



NIA0019895

STICHTING
CCOZ

42/106

Ziekteverzuimverschillen: toeval of niet?

Stichting CCOZ
Afd. Bibliotheek
De Boelelaan 30
1083 HJ AMSTERDAM
020 - 5498497

1200
2745

Ziekteverzuimverschillen: toeval of niet?

De betrouwbaarheid en het onderscheidingsvermogen van
ziekteverzuimcijfers in relatie tot de groepsomvang

drs. B.J. Vrijhof

maart 1987

CIP-gegevens

Vrijhof, B.J.

Ziekteverzuimverschillen: toeval of niet?: de betrouwbaarheid en het onderscheidingsvermogen van ziekteverzuimcijfers in relatie tot de groepsomvang / B.J. Vrijhof. – Amsterdam: Stichting CCOZ. – Ill. – (Wetenschappelijke rapporten / Stichting CCOZ)
Met lit. opg.

ISBN 90-6747-054-6

SISO 367.1 UDC 331.316.3

Trefw.: ziekteverzuim; onderzoek.

Copyright © 1987 B.J. Vrijhof

Behoudens de in of krachtens de Auteurswet 1912 gestelde uitzonderingen mag niets uit deze uitgave worden veeleelvoudigd en/of openbaar gemaakt door middel van druk, fotokopie, microfilm of op welke andere wijze dan ook zonder de voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever, de Stichting CCOZ, die daartoe door de auteur-rechthebbende met uitsluiting van ieder ander is gemachtigd.

Inhoud

1	Inleiding	7
1.1	Vraagstelling	7
1.2	De opbouw van dit rapport	7
1.3	Leeswijzer	8
2	Toeval en ziekteverzuim	9
2.1	Inleiding	9
2.2	Ziekteverzuim en gezondheid	9
2.2.1	Wanneer kunnen we ziekteverzuim verwachten?	9
2.2.2	Hoe vaak kunnen we ziekteverzuim verwachten?	12
2.2.3	Welk verzuim kunnen we gemiddeld verwachten?	12
2.3	Toevalsmeting	13
2.3.1	Inleiding	13
2.3.2	De theoretische weg	13
2.3.3	De empirische weg	15
2.4	Betrouwbaarheidsonderzoek: een inventarisatie	19
2.4.1	Twee typen onderzoek	19
2.4.2	Stabiliteitsstudies	20
2.4.3	Significantiestudies	21
2.4.4	Evaluatie	22
3	De verdeling van verzuimcijfers	25
3.1	Inleiding	25
3.2	Onderzoeksopzet	26
3.2.1	Methode	26
3.2.2	Data	26
3.2.3	Werkwijze	29
3.3	Resultaten	29
3.3.1	De verdeling der gemiddelden	29
3.3.2	De verdeling van de verschillen tussen de gemiddelden	33
3.4	Conclusie	39

4	Betrouwbaarheidsmarges	40
4.1	Inleiding	40
4.2	Wat is de vraag?	40
4.3	Welk antwoord wordt gezocht?	41
4.4	Betrouwbaarheidsmarges	42
4.4.1	Uitgangspunten	42
4.4.2	Berekeningswijze	45
4.4.3	Significantieniveau en onderscheidingsvermogen	47
4.4.4	Parameters	47
4.5	Resultaten	48
4.5.1	Vergelijking tussen verschillende groepen	48
4.5.2	Vergelijking binnen dezelfde groep	51
4.6	Opmerkingen over het gebruik	52
4.6.1	Het tijdvak waarover de verzuimcijfers berekend zijn	52
4.6.2	De groep werknemers waarop de verzuimcijfers betrekking hebben	54
5	Samenvatting	55
	Noten	61
	Literatuur	63
	Bijlagen	67

1 Inleiding

1.1 Vraagstelling

Ziekteverzuimcijfers geven een handzame samenvatting van het verzuim dat zich in een bepaalde periode in een arbeidsorganisatie heeft voorgedaan. Mits de verzameling en verwerking van ziek- en herstelmeldingen op adequate wijze plaatsvindt zal op deze samenvatting in beschrijvende zin weinig aan te merken zijn. Daarmee is echter nog niet gezegd dat aan alle verzuimcijfers eenzelfde gebruikswaarde kan worden toegekend. Niet alle cijfers geven een betrouwbare indicatie van de omstandigheden die voor het ziekteverzuim verantwoordelijk kunnen zijn. Een verzuimcijfer kan deels "toevallig" zijn.

Dit toevalselement in verzuimcijfers vormt het onderwerp van de onderhavige studie. Centraal staat de vraag in welke mate verschillen tussen verzuimcijfers aan toeval te wijten kunnen zijn. Meer precies wordt een antwoord gezocht op de vraag of, gegeven de omvang van een groep werknemers, grenzen aan te geven zijn waarbinnen de geconstateerde verzuimverschillen niet voor nadere uitleg vatbaar zijn.

1.2 De opbouw van dit rapport

In het rapport en in het onderzoek is de bovengenoemde vraagstelling in een aantal deelvragen onderscheiden.

De eerste en misschien wel belangrijkste vraag die in hoofdstuk 2 wordt behandeld, is wat in het kader van ziekteverzuim en in statistische zin onder toeval c.q. betrouwbaarheid kan worden verstaan. Vervolgens wordt de vraag aan de orde gesteld hoe de mate van toeval te bepalen zal zijn. Aan de hand van een overzicht van de relevante ziekteverzuimliteratuur, wordt tenslotte vastgesteld welke aspecten met betrekking tot toeval nog te onderzoeken en onderzoekbaar zijn.

Hoofdstuk 3 sluit direkt op de conclusies van hoofdstuk 2 aan. De beschreven analyse richt zich op de statistische kenmerken van ziekteverzuimcijfers die voor een betrouwbaarheidsmeting van belang zijn. De beschreven resultaten vormen, met andere woorden, de gegevens op basis waarvan betrouwbaarheidsmarges kunnen worden afgeleid.

In hoofdstuk 4, tenslotte, worden de gezochte betrouwbaarheidsmarges

berekend en van commentaar voorzien. In dit hoofdstuk zijn tabellen te vinden waarin, in relatie tot de groepsomvang, wordt aangegeven binnen welke grenzen verzuimverschillen als toevallig te beschouwen zijn. Daarnaast zijn in dit hoofdstuk tabellen opgenomen waarin, in relatie tot de groepsgrootte, wordt aangegeven vanaf welke grenzen en met welke waarschijnlijkheid verzuimverschillen voor nadere uitleg vatbaar zijn. Aan de hand van deze laatste tabellen wordt ingegaan op de vraag of, en zo ja welke, betekenis aan verzuimcijfers voor het verzuimbeleid kan worden toegekend.

1.3 Leeswijzer

Het onderwerp "betrouwbaarheid" kan niet worden besproken of onderzocht zonder een aantal statistische overwegingen te behandelen. In de rapportage is er naar gestreefd deze behandeling zo kort en vooral zo leesbaar mogelijk te houden. Toch is het voorstelbaar dat niet al het gerapporteerde voor iedereen even interessant en even begrijpelijk zal zijn. Om deze reden is het rapport van een lange samenvatting voorzien waarin minder op technische details, maar meer op de praktische betekenis van de verkregen resultaten wordt ingegaan. Via lezing van deze samenvatting en hoofdstuk 4 kan men tevens op snelle wijze van de inhoud van deze publikatie kennisnemen.

2 Toeval en Ziekteverzuim

2.1 Inleiding

Het begrip "toeval" duikt bij ziekteverzuimcijfers op zodra deze cijfers van een interpretatie worden voorzien. Aan sommige cijfers wordt betekenis gehecht, terwijl andere cijfers (ten dele) aan toeval worden toegeschreven. De term toeval is in dit verband enigszins verwarrend. Het verzuimcijfer van een werknemer of van een groep werknemers komt noch geheel, noch ten dele "toevallig" tot stand. Integendeel, het verzuimcijfer vormt in de meeste gevallen een perfecte weergave van de feitelijke afwezigheid wegens ziekte. Voor zover sprake is van toeval, zal deze op de factoren, die verantwoordelijk zijn voor het ziekteverzuim, van toepassing moeten zijn. De vraag is in feite, of het gemeten verzuimcijfer al dan niet aan een toevallige samenloop van factoren kan worden toegeschreven.

In samenhang met deze vraag worden in dit hoofdstuk verschillende onderwerpen behandeld. Allereerst wordt, aan de hand van een eenvoudige theorie over ziekteverzuim, geïllustreerd hoe toeval op het gemeten ziekteverzuim van een werknemer en van een groep werknemers van invloed kan zijn. Vervolgens wordt het toeval vanuit statistisch gezichtspunt belicht. Hierbij wordt o.a. ingegaan op de vraag hoe het toevalselement in het ziekteverzuim in statistische termen kan worden beschreven en op de vraag of op basis van de statistische theorie een kwantificering van het toevalselement in het verzuim mogelijk is. In aansluiting op deze paragrafen gaan we tenslotte na, wat op grond van empirisch onderzoek, over de toevalligheid van ziekteverzuimcijfers kan worden gezegd.

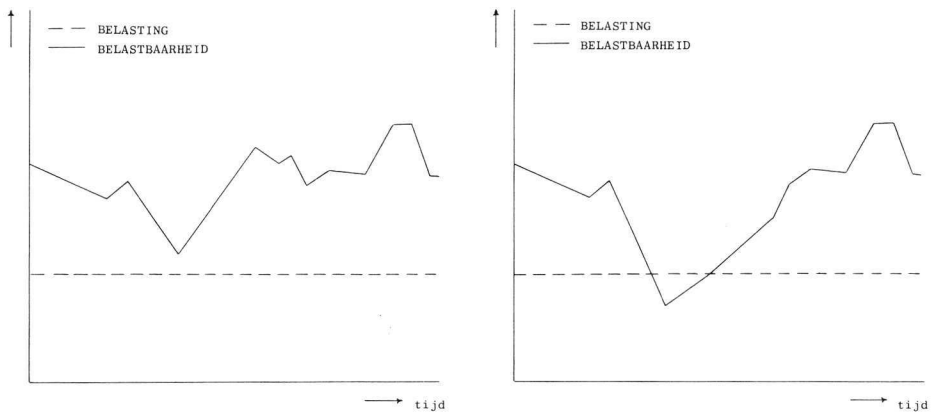
2.2 Ziekteverzuim en gezondheid

2.2.1 Wanneer kunnen we ziekteverzuim verwachten?¹⁾

Ziekteverzuim hangt samen met een zeer groot aantal factoren, die in termen van de begrippen belasting en belastbaarheid samen te vatten zijn. Onder de belasting van een werknemer vatten we alle belastende factoren samen die met het verrichten van arbeid gepaard gaan; onder de belastbaarheid van een werknemer vatten we alle factoren samen die

van invloed zijn op de inspanning die door een werknemer kan worden geleverd. Volgens het belasting-belastbaarheidsmodel kunnen de belasting en de belastbaarheid van een werknemer al dan niet in evenwicht zijn. Als de belastbaarheid van een werknemer zijn belasting overtreft is sprake van een "gezonde" situatie, waarbij geen aanleiding tot ziekteverzuim aanwezig is. Het omgekeerde geval, waarbij de belasting van een werknemer hoger is dan zijn belastbaarheid, zal daarentegen wel aanleiding geven tot ziekteverzuim. Beide mogelijkheden zijn in figuur 2.1 weergegeven.

Figuur 2.1 Twee werknemers die zowel qua belasting als qua belastbaarheid vergelijkbaar zijn

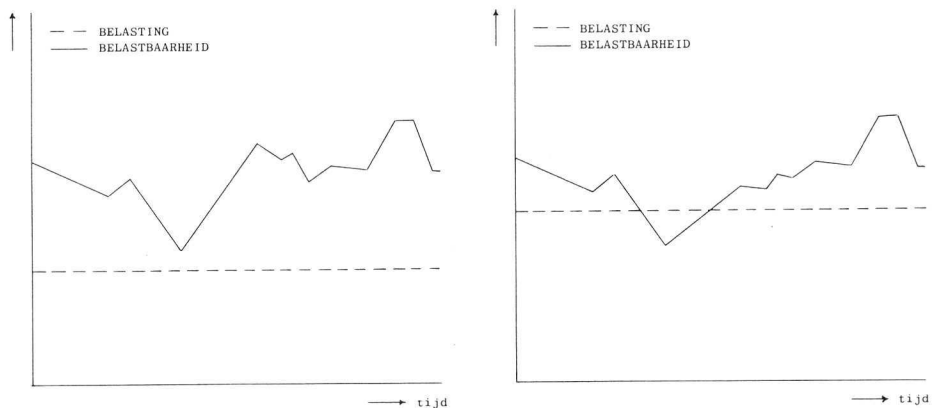


Geschetst zijn twee werknemers die qua belasting identiek, maar qua belastbaarheid licht verschillend zijn. De werknemer ter linkerzijde verzuimt niet: zijn belastbaarheid is groter dan zijn belasting. De werknemer ter rechterzijde verzuimt wel: zijn belasting overtreft op een bepaald moment zijn belastbaarheid. Ondanks het gegeven dat de ene werknemer wel, maar de andere niet verzuimt, zal een voorspelling over het verzuim in de toekomst hachelijk zijn. Beide werknemers verschillen slechts minimaal in hun belastbaarheid en helemaal niet in hun belas-

ting. Er bestaat weinig reden om aan te nemen dat het verzuim van deze twee werknemers in de toekomst ook verschillend zal zijn.

Niet alle werknemers zullen echter qua belasting en belastbaarheid zo goed vergelijkbaar zijn. De ene baan vraagt meer van de werknemer dan de andere baan en de ene werknemer zal meer aankunnen dan de andere. In figuur 2.2 zijn twee werknemers geschetst die qua belasting sterk verschillen, maar qua belastbaarheid identiek zijn.

Figuur 2.2 Twee werknemers die wel qua belastbaarheid maar niet qua belasting vergelijkbaar zijn



Evenals in figuur 2.2 verzuimt de werknemer ter linkerzijde niet, maar die ter rechterzijde wel. Terwijl, gezien de belasting en de belastbaarheid van beide werknemers, het verzuimgeval in figuur 2.1 als toeval te kwalificeren valt, ligt zo'n kwalificatie bij figuur 2.2 niet voor de hand. Terwijl de belastbaarheid van de linker werknemer zijn belasting ruim overtreft, bewegen beide zich bij de rechter werknemer op vrijwel hetzelfde niveau. Op grond van de verhouding tussen de belasting en de belastbaarheid kan vermoed worden dat de kans op ziekteverzuim van de rechter werknemer in figuur 2.2 groter dan die van de

linker werknemer zal zijn. Kortom, een soortgelijk verschil in verzuim tussen de twee laatste werknemers zal ook in de toekomst te verwachten zijn.

Samenvattend kan op grond van het bovenstaande gedachtenexperiment worden vermoed dat het verzuim van een werknemer slechts binnen ruime marges voorspelbaar zal zijn. Op grond van de relatie tussen zijn belasting en zijn belastbaarheid zal de ene werknemer meer en de andere minder vatbaar zijn voor ziekteverzuim. Het moment waarop ziekmelding plaatsvindt zal daarnaast echter in belangrijke mate van een toevallige samenloop van factoren afhankelijk zijn.

2.2.2 Hoe vaak kunnen we ziekteverzuim verwachten?

In theorie kan het aantal ziekmeldingen van een werknemer gelijk aan het aantal werkdagen in een periode zijn. In werkelijkheid wordt dit aantal bij lange na niet gehaald. In een periode van een jaar behoort een werknemer met meer dan 5 ziekmeldingen al tot de uitzonderingen. De meeste werknemers melden zich in een jaar slechts zelden of helemaal niet ziek.

Deze schaarste aan ziekmeldingen betekent dat per werknemer in de regel slechts weinig metingen met betrekking tot de relatie belasting-belastbaarheid ter beschikking staan. Bovendien lieten we in de vorige paragraaf zien, dat een ziekmelding het gevolg kan zijn van een evenwichtsverstoring die incidenteel kan zijn. In combinatie zal daarom voor de meeste werknemers het ziekteverzuim in een periode van een jaar een weinig betrouwbare indicatie voor zijn "gezondheid" zijn.

2.2.3 Welk verzuim kunnen we gemiddeld verwachten?

In de vorige paragrafen illustreerden we dat een verzuimgeval ten dele het gevolg kan zijn van een toevallige samenloop van factoren. Daar een werknemer slechts zelden verzuimt, kan zijn verzuimcijfer berekend over een begrensde tijdvak ten dele aan toeval te wijten zijn. Het effect van toeval op het verzuim kan echter zowel positief als negatief zijn. Per definitie geldt voor de factor toeval dat zij onvoorspelbaar zal zijn. Op de lange termijn zal de positieve bijdrage van toeval aan het individuele verzuim gelijk aan de negatieve bijdrage zijn. In andere woorden, als de periode waarin het verzuim van een werknemer wordt gemeten maar lang genoeg is, zal het ziekteverzuim wel degelijk een goede

indicator voor zijn "gezondheid" zijn.

Een soortgelijke redenering kan voor het verzuim van een groep werknemers worden gevolgd. We geven een eenvoudig voorbeeld:

Stel dat we het verzuim van een groep werknemers meten waarvan de werknemers zowel qua belasting als qua belastbaarheid volkomen identiek zijn. Ook in dit geval zal het verzuim van elke werknemer ten dele aan toeval te wijten zijn. Gemiddeld over alle werknemers zal de invloed van het toeval op het verzuim echter geringer zijn. Van sommige werknemers is het verzuim door toeval hoger dan normaal, maar daartegenover staan werknemers die dankzij de factor toeval minder hebben verzuimd dan op grond van hun belasting en belastbaarheid kon worden verwacht. Het gemiddelde verzuim van deze groep werknemers zal in dit geval dus een goede schatting van de "gezondheid" van elk der werknemers in het onderzochte tijdvak zijn.

2.3 Toevalsmeting

2.3.1 Inleiding

In aansluiting op de vorige paragraaf buigen we ons hier over de vraag hoe het toevalselement in ziekteverzuimcijfers te kwantificeren valt. We onderscheiden hierbij twee benaderingen die haaks op elkaar staan:

1) De theoretische benadering:

Bij deze benadering wordt uitgegaan van de voorspelbaarheid van het individuele verzuim. Gegeven deze voorspelbaarheid kunnen alle niet te voorspellen verzuimdagen van een persoon aan toeval worden toegeschreven. In het verlengde daarvan kan, via aggregatie, de toevalscomponent in het verzuimcijfer van een groep worden vastgesteld.

2) De empirische benadering:

Bij deze benadering wordt uitgegaan van de stabiliteit van het individuele verzuim. Gesteld wordt dat het individuele verzuim, op de kortere termijn, behoudens toevalsfluctuaties constant kan zijn. Gegeven deze assumptie kunnen de verschillen die bij het individuele verzuim tussen periodes zichtbaar zijn, aan toeval worden toegeschreven.

We zullen beide benaderingen in afzonderlijke paragrafen behandelen.

2.3.2 De theoretische weg

Niets is praktischer dan een goede theorie. Deze uitspraak geldt zeker

voor het onderhavige probleem. Met een goede theorie voor het individuele verzuim zou het immers mogelijk zijn het verzuim van een werknemer te voorspellen op basis van een aantal voor het verzuim relevante variabelen. Al het verzuim dat niet te voorspellen is, zou eenduidig aan toeval toe te schrijven zijn.

Helaas beschikken we op dit moment, en waarschijnlijk ook niet in de toekomst, over een kwantitatieve theorie waarin alle relevante variabelen voor en hun relaties, in onderlinge samenhang, met het ziekteverzuim opgenomen zijn. De algemene theorieën die beschikbaar zijn, geven niet meer dan een kader waarbinnen de empirisch geconstateerde relaties te begrijpen zijn. Naast deze inhoudelijke relaties en theorieën zijn een aantal modellen geformuleerd die vooral statistisch van karakter zijn. Bij deze statistische theorieën/modellen wordt het verzuim van een werknemer beschouwd als een kansvariabele, een stochast, waarvoor diverse specificaties mogelijk zijn. Een goed model is dat waarmee het feitelijke verzuim, en met name de verdeling van dat verzuim, goed te voorspellen valt. Gezien dit criterium, hoeft een goed statistisch model dus niet noodzakelijk ook een goed inhoudelijk model te zijn.

Het voert te ver om hier alle stochastische modellen die voor het individuele verzuim zijn opgesteld te bespreken. We beperken ons tot twee extremen die ter illustratie en voor de verdere gedachtengang interessant zijn:

(1) Het "onafhankelijkheidsmodel",

$$P_{it} = \bar{P} \quad (2.1)$$

waarin

P_{it} : de kans op ziekteverzuim van persoon i op dag t en

$\bar{P}$: de gemiddelde kans op ziekteverzuim.

In dit model worden meerdere sterke assumpties gemaakt: (a) de kans op ziekteverzuim is voor elke werknemer en op elke werkdag gelijk; en (b) het ziekteverzuim van een werknemer is onafhankelijk van zijn verzuim-historie.

Dit model lijkt te eenvoudig om waar te zijn, waarmee tegelijkertijd gezegd is dat met betrekking tot het toevalselement in het ziekteverzuim geen eenvoudige oplossingen mogelijk zijn.

(2) Het "afhankelijkheidsmodel",

Geen verzuim op de voorafgaande dag: $P_{it} = P_{it}^a \quad (2.2a)$

Wel verzuim op de voorafgaande dag: $P_{it} = P_{it}^n$ (2.2b)

waarin

P_{it} : de kans op ziekteverzuim van persoon i op dag t,

P_{it}^a : de kans op ziekteverzuim van persoon i op dag t gegeven geen verzuim op dag t-1 en

P_{it}^n : de kans op ziekteverzuim van persoon i op dag t gegeven wel verzuim op dag t-1.

In dit model zijn zowel systematische verschillen tussen personen, tijdsafhankelijke variaties, als afhankelijkheid van de verzuimhistorie opgenomen. Het behoeft weinig betoog dat de voorspellingen die met dit model over het individuele verzuim te maken zijn, realistischer dan die van model (2.1) zullen zijn. Kryptisch geformuleerd, wordt in dit afhankelijkheidsmodel maar weinig aan het toeval overgelaten. De prijs die voor deze winst aan realiteit moet worden betaald is echter hoog. De hoeveelheid parameters die in het model zijn opgenomen is groot en zij zullen niet eenvoudig te bepalen zijn. Deze complexiteit van het afhankelijkheidsmodel vormt waarschijnlijk de reden dat tot nu toe weinig empirisch onderzoek naar de toepasbaarheid van dit en verwante statistische modellen is verricht.

Tussen beide extreme modellen zijn tal van varianten denkbaar en ook geformuleerd (Avery en Hotz, 1984). Tegen al deze varianten zijn soortgelijke bedenkingen aan te voeren: ze zijn niet realistisch genoeg en/of de parameters in het model zijn moeilijk te bepalen. Een en ander betekent dat langs theoretische weg, vooralsnog, geen goede kansuitspraken met betrekking tot het individuele verzuim mogelijk zijn. Of anders gezegd, op theoretische gronden kan geen onderscheid tussen systematische en toevalsvariantie worden gemaakt. Alleen al om deze reden zou verder theoretisch onderzoek op dit terrein wenselijk en o.i. ook vruchtbaar zijn.

2.3.3 De empirische weg

Zonder een goede theorie zal de vraag naar het toevalselement in het ziekteverzuim strikt genomen ook niet langs empirische weg te beantwoorden zijn. Ook bij de empirische benadering van het probleem zullen enkele assumpties nodig zijn, die bij gebrek aan een goede theorie, hooguit op "face-value" aannemelijk te maken zijn. De benodigde assump-

ties laten zich in het volgende model samenvatten en zijn geïnspireerd door de klassieke assumpties die in de psychometrika gebruikelijk zijn (zie bijv. Guilford, 1954):

$$x = w + e \quad (2.3)$$

waarin

x = het gemeten verzuim van een werknemer in een periode

w = het "ware" verzuim van deze werknemer in deze periode

e = het verzuim (of het niet-verzuimen) van deze werknemer dat voor rekening komt van een toevallige samenloop van factoren

Het "ware" verzuim van een werknemer kan op verschillende manieren worden gedefinieerd. Een operationale definitie, die in relatie tot ziekteverzuim het meest geschikt lijkt, luidt als volgt:

"Het ware verzuim is het gemiddelde van de verzuimwaarden die men krijgt als men dezelfde persoon een zeer groot aantal malen onder dezelfde condities de periode laat herhalen".

De toevalscomponent of het toevallige verzuim geeft een (positieve of negatieve) bijdrage aan het verzuim als functie van incidentele omstandigheden. Kenmerkend voor deze incidentele omstandigheden is, dat zij meestal onbekend en dus onvoorspelbaar zijn.

In samenhang met model (2.3) worden veelal de volgende assumpties gemaakt:

- $m_e = 0$: het populatiegemiddelde (de verwachtingswaarde) van het "toevallige" verzuim is gelijk aan 0, en
 $r_{we} = 0$: de correlatie tussen het "ware" en het "toevallige" verzuim is gelijk aan 0.

Model 2.3 sluit op face-value aardig bij het waarschijnlijk ziekteverzuim aan. Avery & Hotz (1984), bijvoorbeeld, noemen vier uitspraken die op het verzuim van individuele werknemers van toepassing zijn:

- (1) Een verzuimgeval is een relatief zeldzaam en discreet verschijnsel.
- (2) De verzuimneiging van een werknemer zal afhankelijk zijn van zijn of haar persoonlijke kenmerken en van het beroep dat hij of zij uitoefent.
- (3) Het proces dat ten grondslag ligt aan het individuele verzuim is dynamisch; de kans dat iemand ziek wordt is aan voortdurende veranderingen onderhevig ten gevolge van bijvoorbeeld veranderingen in de werkomgeving of afhankelijk van de voorafgaande arbeids(verzuim-)historie.
- (4) Voor een belangrijk deel wordt een verzuimgeval door toeval bepaald

en kan het noch door de werknemer zelf, noch door de onderzoeker die zijn gegevens tracht te analyseren, worden voorspeld.

De uitspraken (2) en (4) zijn duidelijk in model 2.3 terug te vinden: het "ware" verzuim van een werknemer wordt beschouwd als een persoonsgebonden kenmerk, waarbinnen alle voor deze persoon verzuimrelevante kenmerken vertegenwoordigd zijn, terwijl in de meetfout alle verzuimrelevante factoren zijn opgenomen die niet te voorspellen zijn. Evenmin is het model strijdig met uitspraak (1): de schaarste en de discretie van ziektegevallen betekenen slechts dat ter bepaling van het "ware" verzuim, c.q. de verzuimgeneigdheid van een werknemer, zeer veel waarnemingen nodig zullen zijn, welke naar alle waarschijnlijkheid niet-normaal verdeeld zullen zijn. Het dynamische karakter van het ziekteverzuim (3) is echter niet in model 2.3 verwerkt. In feite wordt verondersteld dat de gemiddelde verzuimneiging in een bepaalde periode constant zal zijn en worden alle variaties ten opzichte van dit gemiddelde aan toeval toegeschreven. Bij gebrek aan een statistisch model van de dynamiek in het ziekteverzuim (zie par. 2.3.2) kan deze veronderstelling als een pragmatische oplossing gegeven een theoretisch vacuum worden beschouwd. Concreet betekent een en ander dat met de empirische resultaten die uitgaande van model 2.3 verkregen worden, wel iets maar niet het laatste over het toevalselement in ziekteverzuimcijfers kan worden gezegd..

Uitgaande van (2.3) kan met betrekking tot het gemiddelde verzuimcijfer van een steekproef (M_x) in een bepaald tijdvak het volgende worden afgeleid:

$$M_x = \frac{1}{n} \text{ SOM } x = \frac{1}{n} \text{ SOM } (w + e) = M_w + M_e \quad (2.4)$$

Het gemiddelde verzuim van een groep werknemers in een bepaald tijdvak is gelijk aan de som van het "ware" en het "toevallige" verzuimgemiddelde. In het gemeten verzuimcijfer van een groep werknemers zal naast een "ware" component ook een "toevals"-component aanwezig zijn. In sommige gevallen is deze toevalscomponent positief en in andere gevallen negatief. Als we het verzuim van dezelfde groep onder dezelfde condities een zeer groot aantal malen zouden meten, kan verwacht worden dat de gemiddelde toevalscomponent gelijk of vrijwel gelijk aan 0 zal zijn. Of formeel gezegd:

$$E(M_x) = m_x = E(M_w + M_e) = E(M_w) + E(M_e) = m_w + m_e = m_w + 0 = m_w \quad (2.5)$$

De verwachtingswaarde van het gemiddelde gemeten verzuim van een groep werknemers is gelijk aan het "ware" gemiddelde verzuim.

De expressies (2.4) en (2.5) suggereren hoe de vraag naar de invloed van toeval op het ziekteverzuim van een groep werknemers kan worden onderzocht. We kunnen het verzuim van een groep werknemers in een groot aantal verschillende periodes meten en op basis van de gemeten gemiddelden (M_x) een schatting maken van

- het "ware" gemiddelde verzuim ($m_w = E(M_x)$) en van
- de variantie en de verdeling van de steekproefgemiddelden M_x .

Met behulp van deze resultaten zouden vervolgens betrouwbaarheidsmarges voor de verzuimcijfers van een groep werknemers kunnen worden opgesteld. Helaas stuit deze strategie op praktische problemen. In de eerste plaats hebben we hiervoor verzuimcijfers nodig die in een groot aantal verschillende periodes zijn gemeten, zonder dat de groep werknemers tussentijds van samenstelling is veranderd. Ten tweede zullen de verschillende periodes voor wat betreft de omstandigheden die voor het verzuim van belang zijn volstrekt vergelijkbaar moeten zijn. Aan beide voorwaarden zal in de praktijk nauwelijks voldaan kunnen worden. Bijna onvermijdelijk zullen tussen periodes verschillen bestaan, waarbij het "ware" gemiddelde verzuim niet constant zal zijn. Of anders gezegd, bij deze opzet kunnen niet alle verschillen in de verzuimcijfers van de groep tussen periodes aan toeval worden toegeschreven.

Bovengenoemde problemen spelen geen rol bij de relatie die tussen het verzuimcijfer van een groep en de verzuimcijfers van werknemers binnen deze groep kan worden gelegd.

Uitgaande van (2.3) en de bijbehorende tweede assumptie kan worden afgeleid dat:

$$s_x^2 = s_w^2 + s_e^2 \quad (2.6)$$

waarin

s_x^2 = de populatievariantie: de variantie van de populatieverdeling van gemeten individuele verzuimcijfers (x)

s_w^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "ware" verzuim (w)

s_e^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "toevallige" verzuim (e)

De populatievariantie is gelijk aan de som van de "ware" en de "toevals"-variantie.

Tussen de populatievariantie van het individuele verzuim en de variantie van de gemiddelden van steekproeven uit deze populatie kan de volgende relatie worden afgeleid (zie bijvoorbeeld Hays, 1973):

$$s_M^2 = \frac{s_x^2}{N} \quad (2.7)$$

waarin:

s_M^2 : de variantie van de steekproefverdeling van het gemiddelde verzuim M van onafhankelijke steekproeven ter grootte van N werknemers.

s_x^2 : de populatievariantie: de variantie van de populatieverdeling van gemeten individuele verzuimcijfers (x)

Substitutie van (2.6) in (2.7) geeft:

$$s_M^2 = \frac{s_x^2}{N} = \frac{s_w^2 + s_e^2}{N} \quad (2.8)$$

Volgens (2.8) kan de variantie van het gemiddelde verzuim van een groep bestaande uit N werknemers berekend worden uit de populatievariantie, die voor een deel uit ware variantie en voor een deel uit toevalsvariantie bestaat. Of anders gezegd, met behulp van (2.8) kan de variantie van het gemiddelde verzuim van een groep werknemers worden afgeleid uit de verschillen in verzuim die tussen werknemers in een bepaalde periode worden gemeten. Als we er zeker van zouden kunnen zijn dat al deze verschillen aan toeval toe te schrijven zijn, zou de aldus berekende variantie van het gemiddelde verzuim gelijk aan de gezochte toevalsvariantie behorende bij groepsverzuimcijfers zijn.

Bij de onderzoeksofzet, die in hoofdstuk 4 wordt beschreven, wordt op deze gedachte voortgeborduurd.

2.4 Betrouwbaarheidsonderzoek: een inventarisatie

2.4.1 Twee typen onderzoek

In de literatuur zijn twee typen onderzoek te vinden die voor de vraag naar het toeval in ziekteverzuimcijfers interessant zijn:

(1) Onderzoek waarbij wordt gekeken naar de stabiliteit van het individuele verzuim.

(2) Onderzoek waarbij de toevalsspreiding van het gemiddelde verzuim van een groep in kaart wordt gebracht.

Het eerste type treffen we vooral aan in de Engelstalige literatuur, terwijl de tweede vraag uitsluitend door Nederlandse onderzoekers aan

de orde wordt gesteld. In de twee volgende paragrafen zullen we de resultaten van beide typen onderzoek kort samenvatten. In de slotparagraaf zullen we beide typen vergelijken en, in het licht van onze vraagstelling, evalueren.

2.4.2 Stabiliteitsstudies

Vooraf in de V.S. is veel onderzoek naar de stabiliteit van het verzuim van individuele werknemers gedaan (Huse & Taylor, 1962; Frogatt, 1970; Chadwick-Jones e.a., 1971, 1982; Ferguson, 1972; Latham & Pursell, 1975; Garrison & Muchinski, 1977; Hammer en Landau, 1981; Breaugh, 1981; Keller, 1983; Landy e.a., 1984). Bij deze studies wordt het verzuim van een werknemer tussen twee of meer tijdvakken vergeleken en de overeenkomst door middel van correlaties weergegeven. De resultaten van deze studies lopen soms (en soms ver) uiteen. Gedeeltelijk is deze inconsistentie te verklaren uit de verschillen tussen de groepen werknemers die werden onderzocht en uit verschillen in definitie van het verzuim dat werd gecorreleerd, maar deels zal ook de factor toeval op de resultaten van toepassing zijn. Desondanks zijn er enkele resultaten die in meerdere studies terug te vinden zijn. De hoogte van de correlaties neemt toe naarmate de periodes waartussen wordt vergeleken langer zijn en de correlaties berekend over frequentiematen zijn hoger en consistentere dan die berekend over de omvang van het verzuim. Bij vergelijking tussen jaren schommelt de correlatie van de verzuimfrequenties tussen de .40 en .60 en de correlatie tussen het aantal verzuimde dagen per jaar rond de 0.20. Bij vergelijking tussen jaarkwartalen zijn met name de correlaties tussen de verzuimfrequenties aanzienlijk lager.

Ook in Nederland zijn enkele onderzoeken op dit terrein te vinden. Bakker (1985) berekende de correlaties tussen het individuele verzuim van zo'n 12000 werknemers in vijf opeenvolgende jaren. Haar resultaten zijn in tabel 2.1 geciteerd.

Tabel 2.1 De correlatie (p.m.c.) tussen individuele verzuimpercentages en meldingsfrequenties in de jaren 1977-1981

	Verzuimpercentage				Meldingsfrequentie			
	1977	1978	1979	1980	1977	1978	1979	1980
1978	.48				.54			
1979	.37	.47			.54	.57		
1980	.28	.32	.39		.53	.54	.60	
1981	.23	.26	.29	.43	.47	.45	.51	.57

Bron: Bakker 1985, pag. 19

Evenals in de bovenbesproken studies nemen de correlaties in de volgorde meldingsfrequentie-verzuimpercentage af. De correlaties tussen de meldingsfrequenties liggen eveneens tussen 0.40 en 0.60, maar de correlaties tussen de verzuimpercentages zijn beduidend hoger dan die in buitenlandse studies worden gerapporteerd²⁾. In Nederland lijken zowel de meldingsfrequentie als het verzuimpercentage behoorlijk stabiel te zijn. Desondanks kan het toekomstige verzuim niet met grote exactheid uit het vroegere verzuim worden voorspeld. Op basis van een regressie-analyse die op dezelfde data werd uitgevoerd, maakt Bakker duidelijk dat deze voorspelbaarheid beperkt zal zijn: "Wanneer we spreken in termen van voorspelbaarheid kan op grond van de verzuimhistorie 20% van de variantie in verzuimpercentage in 1981 worden verklaard en 28% van die in meldingsfrequentie" (Bakker, 1985, pag 21). Of anders gezegd, het verzuim van een werknemer wordt niet geheel, maar wel voor een belangrijk deel door "toeval" bepaald.

Langs een geheel andere weg komt Poelstra (1983) tot een vergelijkbare conclusie. Hij vergelijkt de verzuimfrequentie tussen twee opeenvolgende jaren van individuele werknemers en treft eenzelfde magere stabiliteit aan. Relatief vaak verzuimende werknemers in een bepaald jaar verzuimen in het daaropvolgende jaar minder vaak, en andersom. Om met een redelijke zekerheid iets te kunnen voorspellen over de verzuimfrequentie moet men, volgens Poelstra, langere periodes in beschouwing nemen.

2.4.3 Significantiestudies

In Nederland is eigenlijk maar één analyse gepubliceerd die direct betrekking heeft op de betrouwbaarheid van gemiddelde verzuimcijfers. De resultaten daarvan zijn te vinden in Draaisma en Smulders (1978) en zijn integraal in tabel 2.2 overgenomen.

Draaisma en Smulders geven geen verantwoording van de methodiek en de data die aan deze tabel ten grondslag liggen³⁾. De inhoud van de bovenstaande tabel doet echter vermoeden dat sprake is van symmetrische betrouwbaarheidsintervallen van de percentages, berekend op basis van de standaarddeviaties van verzuimgegevens uit de NIPG-statistiek. De grootte van de intervallen is, volgens de auteurs, berekend uitgaande van een 5%-significantieniveau en, vermoedelijk, uitgaande van een normale verdeling van de verschillen tussen groepspercentages.

Tabel 2.2 Betrouwbaarheidscriteria bij de vergelijking van twee verzuimpercentages of twee meldingspercentages van twee groepen personeel berekend over een periode van één jaar

personeelsomvang van de kleinste van de twee groepen	benodigde verschil tussen het ene verzuim% en het andere verzuim%	benodigde verschil tussen het ene meldings% en het andere meldings%
10 personen	cirka 11.0	cirka 90.0 per jaar
20 personen	cirka 9.0	cirka 60.0 per jaar
30 personen	cirka 7.0	cirka 50.0 per jaar
40 personen	cirka 6.0	cirka 45.0 per jaar
50 personen	cirka 5.5	cirka 40.0 per jaar
75 personen	cirka 4.5	cirka 33.0 per jaar
100 personen	cirka 4.0	cirka 28.5 per jaar
200 personen	cirka 2.5	cirka 20.0 per jaar
400 personen	cirka 2.0	cirka 14.5 per jaar
800 personen	cirka 1.5	cirka 10.0 per jaar

N.B.

Deze criteria zijn berekend d.m.v. de gemiddelden en standaarddeviaties van verzuimgegevens van ruim 16000 personen over het jaar 1974 (afdeling Statistiek NIPG/TNO).

(cit.: Draaisma & Smulders, 1978, blz. 111)

Zo leert enig rekenwerk dat de tabel met de volgende formule vrij exact kan worden gereproduceerd:

$$d(V\%) = 38 (n)^{\frac{1}{2}}$$

$$d(M\%) = 282 (n)^{\frac{1}{2}}$$

waaruit, op basis van de geboden informatie, alleen valt af te leiden dat de gebruikte standaarddeviaties van zowel het verzuim- als het meldingspercentage een factor c kleiner dan de genoemde getallen zullen zijn. Onduidelijk is echter of in deze standaarddeviaties alleen de verschillen in verzuim die geweten kunnen worden aan toeval, opgenomen zijn.

Ook bij Landheer (1980) treffen we richtlijnen over de significantie van verschillen in verzuimcijfers aan. Daar deze richtlijnen volgens de auteur berekend zijn op basis van tabel 2.2 zullen wij ze hier niet opnemen. We volstaan met de vermelding dat Landheer de significantie van verschillen berekend op basis van de t-toets, waardoor zijn resultaten andersluidend zijn.

2.4.4 Evaluatie

Hoewel de resultaten in verschillende termen worden geformuleerd, zijn de stabiliteits- en de significantiestudies in essentie vergelijkbaar.

Bij de stabiliteitsstudies (par. 2.4.2) worden correlaties tussen het individuele verzuim in verschillende periodes berekend, waaraan de assumptie ten grondslag ligt dat zowel de personen als de omstandigheden in deze periodes constant zijn. Formeel luidt deze assumptie:

$$r_{12} = r_{11} \quad (2.9)$$

waarin

r_{12} = de correlatie tussen het individuele verzuim in periode 1 en periode 2, en

r_{11} = de correlatie tussen herhaalde metingen van het individuele verzuim in periode 1 (de betrouwbaarheidscoëfficiënt)

Assumptie (2.9) vormt een typisch voorbeeld van de assumptie die bij de empirische benadering van het toevalsprobleem moet worden gemaakt (verg. par. 2.3.3).

"De logische definitie van de betrouwbaarheidscoëfficiënt" (Guilford, 1954) kan geschreven worden als:

$$r_{11} = \frac{s_w^2}{s_x^2} = \frac{s_w^2}{s_w^2 + s_e^2} \quad (2.10)$$

waarin:

s_x^2 = de populatievariantie: de variantie van de populatieverdeling van gemeten individuele verzuimcijfers (x)

s_w^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "ware" verzuim (w)

s_e^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "toevallige" verzuim (e)

Leggen we (2.10) naast (2.6) dan wordt duidelijk dat via de berekenende correlaties een schatting wordt gemaakt van de mate waarin de gemeten verzuimverschillen tussen personen aan "ware" verzuimverschillen kunnen worden toegeschreven.

Bij de significantiestudies in de vorige paragraaf wordt, naar het schijnt⁴⁾, impliciet de veronderstelling gemaakt dat alle verzuimverschillen tussen werknemers aan toeval te wijten zijn. Of anders gezegd, dat de betrouwbaarheidscoëfficiënt van verzuimcijfers gelijk aan 0 zal zijn. Gegeven deze veronderstelling zal de "ware" variantie van de individuele verzuimcijfers gelijk aan 0 zijn, en kan de variantie van het gemiddelde verzuim van een groep werknemers rechtstreeks uit de populatievariantie worden herleid volgens:

$$s_M^2 = \frac{s_x^2}{N} = \frac{s_w^2 + s_e^2}{N} = \frac{0 + s_e^2}{N} = \frac{s_e^2}{N} \quad (2.11)$$

waarin:

s_x^2 = de populatievariantie: de variantie van de populatieverdeling van gemeten individuele verzuimcijfers (x)

s_w^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "ware" verzuim (w)

s_e^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "toevallige" verzuim (e)

Blijkens de resultaten van de stabiliteitsstudies zal de assumptie van geen "ware" verzuimverschillen tussen personen niet realistisch zijn. In de stabiliteitsstudies worden, zonder uitzondering positieve correlaties gerapporteerd, waaruit blijkt dat de gemeten verschillen in het individuele verzuim, voor een beperkt deel, als "ware" verschillen te beschouwen zijn. We kunnen daarom niet uitsluiten dat de betrouwbaarheidsmarges gerapporteerd in de significantiestudies in sommige gevallen te ruim zijn. In hoofdstuk 4 zullen we, in het kader van de verantwoording van de onderzoeksopzet, nader op deze kwestie ingaan.

Kort samengevat kan worden geconcludeerd dat op basis van het geciteerde onderzoek geen duidelijk antwoord op de vraagstelling kan worden gegeven. Hiermee is niet gezegd dat de resultaten van dit onderzoek niet bruikbaar zijn. Bij de opzet van het, in de volgende hoofdstukken te rapporteren, onderzoek wordt met name van de resultaten van het stabiliteitsonderzoek een dankbaar gebruik gemaakt.

3 De verdeling van verzuimcijfers

3.1 Inleiding

In het vorige hoofdstuk lieten we zien dat tussen de verdeling van gemiddelde verzuimcijfers van steekproeven en de populatieverdeling van individuele verzuimcijfers relaties aanwezig zijn. De verwachtingswaarde van de steekproefgemiddelden is gelijk aan het populatiegemiddelde en de variantie van de steekproefgemiddelden verhoudt zich naar rato van de steekproefgrootte tot de populatievariantie. Als we bovendien de vorm van de verdeling van gemiddelde verzuimcijfers van steekproeven zouden kennen, zou niets het doen van kansuitspraken over deze steekproefgemiddelden in de weg staan. Of anders gezegd, gegeven de verdeling van de steekproefgemiddelden zouden betrouwbaarheidsmarges voor deze gemiddelden uit het populatiegemiddelde en de populatievariantie kunnen worden afgeleid.

Over de aard van de verdeling van verzuimgemiddelden behorende bij onafhankelijke steekproeven uit een populatie valt slechts in extreme gevallen iets te zeggen. In het ene extreem, waarbij de steekproeven slechts uit 1 werknemer bestaan, zal de (verwachte) verdeling van de steekproefgemiddelden gelijk zijn aan de populatieverdeling: de verzuimcijfers zullen zeer scheef verdeeld zijn. In een populatie van werknemers zijn immers zeer veel werknemers met weinig verzuim en relatief weinig werknemers met veel verzuim te vinden. Of anders gezegd, de populatieverdeling van individuele verzuimcijfers wijkt sterk af van een normale verdeling. Het andere extreem wordt gevormd door steekproeven bestaande uit relatief veel werknemers. In dit geval zal de centrale limietstelling van toepassing zijn, die door Hays (1973) als volgt wordt geformuleerd:

"If a population has a finite variance s^2 and mean m , then the distribution of sample means from samples of N independent observations approaches a normal distribution with variance s^2/N and mean m as the sample size N increases. When N is very large, the sampling distribution of M is approximately normal." (Hays, 1973, blz. 317)

Volgens deze stelling zal, mits de steekproefgrootte voldoende is, de normaalverdeling ongeacht de vorm van de populatieverdeling een goede benadering geven van de steekproefverdeling der gemiddelden. Op grond van deze stelling kunnen we aannemen dat de steekproefgemiddelden bij steekproeven bestaande uit enige honderden werknemers vrijwel normaal

verdeeld zullen zijn. Kortom, de verdeling van de het gemiddelde verzuim van steekproeven uit een populatie kan, afhankelijk van de steekproefgrootte, niet tot vrijwel normaal zijn. Het zal duidelijk zijn dat bij verzuimcijfers berekend over kleine steekproeven (en zeker bij individuele verzuimcijfers) niet zonder meer van een normale verdeling kan worden uitgegaan. Naarmate de verzuimcijfers berekend zijn over minder werknemers zullen de gebruikelijke (parametrische) statistische toetsingsmethoden daarom minder goed toepasbaar zijn. Bij het doen van kansuitspraken over het gemiddelde verzuim van een groep werknemers zal met dit gegeven rekening moeten worden gehouden. Ter voorbereiding op het volgende hoofdstuk zullen we daarom hier de verdelingseigenschappen van verzuimdata langs empirische weg benaderen.

3.2 Onderzoeksopzet

3.2.1 Methode

Uit een databestand van individuele verzuimgegevens worden een groot aantal onafhankelijke random steekproeven bij diverse steekproefgroottes getrokken. Vervolgens worden de verdelingen van de gemiddelde verzuimwaardes van deze steekproeven in samenhang met de steekproefgrootte geëvalueerd.

3.2.2 Data

Gebruik is gemaakt van data ontleend aan het CCOZ-ziekteverzuiminformatiesysteem (ZVIS) over het jaar 1981. Een beschrijving van dit ZVIS is te vinden in Vrijhof (1986). We vermelden hier slechts dat in dit systeem het ziekteverzuim op persoonsniveau wordt geregistreerd, waardoor van elke werknemer in het registratiebestand de exacte aanvangs- en einddata van zijn of haar ziektegevallen bekend zijn.

Tabel 3.1 geeft per bedrijfsactiviteit een specificatie van het aantal en het verzuim van de werknemers in het databestand. Voor een meer gedetailleerde beschrijving van deze data verwijzen we naar Wolters (1985), in welk rapport specificaties van de gebruikte data naar tal van persoons- en functiekenmerken te vinden zijn.

In figuur 3.1 zijn respectievelijk de cumulatieve verdeling van personen naar hun meldingsfrequentie en naar hun verzuimpercentage per jaar geschetst.

Tabel 3.1 Het ziekteverzuim* naar bedrijfsactiviteit**

SBI-klasse	n	V%-43+	V%-tot	MF-1/7	MF-tot
20/21	1887	9.1	13.7	.85	1.79
26	2615	7.0	11.2	.78	1.61
29	4818	5.1	8.7	1.08	1.75
34	1079	6.9	11.3	1.13	1.98
35	80	9.4	13.8	1.55	2.35
36	450	4.1	8.8	.88	1.74
61	271	6.4	12.1	1.50	2.51
96	672	5.7	9.9	1.09	1.95
97	105	2.8	6.6	2.40	2.93
totaal***	11995	6.3	10.4	1.00	1.79

* De genoemde verzuimgrootheden worden hieronder gedefinieerd

** SBI-20/21: Voedings- en genotmiddelenindustrie; SBI-26: Papier- en papierwarenindustrie; SBI-29: Chemische industrie; SBI-34: Metaalproductenindustrie; SBI-35: Machineneindustrie; SBI-36: Elektrotechnische industrie; SBI-61: Groothandel; SBI-96: Sport en recreatie; SBI-97: Bedrijfs- en werknemersorganisaties, researchinstellingen, overige sociale organisaties

*** De 11995 werknemers zijn werkzaam bij 42 arbeidsorganisaties.

Van elke werknemer in het databestand zijn de volgende verzuimgegevens berekend:

Verzuimpercentage:

De som van de verzuimde kalenderdagen van een werknemer in 1981, gedeeld door het aantal kalenderdagen dat de werknemer in dat jaar in actieve dienst is geweest, vermenigvuldigd met 100.

- V%-1/42: Het verzuimpercentage berekend over de verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 voorkomen met een duur van 1 t/m 42 kalenderdagen.

- V%-43+: Het verzuimpercentage berekend over de verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 voorkomen met een duur van 43 of meer kalenderdagen.

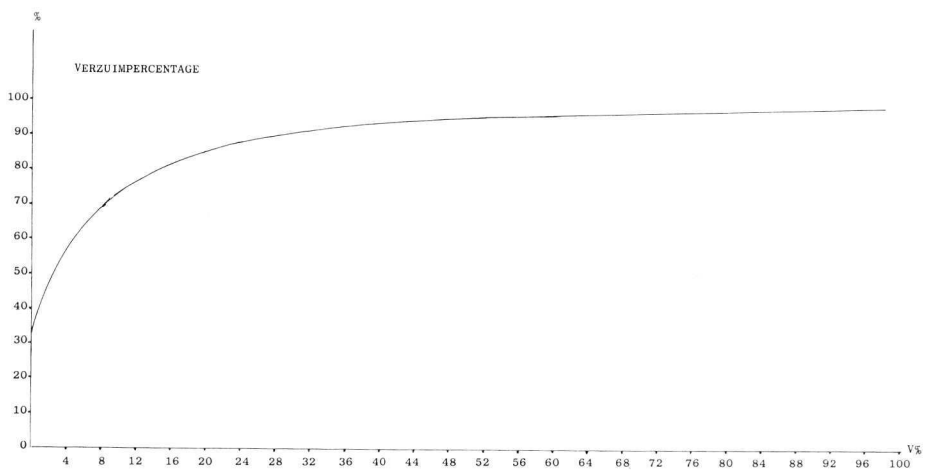
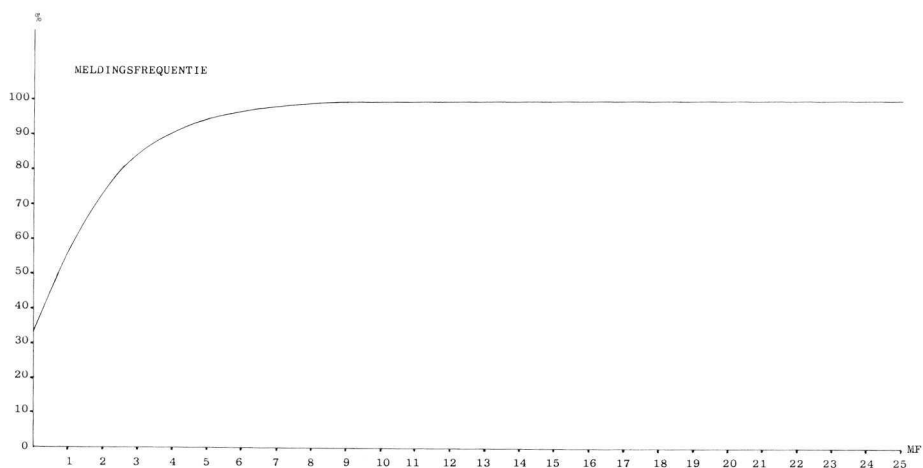
- V%-tot: Het verzuimpercentage berekend over alle verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 voorkomen ($V\%_{tot} = V\%_{-1/42} + V\%_{-43+}$).

Meldingsfrequentie:

Het aantal aangevangen verzuimgevallen in 1981 van een werknemer, gedeeld door het aantal kalenderdagen dat de werknemer in actieve dienst is geweest en vermenigvuldigd met 365.

- MF-1/7: De meldingsfrequentie berekend over de verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 aangevangen zijn met een duur van 1 t/m 7 kalenderdagen.

Figuur 3.1 Cumulatieve verdeling van werknemers naar hun meldingsfrequentie respectievelijk verzuimpercentage in 1981



- MF-8+: De meldingsfrequentie berekend over de verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 aangevangen zijn met een duur van 8 of meer kalenderdagen.
- MF-tot: De meldingsfrequentie berekend over alle verzuimgevallen van een werknemer die in 1981 aangevangen zijn ($MF\text{-}tot = MF\text{-}1/7 + MF\text{-}8+$).

3.2.3 Werkwijze

Uit de populatie, gevormd door de hierboven beschreven data, worden aselekt, met teruglegging, in totaal 400 steekproeven getrokken:

- a) 100 steekproeven ter grootte van 10 personen,
- b) 100 steekproeven ter grootte van 25 personen,
- c) 100 steekproeven ter grootte van 50 personen en
- d) 100 steekproeven ter grootte van 100 personen.

Voor elk van deze 400 steekproeven wordt het gemiddelde van de bovengenoemde verzuimvariabelen berekend. Per steekproefgrootte worden deze gemiddelden vervolgens gebruikt ter vaststelling van:

- (1) de frequentieverdeling van de gemiddelden; berekend worden de eerste vier momenten van deze verdeling (gemiddelde, variantie, skewness en kurtosis) en de cumulatieve frequentieverdeling wordt geschetst.
- (2) de frequentieverdeling van alle mogelijke verschillen tussen de gemiddelden; deze verdeling wordt analoog aan (1) beschreven.

3.3 Resultaten

3.3.1 De verdeling der gemiddelden

In bijlage 1 zijn de verzuimcijfers van elk der 4 x 100 steekproeven opgenomen. In tabel 3.2 zijn deze resultaten in termen van hun gemiddelde, variantie, skewness en kurtosis samengevat.

De interpretatie van de eerste twee momenten zal aan de meeste lezers bekend zijn. De variantie laat, te zamen met het gemiddelde, zien welke spreiding in de steekproefgemiddelden (op grond van toeval) aanwezig is. Gezien paragraaf 2.3.2, formule (2.7), zijn de resultaten niet verrassend te noemen: de berekende variantie van de steekproefgemiddelden is ca. gelijk aan de populatievariantie gedeeld door de steekproefgrootte. Interessanter zijn de twee hogere momenten. De skewness vormt een maat voor de symmetrie van de verdeling. Naarmate de waardes minder

symmetrisch rond het gemiddelde verdeeld zijn, zal de skewness meer van 0 afwijken. Een positieve waarde, bijvoorbeeld, geeft aan dat de meeste waarden ter linkerzijde en het merendeel der extreme waarden ter rechterzijde van het gemiddelde te vinden zijn. De kurtosis, tenslotte, heeft betrekking op de vorm van de frequentieverdeling. In het geval deze vorm correspondeert met de klokform kenmerkend voor een normale verdeling zal de kurtosis gelijk aan 0 zijn. Positieve waarden betekenen dat de distributie meer gepiekt is dan de normale verdeling; negatieve waarden duiden op een relatieve platheid.

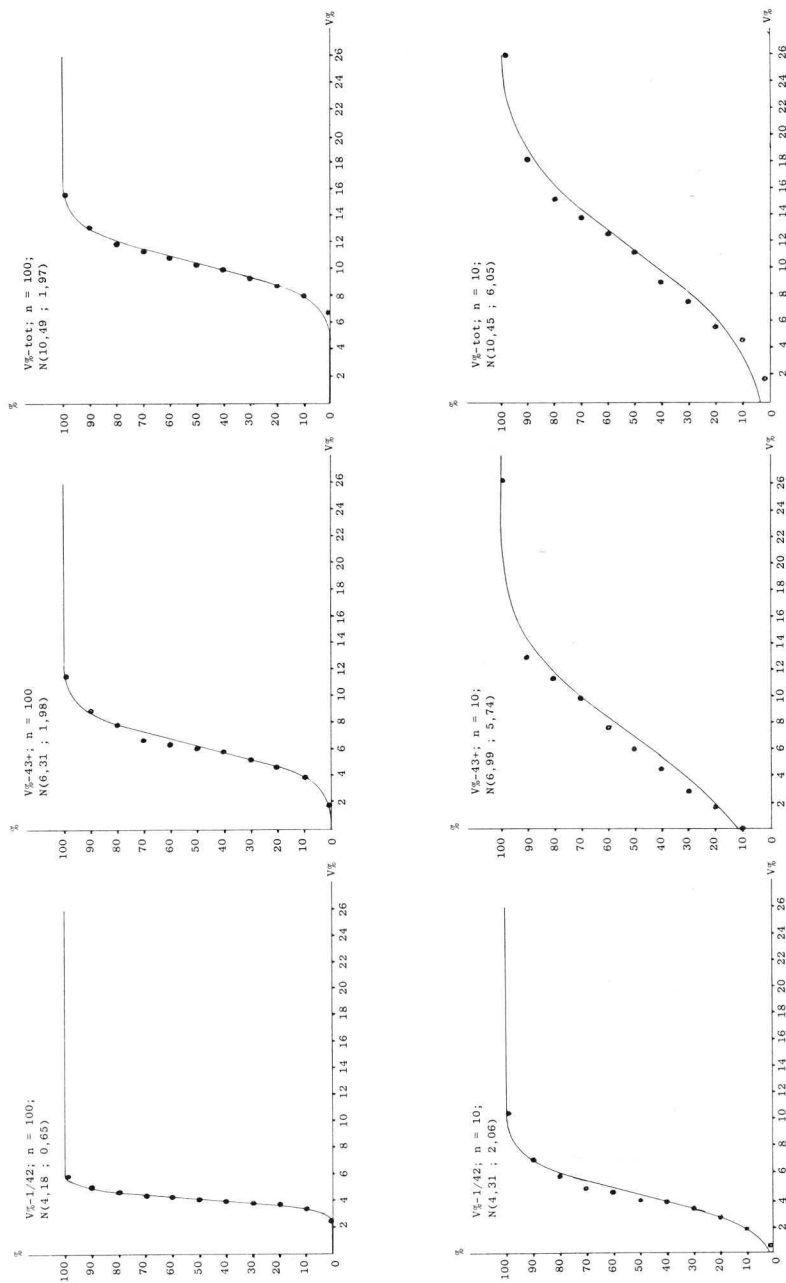
Tabel 3.2 leert dat alleen bij relatief kleine steekproeven waarden van

Tabel 3.2 De steekproevenverdeling der gemiddelden bij verschillende steekproefgroottes

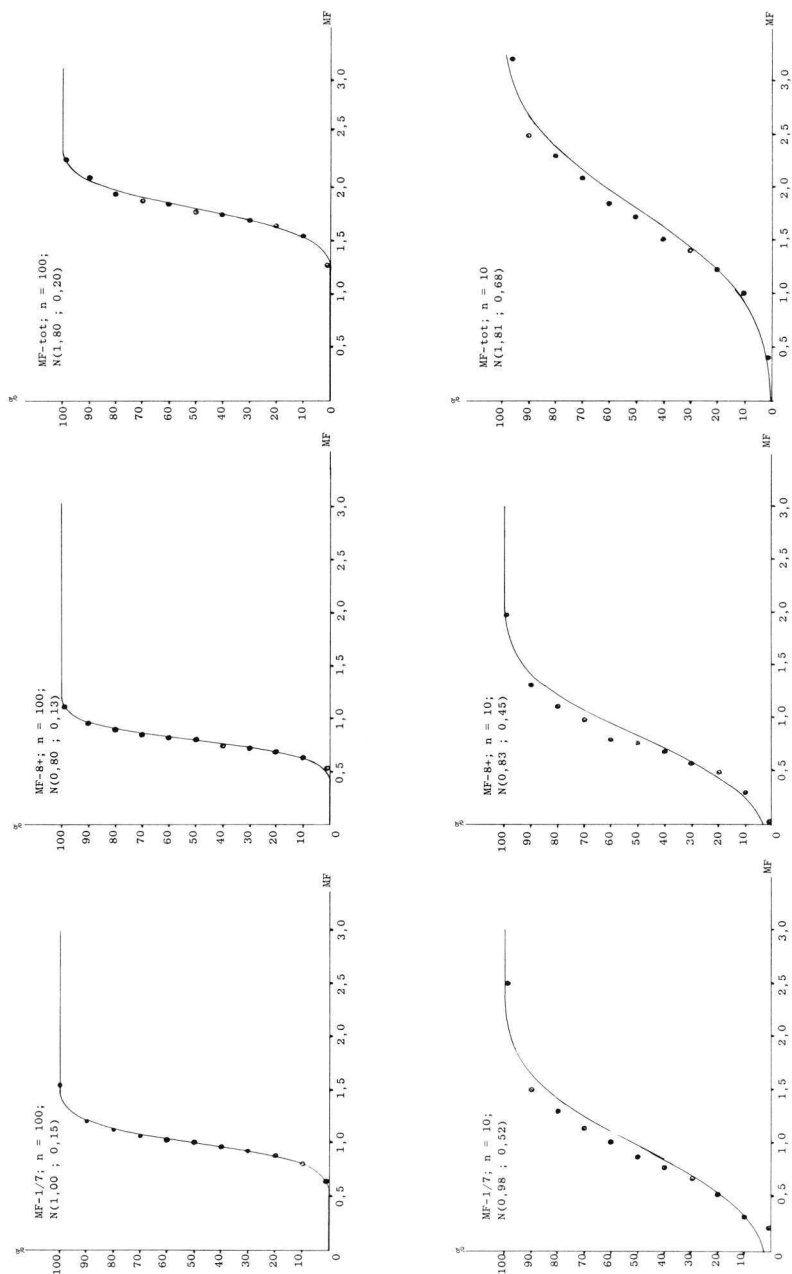
	V%tot	V%1/42	V%43+	MFtot	MF1/7	MF8+
Populatie: n = 11995						
Mean	10.45	4.11	6.34	1.787	.998	.789
Variance	365.75	-	343.70	4.623	2.729	-
Skewness	3.04	-	3.67	2.487	3.681	-
Kurtosis	9.89	-	13.80	13.398	30.356	-

Steekproefgrootte: 10						
Mean	11.30	4.31	6.99	1.811	.977	.834
Variance	35.04	4.26	32.96	.464	.267	.205
Skewness	.86	.96	1.14	.808	1.150	1.576
Kurtosis	1.06	1.47	1.70	1.055	2.469	5.699
Steekproefgrootte: 25						
Mean	9.84	4.03	5.80	1.793	1.045	.748
Variance	11.87	1.27	11.79	.134	.093	.053
Skewness	.78	.82	.89	.289	.903	.233
Kurtosis	.96	1.33	1.46	.532	2.629	.901
Steekproefgrootte: 50						
Mean	10.36	4.17	6.19	1.807	1.006	.801
Variance	6.31	.73	5.64	.094	.055	.031
Skewness	.18	.81	.22	.828	.492	.646
Kurtosis	-.82	.36	-.64	.922	.192	.490
Steekproefgrootte: 100						
Mean	10.49	4.18	6.31	1.804	1.006	.798
Variance	3.89	.42	3.91	.041	.023	.018
Skewness	.54	.47	.60	.350	.454	.526
Kurtosis	.24	.63	.58	.042	.781	.908

Figuur 3.2a De cumulatieve verdeling der steekproefgemiddelden versus de normaalverdeling gegeven de steekproefgrootte: verzuimpercentage



Figuur 3.2b De cumulatieve verdeling der steekproefgemiddelden versus de normaalverdeling gegeven de steekproefgrootte: meldingsfrequentie



de skewness en/of kurtosis voorkomen die duidelijk van 0 afwijken. Over het algemeen nemen zowel de variantie als de skewness en de kurtosis af naarmate de steekproefgrootte toeneemt. Een vergelijkbare relatie zien we bij het naar duur gesplitste verzuim ($V\%1/42$, $V\%43+$, $MF1/7$, $MF8+$). Per definitie bevatten deze opsplitsingen minder verzuimgevallen dan de bijbehorende totalen, waardoor hun waarden van skewness en kurtosis meestal hoger zullen zijn dan bij het totale verzuim.

Resumerend kan op grond van tabel 3.2 worden geconcludeerd dat vanaf een steekproefgrootte van ca. 50 werknemers de (gemiddelde) verzuimcijfers vrijwel normaal verdeeld zullen zijn. Daarnaast maakt figuur 3.2 duidelijk dat de afwijkingen van normaliteit bij kleinere steekproeven van weinig betekenis zijn. Geschetst zijn de cumulatieve verdelingen der gemiddelden bij een steekproefgrootte van 100 respectievelijk 10 werknemers (weergegeven als punten). Naast elk van deze verdelingen is de cumulatieve normaalverdeling geschetst (weergegeven als lijnen), welke gegeven het gemiddelde en de variantie van de empirische verdeling kan worden berekend. Vergelijking van beide verdelingen in de figuren leert dat de deviaties van normaliteit niet extreem zijn. Zelfs bij een steekproefgrootte van 10 is nog een behoorlijke correspondentie tussen de empirische en theoretische (normaal-)verdeling aanwezig. Gezien deze resultaten zal de assumptie van een onderliggende normaalverdeling met betrekking tot geaggregeerde verzuimcijfers in de meeste gevallen goed te verdedigen zijn¹⁾.

3.3.2 De verdeling van de verschillen tussen de gemiddelden

In tabel 3.3 zijn de eerste vier momenten opgenomen van de verdeling der verschillen tussen de gemiddelden, welke verdelingen in figuur 3.3 in cumulatieve vorm per verzuimvariabele zijn geschetst. Daar deze verschil-verdelingen direkt voortvloeien uit de, in de vorige paragraaf, behandelde verdelingen, kan hun bespreking kort zijn.

Elk van de verschil-verdelingen vormt de combinatie van de verschillen tussen elk gemiddelde met elk der andere gemiddelden van de oorspronkelijke steekproevenverdeling. Statistisch gesproken betekent dit dat de oorspronkelijke steekproevenverdeling gelijk is gesteld aan de verdelingen van verzuimwaardes die in twee onafhankelijke, vergelijkbare, jaren te verwachten zijn.

De gevolgde werkwijze is zichtbaar in de momenten die voor elke verschil-verdeling berekend zijn. Zowel het gemiddelde als de skewness

zijn, logischerwijs, gelijk aan nul. Met andere woorden: de verschil-verdeling is symmetrisch; de kans op elk negatief verschil is gelijk aan de kans op eenzelfde positief verschil.

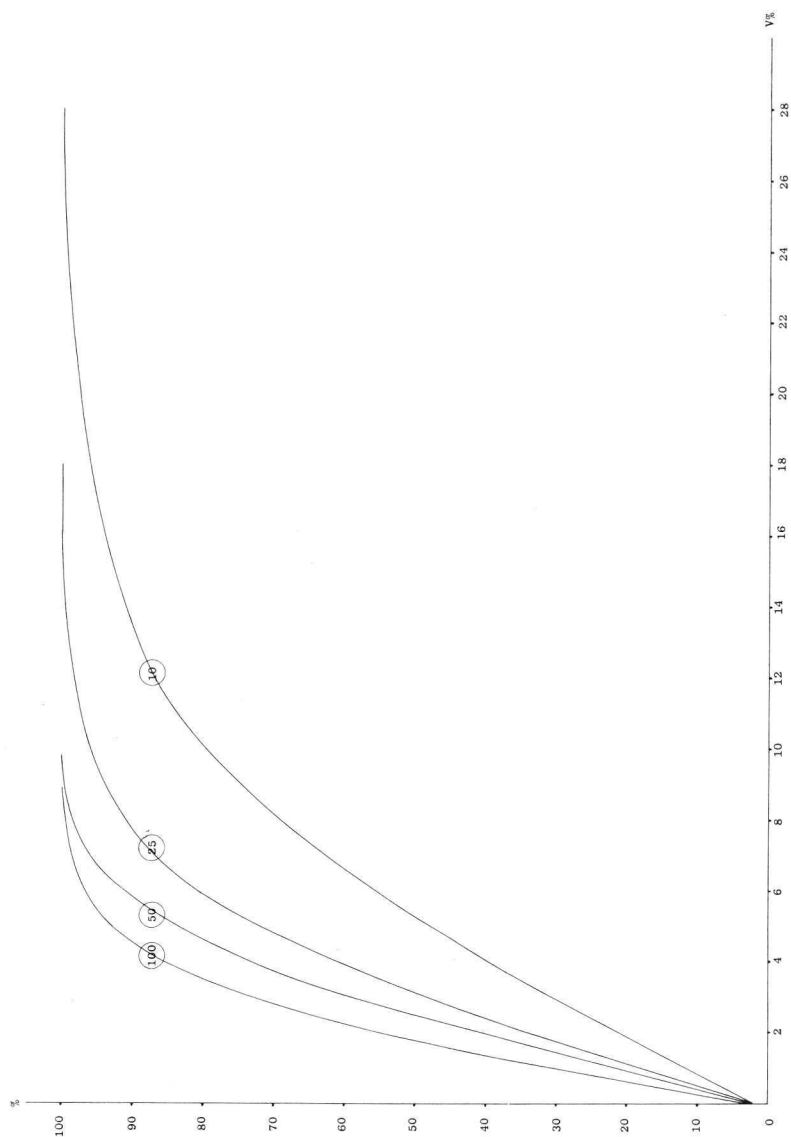
Informatiever zijn de even momenten, die voor elke verschil-verdeling berekend zijn. Zoals op grond van de statistische theorie te verwachten valt, blijkt de variantie van de verschillen ongeveer het dubbele te zijn van variantie van de oorspronkelijke steekproefwaarden. De kurtosis van de verschil-verdeling is daarentegen kleiner dan de kurtosis van de oorspronkelijke verdeling der gemiddelden.

Kortom, ook de verdeling van de verschillen die tussen verzuimcijfers van een groep werknemers te verwachten zijn, laat zich goed door een normale verdeling benaderen. Vergeleken met de oorspronkelijke steekproevenverdeling zal de variantie van deze verdeling echter aanzienlijk groter zijn.

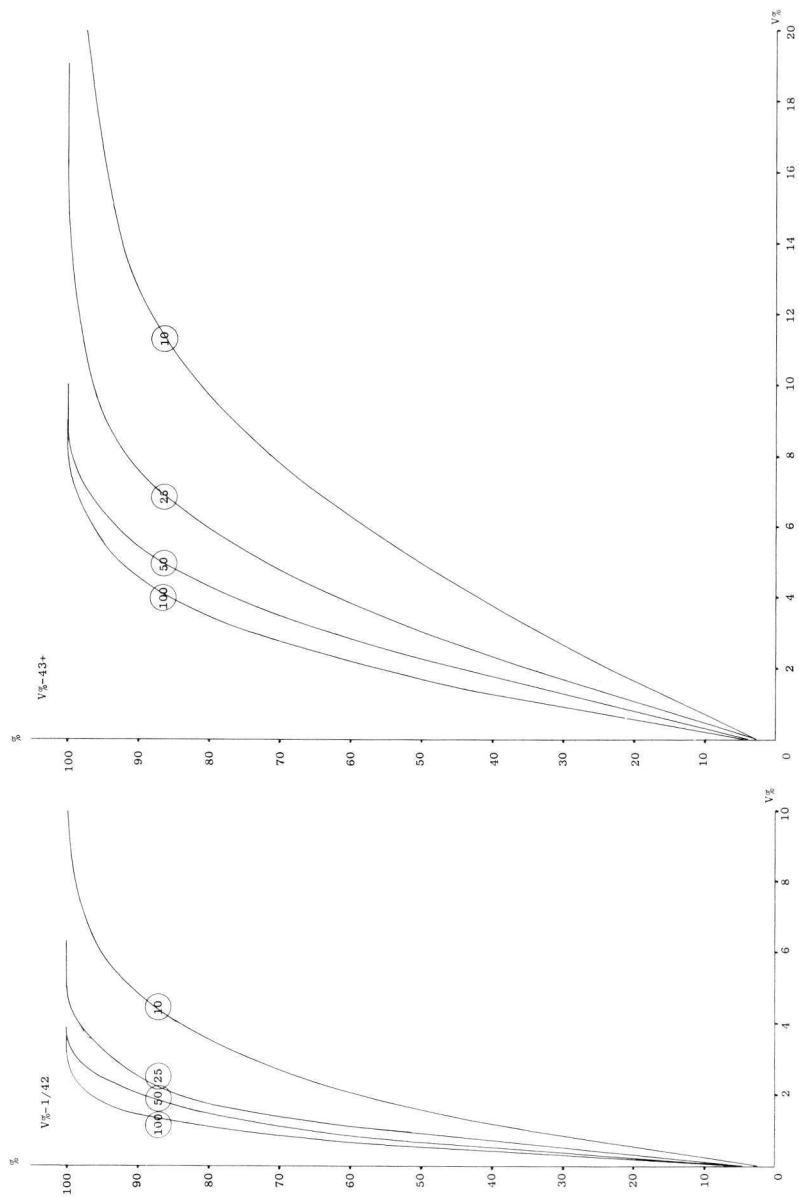
Tabel 3.3 De verdeling der verschillen tussen gemiddelden bij verschillende steekproefgroottes

	V%tot	V%1/42	V%43+	MFtot	MF1/7	MF8+
Steekproefgrootte: 10						
Mean	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Variance	69.39	8.43	65.26	.919	.528	.406
Skewness	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Kurtosis	.47	.67	.78	.473	1.145	2.681
Steekproefgrootte: 25						
Mean	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Variance	23.51	2.51	23.35	.265	.185	.105
Skewness	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Kurtosis	.43	.61	.67	.224	1.221	.399
Steekproefgrootte: 50						
Mean	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Variance	12.49	1.44	11.18	.185	.110	.062
Skewness	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Kurtosis	-.42	.14	-.34	.409	.062	.204
Steekproefgrootte: 100						
Mean	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Variance	7.70	.84	7.75	.080	.046	.035
Skewness	.00	.00	.00	.000	.000	.000
Kurtosis	.09	.27	.25	-.009	.342	.402

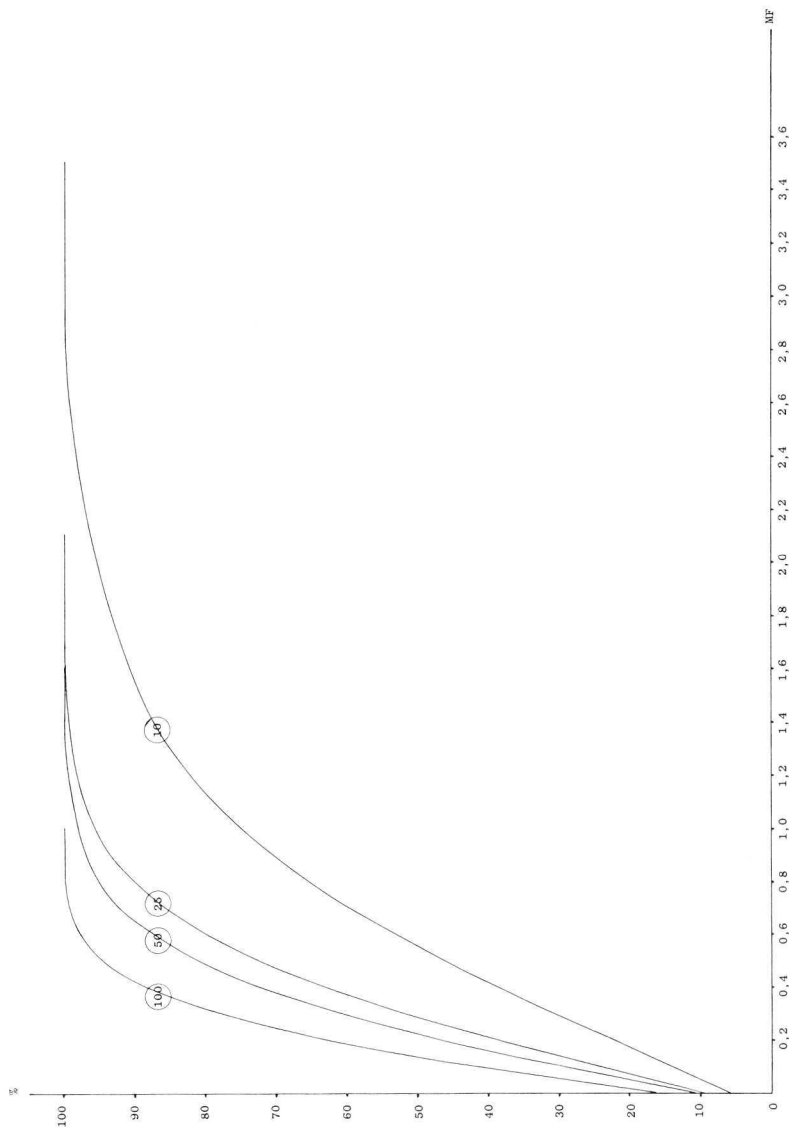
Figuur 3.3a De cumulatieve verdeling van de verschillen tussen de steekproefgemiddelden gegeven de steekproefgrootte: verzuimpercentage-totaal (V%-tot)

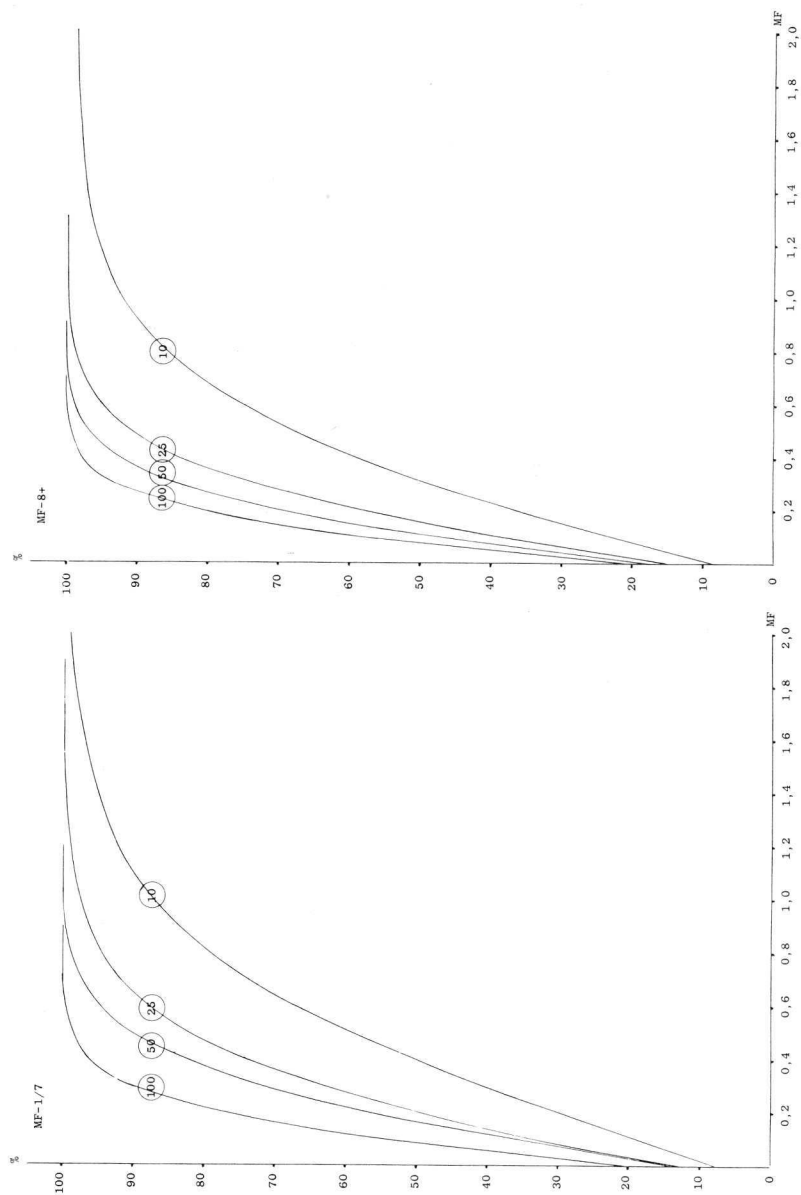


Figuur 3.3b De cumulatieve verdeling van de verschillen tussen de steekproefgemiddelden gegeven de steekproefgrootte: verzuimpercentage-kort ($V\%-1/42$) en -lang ($V\%-43+$)



Figuur 3.3c De cumulatieve verdeling van de verschillen tussen de steekproefgemiddelden gegeven de steekproefgrootte: meldingsfrequentie-totaal (MF-tot)





3.4 Conclusie

De resultaten maken duidelijk dat de gemiddelde (groeps-)verzuimcijfers (of de verschillen tussen gemiddelde (groeps-)verzuimcijfers) al bij relatief kleine steekproeven bij benadering normaal verdeeld zullen zijn. Naarmate de steekproef meer werknemers bevat wordt deze benadering beter. Een en ander betekent dat bij het doen van statistische uitspraken over ziekteverzuim de assumptie van een normaal verdeelde variabele in veel gevallen goed verdedigbaar is. Zonder meer verdedigbaar is deze assumptie bij groepen met 100 of meer werknemers. Bij groepen met minder werknemers zal deze assumptie minder juist, maar nog wel op praktische gronden verdedigbaar zijn. Bij zeer kleine groepen echter, in de orde grootte van 10 of minder werknemers, zal de assumptie van normaliteit tot misleidende statistische resultaten aanleiding geven. Zeker bij statistische uitspraken met betrekking tot individuele verzuimdata zal men met de niet-normaliteit, in casu de scheefheid, van de verdeling van de verzuimvariabele rekening moeten houden. Grof samengevat, zullen de gebruikelijke parametrische statistische toetsen, waarbij een normaal verdeelde variabele wordt verondersteld, niet op individuele verzuimdata maar wel op geaggregeerde verzuimcijfers toepasbaar zijn.

4 Betrouwbaarheidsmarges

4.1 Inleiding

Met behulp van de voorgaande resultaten zullen we in dit hoofdstuk trachten betrouwbaarheidsmarges voor ziekteverzuimcijfers op te stellen. We concentreren ons hierbij op de vraag binnen welke grenzen de gemeten verzuimverschillen voor interpretatie vatbaar zijn. Achtereenvolgens worden in dit kader de volgende onderwerpen behandeld:

- de vraag die men met de beschikbare cijfers wenst te beantwoorden
- de toepassing van het antwoord
- de berekeningswijze van de betrouwbaarheidsmarges
- de resultaten

Tenslotte wordt aan het eind van het hoofdstuk aandacht besteed aan de generaliseerbaarheid van de verkregen resultaten. Hierbij wordt ingegaan op de vraag of de resultaten ook op andere tijdvakken dan een jaar en op groepen van andere samenstelling toepasbaar zijn.

4.2 Wat is de vraag?

Burger en Prins (1984) onderscheiden drie aspecten van het ziekteverzuim waarvoor cijfers van betekenis kunnen zijn:

- Het economisch aspect

De werkgever mist, door ziekteverzuim, arbeidspotentieel en kan te maken krijgen met een zekere mate van desorganisatie van het werk.

- Het medisch-sociale aspect

De werknemer is ziek met alle problemen vandien, zoals behandeling, begeleiding, revalidatie, bijkomende (gezins-)problematiek, etc.

- Het signaal-aspect

Ziekteverzuim kan duiden op ongewenste en/of schadelijke situaties bij de werknemer, het bedrijf of de maatschappij.

Vanuit elk der drie gezichtspunten zijn consequenties verbonden aan het ziekteverzuim, maar alleen voor het signaal-aspect geldt dat deze consequenties niet onmiddellijk noch zonder meer duidelijk zijn. Een bepaald niveau van ziekteverzuim kan, maar hoeft niet het gevolg te zijn van ongewenste en/of schadelijke situaties bij de werknemer, het bedrijf of de maatschappij; ook toeval kan voor een dergelijk verzuim-

niveau verantwoordelijk zijn. De vraag naar het toevalselement in verzuimcijfers zal daarom met name een rol spelen bij de toepassing van verzuimcijfers als signaal. De vraag is welk verschil in verzuim wel en welk verschil niet als een signaal voor problemen kan worden opgevat.

In principe komen twee typen vergelijkingen voor de signaalfunctie in aanmerking: (1) vergelijking tussen verzuimcijfers van dezelfde groep werknemers en (2) vergelijking tussen verzuimcijfers van verschillende groepen werknemers. De vraag die voor de signaalfunctie interessant is, is bij beide vergelijkingen dezelfde:

"Kan het gemeten verschil al dan niet aan toeval worden toegeschreven?"

Het antwoord op deze vraag hoeft echter niet bij elk der vergelijkingen hetzelfde te zijn. Het kan zijn dat een bepaald verzuimverschil bij de ene vergelijking wel, maar bij de andere vergelijking niet als toeval-
lig te kwalificeren valt. In paragraaf 4.4 zullen we nader op dit verschil ingaan.

4.3 Welk antwoord wordt gezocht?

Het zal de lezer van de voorgaande hoofdstukken duidelijk zijn dat geen harde (deterministische) uitspraken over het ziekteverzuim als signaal mogelijk zijn. Elk verzuimverschil, hoe klein ook, kan duiden op problemen, maar zelfs grote verschillen kunnen louter toevallig zijn. De uitspraken die wel mogelijk zijn, zijn probabilistisch van karakter. Naarmate de verschillen in verzuim groter zijn, zal de kans toenemen dat zij aan feitelijke problemen te wijten zijn. Dit probabilistische karakter van de uitspraken, die in relatie tot gemeten verschillen in verzuim mogelijk zijn, impliceert dat zij niet altijd juist zullen zijn. Soms zal op grond van een waargenomen verzuimverschil geconcludeerd worden dat geen aanwijzingen voor problemen aanwezig zijn, terwijl (achteraf) blijkt dat er wel degelijk problemen aanwezig waren. Soms zal naar aanleiding van verzuimgegevens besloten worden dat maatregelen noodzakelijk zijn, terwijl (achteraf) duidelijk wordt dat de verontrusting op een toevallige samenloop van (verzuim-)omstandigheden berust.

Meer formeel laat een en ander zich samenvatten aan de hand van de volgende hypotheses:

H_0 : Het gemeten verzuimverschil berust op toeval

H_1 : Het gemeten verzuimverschil signaleert problemen

Op grond van een statistische toets van het verzuimverschil kunnen de volgende mogelijkheden worden onderscheiden:

1) H_0 is waar en H_0 wordt niet verworpen:

De beslissing is juist; er worden geen maatregelen genomen, want er is niets aan de hand

2) H_0 is waar, maar H_0 wordt verworpen:

De beslissing is onjuist; er worden wel maatregelen genomen, maar er is niets aan de hand

3) H_1 is waar, maar H_0 wordt niet verworpen:

De beslissing is onjuist; er worden geen maatregelen genomen, maar er zijn wel degelijk problemen die om een oplossing vragen

4) H_1 is waar en H_0 wordt verworpen:

De beslissing is juist; er worden wel maatregelen genomen, want er zijn problemen die om een oplossing vragen.

Het behoeft weinig betoog dat zowel de tweede als de derde mogelijkheid te vermijden zijn. Helaas leert de statistiek dat de kans op een foutieve beslissing van de eerste soort (mogelijkheid 2) toeneemt als de kans op een foutieve beslissing van de tweede soort (mogelijkheid 3) afneemt; en andersom. Of anders gezegd, als we de kans op een fout van de eerste soort - het significantieniveau - minimaliseren zal de kans dat we problemen signaleren (mogelijkheid 4) - het onderscheidingsvermogen - ook minimaal zijn. Daar beide kansen met betrekking tot de signaalfunctie van ziekteverzuimcijfers van belang zijn, zullen we ze dan ook beide in de bepaling van de betrouwbaarheidsmarges betrekken.

4.4 Betrouwbaarheidsmarges

4.4.1 Uitgangspunten

Betrouwbaarheidsmarges geven aan binnen welke grenzen verzuimverschillen met een bepaalde kans aan toeval kunnen worden toegeschreven. Om deze marges te kunnen berekenen zal duidelijk moeten zijn wat we in dit verband onder toeval verstaan (1); bovendien zal de kansverdeling van toevallige verzuimverschillen bekend moeten zijn (2).

(1)

Inhoudelijk gesproken zal geen enkel verzuimgeval aan toeval toe te schrijven zijn. In principe zullen altijd redenen voor het verzuim van een werknemer aan te wijzen zijn. Zoals al in hoofdstuk 2 werd opgemerkt zullen deze redenen of factoren echter in belangrijke mate onvoorspelbaar zijn. De mate van ziekteverzuim kan ten dele een gevolg van een toevallige samenloop van dit soort onvoorspelbare factoren zijn. Kort gezegd, kan het ziekteverzuim van een werknemer of van een groep werknemers door toeval fluctueren zonder dat er structurele veranderingen of verschillen in de factoren die voor het ziekteverzuim relevant zijn, zijn te constateren.

In de vorige paragraaf werden twee vergelijkingen genoemd die voor de signaalfunctie van ziekteverzuimcijfers interessant zijn, waartussen een verschil kan bestaan in het toeval dat voor het verzuimverschil verantwoordelijk kan zijn.

(1) "Is het verschil tussen het ziekteverzuim van twee groepen werknemers in een bepaald tijdvak al dan niet een toevallig verschil?"

Bij deze vraag hebben we te maken met twee groepen werknemers die wel of niet als steekproeven uit dezelfde populatie te beschouwen zijn. In het geval de beide groepen uit dezelfde populatie afkomstig zijn, kan elk gemeten verzuimverschil aan toeval geweten worden. Een toevallig verzuimverschil kan ontstaan doordat de groepen toevallig verschillend zijn samengesteld (de steekproeffout) of doordat bij elk der groepen ten tijde van de meting verschillende toevallige factoren werkzaam zijn (de meetfout). Voor beide groepen geldt dat het steekproefgemiddelde het populatiegemiddelde dichter zal benaderen, naarmate de steekproefrespectievelijk de meetfouten kleiner zijn. Volgens 2.8 geldt hierbij de volgende relatie:

$$s_M^2 = \frac{s_x^2}{N} = \frac{s_w^2 + s_e^2}{N} \quad (4.1)$$

waarin:

s_M^2 : de variantie van de steekproefverdeling van het gemiddelde verzuim M van onafhankelijke steekproeven ter grootte van N werknemers.

s_x^2 : de populatievariantie: de variantie van de populatieverdeling van gemeten individuele verzuimcijfers (x)

s_w^2 : de variantie van de populatieverdeling van het individuele "ware" verzuim (w)

s_e^2 = de variantie van de populatieverdeling van het individuele "toevallige" verzuim (e)

De variantie in 4.1 geeft aan welke spreiding we op grond van toevallige steekproef- en meetfouten in de gemiddeldes van verschillende steekproeven uit dezelfde populatie kunnen verwachten. Deze spreiding zal volgens 4.1 van de populatievariantie en van de steekproefgrootte afhankelijk zijn.

(2) "Is het verschil tussen het ziekteverzuim van eenzelfde groep werknemers al dan niet een toevallig verschil?"

Bij deze vraag hebben we te maken met twee steekproeven van verzuimwaarnemingen die al dan niet uit dezelfde populatie van waarnemingen afkomstig zijn. Als beide steekproeven van waarnemingen uit dezelfde populatie (universum) afkomstig zijn, kunnen de gemeten verzuimverschillen aan toeval toegeschreven worden. Daar de groep werknemers in beide tijdvakken niet van samenstelling verandert, zullen alleen meetfouten voor toevallige verschillen verantwoordelijk kunnen zijn. De relevante vraag is, welke spreiding we op grond van meetfouten bij deze steekproefverdeling van gemiddelde verzuimcijfers kunnen verwachten.

De definitie van deze variantie luidt als volgt:

$$s_M^2 = E[M^2] - (E[M])^2 \quad (4.2)$$

waarin:

s_M^2 = de variantie van de verdeling van het gemiddelde verzuim M van onafhankelijke metingen van het verzuim bij een groep ter grootte van N werknemers

$E[M^2]$ = de verwachtingswaarde van het gekwadrateerde gemeten gemiddelde verzuim M

$E[M]$ = de verwachtingswaarde van het gemeten gemiddelde verzuim M_x

Volgens (2.4) kunnen we het gemiddelde gemeten verzuim M van een steekproef schrijven als de som van het "ware" gemiddelde M_w en de "toevallige" meetfout M_e :

$$M = M_w + M_e \quad (4.3)$$

Substitutie van (4.3) in (4.2) en enige herleiding geeft vervolgens:

$$s_M^2 = E[M_w^2] - E[M_w]^2 + E[M_e^2] - E[M_e]^2 = E[M_e^2] - E[M_e]^2 = s_{M_e}^2 \quad (4.4)$$

De variantie van de gemiddelde verzuimwaardes is in dit geval dus gelijk aan de variantie van de gemiddelde meetfout. Combinatie van (4.4) met (4.1) geeft vervolgens:

$$s_M^2 = s_{M_e}^2 = \frac{s_e^2}{N} \quad (4.5)$$

waarin:

- s_M^2 : de variantie van de verdeling van het gemiddelde verzuim M van onafhankelijke metingen van het verzuim bij een groep ter grootte van N werknemers
- $s_{M_e}^2$: de variantie van de verdeling van de gemiddelde meetfout M_e van onafhankelijke metingen van het verzuim bij een groep ter grootte van N werknemers
- s_e^2 : de variantie van de populatieverdeling van het individuele "toevallige" verzuim (e)

De "toevals"-variantie van de gemiddelde verzuimwaardes van dezelfde groep van N werknemers valt uit de toevalsvariantie van de individuele verzuimwaardes in de populatie te herleiden.

(2)

De bovenstaande expressies suggereren dat de vraag naar de toevalsvariantie van (groeps-)verzuimcijfers in relatie tot de groepsgrootte in principe te beantwoorden valt uitgaande van de populatieverdeling van individuele verzuimcijfers. De toevalsvariantie die verwacht kan worden bij vergelijking van het verzuim van twee verschillende groepen kan volgens (4.1) direkt uit de gemeten populatievariantie worden afgeleid. Ook bij vergelijking van het verzuim van een en dezelfde groep zal tussen de toevalsvariantie van de gemiddelden en de populatievariantie een relatie aanwezig zijn. Volgens (4.5) zal in dit geval de toevalsvariantie van het verzuimcijfer van een groep direkt aan het "toevallige" deel van de populatievariantie gerelateerd zijn. Deze "toevallige" populatievariantie valt niet direkt te meten. Via de betrouwbaarheidscoëfficiënt kan echter wel een schatting van deze variantie worden gemaakt (zie par. 2.5.4).

Kortom, ook de tweede vraag zal op basis van de verdeling van de individuele verzuimcijfers in de populatie te beantwoorden zijn. Tezamen met de, in het vorige hoofdstuk besproken, verdelingseigenschappen van gemiddelde verzuimcijfers van random steekproeven, zal dit principe uitgangspunt bij de berekening van de gezochte betrouwbaarheidsmarges zijn.

4.4.2 Berekeningswijze

De betrouwbaarheidsmarges dienen op de volgende vragen een antwoord te

geven:

- 1) Hoe groot is het maximale verschil dat met een aan zekerheid grenzende waarschijnlijkheid op grond van toevallige factoren tussen verzuimcijfers kan worden verwacht?
- 2) Hoe groot is de kans om gegeven (1) verschillen in verzuim die niet aan toeval toe te schrijven zijn te ontdekken?

De eerste vraag is, gegeven een normaal verdeelde variabele, eenvoudig met behulp van elementaire statistiek te beantwoorden. Het maximale verschil wordt gegeven door:

$$|\text{diff}_{\max}| = z_{(a/2)} \cdot (2s^2/N)^{1/2} \quad (4.6)$$

waarin:

$z_{(a/2)}$: de z-score corresponderend met een overschrijdingskans α onder de standaard-normaalverdeling $N(0,1)$;
 $(2s^2/N)^{1/2}$: de standaarddeviatie van de verschillen tussen gemiddelden van steekproeven ter grootte N

De tweede vraag laat zich slechts in relatie tot een alternatieve hypothese beantwoorden. Cohen (1977) geeft hiervoor, in samenhang met de t-toets tussen gemiddelden, enkele richtlijnen welke we hier overnemen. Hij definieert de zogenaamde effect-grootte:

$$d = |m_1 - m_2|/s \quad (4.7)$$

waarin

m_1 resp. m_2 : de gemiddelde waarden van de variabele in populatie a en b
 s : de standaarddeviatie in de populaties

Op basis van deze maat onderscheidt hij in een klein ($d = 0.2$), middelmatig ($d = 0.5$) en groot effect ($d = 0.8$).

We zullen de tweede vraag voor elk van deze effect-groottes beantwoorden.

De gevraagde kans (het onderscheidingsvermogen) wordt daarbij als volgt berekend:

$$\text{onderscheidingsvermogen} = F_{a/2}[(|\text{diff}_{\max}| - ds)/(2s^2/N)^{1/2}] \quad (4.8)$$

waarin

$F_{a/2}[x]$: overschrijdingskans van x onder de standaardnormale verdeling

4.4.3 Significantieniveau en onderscheidingsvermogen

Voor de specificatie van betrouwbaarheidsmarges staan twee wegen open:

1) We kunnen, uitgaande van een bepaald significantieniveau, een bepaald betrouwbaarheidsinterval berekenen (volgens 4.6) en gegeven dit interval aangeven met welke kans een niet-toevallig verschil ontdekt zal worden (het onderscheidingsvermogen bij resp. een klein, middelmatig en groot effect, berekend volgens 4.7 en 4.8.).

2) We kunnen, uitgaande van een bepaald onderscheidingsvermogen, een betrouwbaarheidsinterval berekenen en daarbij aangeven hoe groot de kans op een louter toevallig verzuimverschil zal zijn.

Daar beide specificaties, afhankelijk van de gestelde beleidsvraag, nuttig kunnen zijn, zullen we beide wegen bewandelen.

Bij (1) gaan we uit van een significantieniveau van 90%, wat betekent dat we in 9 van de 10 gevallen terecht en in 1 geval onterecht concluderen dat het gemeten verzuimverschil aan toeval te wijten zal zijn.

Bij (2) hanteren we een onderscheidingsvermogen van 80% bij een klein effect¹⁾, wat betekent dat een werkelijk verschil in verzuim in 4 van de 5 gevallen zal worden geconstateerd.

4.4.4 Parameters

In analogie met paragraaf 4.4.1 onderscheiden we twee soorten vergelijkingen:

1) Tussen de verzuimcijfers afkomstig van twee verschillende groepen werknemers in hetzelfde jaar.

2) Tussen de verzuimcijfers afkomstig van dezelfde groep werknemers in twee verschillende jaren.

Voor beide soorten vergelijkingen zullen we afzonderlijke betrouwbaarheidsmarges berekenen, waarbij we van de variantie in het databestand (de populatievariantie) zullen uitgaan.

Bij de eerste vergelijking kan de toevalsvariantie s_e^2 zonder meer gelijk worden gesteld aan de populatievariantie. Bij de tweede soort vergelijking dient de populatievariantie neerwaarts te worden bijgesteld. We gebruiken hiervoor de stabiliteitsgegevens van Bakker (1985) en verminderen de populatievariantie met de proportie variantie welke op individueel niveau kan worden voorspeld (par. 2.4.2).

Tabel 4.1 geeft een overzicht van de parameters die per vergelijking werden gehanteerd.

Tabel 4.1 De gehanteerde populatie-standaarddeviaties per verzuimmaat

	Verzuimpercentage			Meldingsfrequentie		
	V%1/42	V%43+	V%tot	MF1/7	MF8+	MFtot
vergelijking 1	6.28	18.54	19.12	1.652	1.388	2.150
vergelijking 2	5.62	16.58	17.11	1.402	1.178	1.824

In tabel 4.2 zijn de gegevens uit tabel 4.1 herberekend in termen van Cohen's effectgroottes. Inspectie van deze tabel leert dat we bij de vergelijking van ziekteverzuimcijfers meestal met kleine tot zeer kleine effectgroottes te maken zullen hebben.

Tabel 4.2 Effectgroottes versus verzuimcijfers

	Verzuimpercentage			Meldingsfrequentie		
	V%1/42	V%43+	V%tot	MF1/7	MF8+	MFtot
klein (d=0.2)	1.26	3.71	3.82	.330	.278	.430
middel (d=0.5)	3.14	9.27	9.56	.826	.694	1.075
groot (d=0.8)	5.02	14.83	15.30	1.322	1.110	1.720

4.5 Resultaten

4.5.1 Vergelijking tussen verschillende groepen

Tabel 4.3 bevat enkele van de betrouwbaarheidsmarges die bij een 90%-betrouwbaarheidsinterval berekend zijn (in bijlage 2, tabel 1, zijn betrouwbaarheidsmarges voor tussenliggende groepsgroottes opgenomen). In relatie tot de verzuimomvang zijn de betrouwbaarheidsmarges bij kleinere groepen ruim te noemen, met een uitschieter naar boven (V%43+) en een uitschieter naar beneden (MFtot). De verzuimverschillen die in de praktijk tussen groepen van geringe omvang worden aangetroffen zullen meestal kleiner dan de aangegeven betrouwbaarheidsmarges zijn. Oftewel, gegeven deze betrouwbaarheidsmarges zal bij kleine groepen meestal niet uitgesloten kunnen worden dat het geconstateerde verzuimverschil toevallig is. De waarden berekend voor het onderscheidingsvermogen onderstrepen deze stelling. Bij een vergelijking tussen groepen

bestaande uit niet meer dan 10 werknemers zal, gegeven deze betrouwbaarheidsmarges, een klein effect slechts in 1 op de 10 gevallen, een middelmatig effect slechts in 3 van de tien gevallen en een groot effect slechts in ca. 6 van de 10 gevallen opgemerkt worden. Als signaal zullen de verzuimcijfers van dergelijke kleine groepen dus van weinig praktische betekenis zijn.

Positiever ziet het beeld er uit bij groepen van grotere omvang. Bij groepen vanaf 200 werknemers worden, gegeven de betrouwbaarheidsmarges, de middelmatige en grote effecten altijd en de kleine effecten meer wel dan niet opgemerkt. Vanaf een groepsomvang van 200 werknemers zullen de verzuimcijfers, naarmate de groep groter wordt, beter als signaal bruikbaar zijn.

Tabel 4.3 Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking tussen verschillende groepen; $\alpha=0.90$

a) Verzuimpercentage:

N	<u>maximaal verschil</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	V%1/42	V%43+	V%tot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	+4.6	+13.7	+14.1	0.11	0.30	0.56
25	+2.9	+8.7	+8.9	0.17	0.55	0.88
50	+2.1	+6.1	+6.3	0.26	0.80	0.99
100	+1.5	+4.3	+4.5	0.41	0.97	1.00
200	+1.0	+3.1	+3.2	0.64	1.00	1.00
500	+0.7	+1.9	+2.0	0.93	1.00	1.00
1000	+0.5	+1.4	+1.4	1.00	1.00	1.00
5000	+0.2	+0.6	+0.6	1.00	1.00	1.00

b) Meldingsfrequentie:

N	<u>maximaal verschil</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	MF1/7	MF8+	MFtot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	+1.22	+1.02	+1.59	0.11	0.30	0.56
25	+0.77	+0.65	+1.00	0.17	0.55	0.88
50	+0.55	+0.46	+0.71	0.26	0.80	0.99
100	+0.39	+0.32	+0.50	0.41	0.97	1.00
200	+0.27	+0.23	+0.35	0.64	1.00	1.00
500	+0.17	+0.14	+0.22	0.93	1.00	1.00
1000	+0.12	+0.10	+0.16	1.00	1.00	1.00
5000	+0.05	+0.05	+0.07	1.00	1.00	1.00

Op grond van het voorgaande zou aanbevolen kunnen worden om verzuimcijfers minimaal over groepen met meer dan 200 werknemers te berekenen. Helaas zal deze aanbeveling in de praktijk niet altijd, zo niet zelden, te realiseren zijn. In de praktijk vormt het aantal werknemers van een

groep veeleer een gegeven, waaraan weinig te veranderen valt. Interessanter dan de vraag welke groepsomvang nodig is, is daarom de vraag wat er gegeven een bepaalde groepsomvang aan de verzuimcijfers te interpreteren valt. Tabel 4.4 geeft op deze laatste vraag een antwoord (zie ook: bijlage 2, tabel 2). Berekend zijn de minimale verschillen waarbij er van een signaal, zoals boven bedoeld, sprake kan zijn. Het signaal is daarbij gelijk gesteld aan een klein effect en de marges zijn zodanig gekozen dat dit kleine effect in 4 van de 5 gevallen zal worden opgemerkt.

Tabel 4.4 Onderscheidingsvermogenmarges bij vergelijking tussen verschillende groepen bij een klein effect; $b = 0.80$

N	<u>minimaal verschil</u>			$p H_0$	<u>minimaal verschil</u>			$p H_0$
	MF1/7	MF8+	MFtot		V%1/42	V%43+	V%tot	
10	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
25	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
50	± 0.05	± 0.04	± 0.07	0.88	± 0.2	± 0.6	± 0.6	0.88
100	± 0.13	± 0.11	± 0.17	0.57	± 0.5	± 1.5	± 1.5	0.57
200	± 0.19	± 0.16	± 0.25	0.25	± 0.7	± 2.1	± 2.2	0.25
500	± 0.24	± 0.20	± 0.32	0.02	± 0.9	± 2.7	± 2.8	0.02
1000	± 0.27	± 0.23	± 0.35	0.00	± 1.0	± 3.0	± 3.1	0.00
5000	± 0.30	± 0.25	± 0.39	0.00	± 1.2	± 3.4	± 3.5	0.00

Uit de tabel kan worden afgelezen dat het signaal aan kwaliteit wint naarmate de groepsomvang groter wordt. Bij groepen bestaande uit bijvoorbeeld 10 of 25 personen kan elk verzuimverschil als signaal of als toeval worden opgevat. Op grond van de grootte van het verzuimverschil kan niet aangegeven worden welke van deze twee mogelijkheden meer waarschijnlijk is. Vanaf een groepomvang van ca. 40 werknemers valt hierover wel iets te zeggen. Vanaf deze groepsomvang kunnen verschillen die kleiner zijn dan de marges zonder meer aan toeval worden toegeschreven. Voor de grotere verschillen geldt dat zij als min of meer betrouwbare signalen kunnen worden aangemerkt. Bij een groepsomvang van 50 werknemers kunnen bijvoorbeeld verschillen in verzuimpercentage die kleiner zijn dan 0.6 aan toeval worden toegeschreven, terwijl voor de grotere verschillen geldt dat zij in 88 van de 100 gevallen als een vals signaal te duiden zijn. Bij een groepsomvang van 500 daarentegen kunnen ook grotere en dus meer verschillen aan toeval toegeschreven worden (bijv. alle verschillen in verzuimpercentage die kleiner zijn dan 2.8), terwijl de verschillen die de aangegeven marges overtreffen

vrijwel zeker (de kans dat het verschil toevallig is, $p|H_0$, is slechts gelijk aan 0.02) als signaal aan te merken zijn. Samenvattend geldt dus dat:

- op grond van een vergelijking tussen het verzuim van groepen werknemers bestaande uit minder dan 40 werknemers niet af te leiden valt of tussen beide groepen toevallige dan wel structurele verschillen in verzuim bestaan²⁾.
- op grond van een vergelijking tussen het verzuim van groepen bestaande uit 40 of meer werknemers kansuitspraken over structurele (niet-toevallige) verschillen tussen beide groepen mogelijk zijn, waarbij de kans op een juiste uitspraak toeneemt naarmate de vergeleken groepen meer werknemers omvatten.

4.5.2 Vergelijking binnen dezelfde groep

Tabel 4.5 bevat een selectie van de betrouwbaarheidsmarges die uitgaande van een 90%-betrouwbaarheidsinterval berekend zijn (meer waardes zijn opgenomen in bijlage 2, tabel 3).

Tabel 4.5 Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking binnen dezelfde groep; $\alpha=0.90$

a) Verzuimpercentage:

N	maximaal verschil			onderscheidingsvermogen		
	V%1/42	V%43+	V%tot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	+4.1	+12.2	+12.6	0.13	0.34	0.64
25	+2.6	+7.7	+8.0	0.20	0.63	0.93
50	+1.9	+5.5	+5.6	0.30	0.87	1.00
100	+1.3	+3.9	+4.0	0.47	0.99	1.00
200	+0.9	+2.7	+2.8	0.72	1.00	1.00
500	+0.6	+1.7	+1.8	0.97	1.00	1.00
1000	+0.4	+1.2	+1.3	1.00	1.00	1.00
5000	+0.2	+0.5	+0.6	1.00	1.00	1.00

b) Meldingsfrequentie:

N	maximaal verschil			onderscheidingsvermogen		
	MF1/7	MF8+	MFtot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	+1.03	+0.87	+1.35	0.13	0.37	0.68
25	+0.65	+0.55	+0.85	0.21	0.67	0.95
50	+0.46	+0.39	+0.60	0.32	0.90	1.00
100	+0.33	+0.27	+0.43	0.50	0.99	1.00
200	+0.23	+0.19	+0.30	0.76	1.00	1.00
500	+0.15	+0.12	+0.19	0.98	1.00	1.00
1000	+0.10	+0.08	+0.13	1.00	1.00	1.00
5000	+0.05	+0.04	+0.06	1.00	1.00	1.00

Vergeleken met de marges opgenomen in tabel 4.3 zijn de marges in deze tabel minder ruim. In vergelijking met verzuimverschillen tussen twee groepen werknemers kunnen verzuimverschillen binnen dezelfde groep dus minder snel aan toeval worden geweten. In het verlengde daarvan blijkt bij vergelijking van verzuimcijfers binnen dezelfde groep ook het onderscheidingsvermogen hoger te zijn. Bij dezelfde groepsgrootte zullen we dus meer kans maken om een werkelijk verschil in verzuim op te merken. Aan de verschillen tussen verzuimcijfers van dezelfde groep kan iets meer signaalbetekenis worden gehecht.

Tabel 4.6 onderstreept deze opmerking. De marges waarboven van een signaal sprake kan zijn, zijn bij iedere groepsgrootte ruimer. Bijlage 2, tabel 4, laat bijvoorbeeld zien dat bij de vergelijking van verzuimcijfers binnen een groep al vanaf een groepsgrootte van 30 een onderscheiding van verzuimverschillen in toeval en (vals of waar) signaal mogelijk is, terwijl bij elke groepsgrootte de kans op een vals signaal kleiner is. Kortom, bij vergelijking binnen dezelfde groep zal een bepaald verzuimverschil eerder en beter als een signaal te duiden zijn.

Tabel 4.6 Onderscheidingsvermogenmarges bij vergelijking binnen dezelfde groep bij een klein effect; $b = 0.80$

N	minimaal verschil			$p H_0$	minimaal verschil			$p H_0$
	MF1/7	MF8+	MFtot		V%1/42	V%43+	V%tot	
10	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
25	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
50	± 0.09	± 0.08	± 0.12	0.74	± 0.3	± 0.9	± 0.9	0.78
100	± 0.16	± 0.14	± 0.21	0.41	± 0.6	± 1.7	± 1.8	0.46
200	± 0.21	± 0.18	± 0.28	0.13	± 0.8	± 2.3	± 2.4	0.16
500	± 0.26	± 0.22	± 0.33	0.00	± 1.0	± 2.8	± 2.9	0.01
1000	± 0.28	± 0.23	± 0.36	0.00	± 1.0	± 3.1	± 3.2	0.00
5000	± 0.31	± 0.26	± 0.40	0.00	± 1.2	± 3.4	± 3.5	0.00

4.6 Opmerkingen over het gebruik

4.6.1 Het tijdvak waarover de verzuimcijfers berekend zijn

Met enige nadruk dient er op gewezen te worden, dat de berekende betrouwbaarheidsmarges berekend zijn met betrekking tot jaarcijfers en dus niet op verzuimcijfers over kortere of langere periode van toepassing zullen zijn. De beperking tot jaarcijfers is deels pragmatisch

geïnspireerd, maar stoelt ook deels op statistische overwegingen.

In de eerste plaats verwijzen we hierbij naar de veronderstelling dat de vergeleken waarnemingen onafhankelijk zijn. Deze veronderstelling valt bij een vergelijking tussen jaren goed te verdedigen: bij eenzelfde groep zullen in twee opeenvolgende jaren relatief weinig ziektegevallen in het verzuimpercentage van beide jaren vertegenwoordigd zijn. Naarmate tussen opeenvolgende periodes van kortere lengte wordt vergeleken zal deze veronderstelling echter minder juist zijn. Naarmate de periodes korter worden wordt de invloed van overlappende verzuimgevallen op het verschil tussen de verzuimpercentages groter.

In de tweede plaats geldt dat de invloed van de duur van een verzuimgeval bij kortere periodes extremer zal zijn. Op maandniveau kan geen onderscheid aangebracht worden tussen verzuimgevallen van een maand en verzuimgevallen die langer duren. Vanaf het moment van ziekmelding zijn de werknemers in beide gevallen de rest van de maand afwezig. In vergelijking met een periode van een jaar zal de invloed van het langerdurend verzuim op de stabiliteit van het maandelijkse verzuimpercentage dus groter zijn.

Tenslotte kan men zich afvragen of kortere periodes dan een jaar wel zuiver vergeleken kunnen worden. Bij de meeste groepen werknemers valt een seizoenspatroon in het ziekteverzuim waar te nemen. Ongeacht het jaar of de groep werknemers vinden we in de regel tijdens wintermaanden een hoger verzuimpercentage en een hogere meldingsfrequentie dan in de zomer. Tussen maanden (of tussen andere perioden die korter dan een jaar zijn) bestaan dus systematische verschillen in de factoren die voor het verzuim relevant zijn. Strikt genomen, zal met dit gegeven bij de vergelijking van het verzuim tussen maanden rekening moeten worden gehouden.

Bij periodes die langer zijn dan een jaar zijn soortgelijke argumenten te bedenken: (1) Naarmate de periodes langer zijn zal de onafhankelijkheidsassumptie beter te verdedigen en (2) de invloed van het langdurend verzuim op de stabiliteit van het verzuimpercentage kleiner zijn.

Gelet op het bovenstaande lijkt het verstandig om met name bij periodes korter dan een jaar voorzichtig met gemeten verzuimverschillen om te gaan. Een voorzichtigheid die zich bijvoorbeeld in de volgende vuistregels met betrekking tot maandcijfers van een en dezelfde groep werknemers laat vertalen:

a) Vergelijk minimaal 3 maandelijkse verzuimcijfers

- b) Stel vast of deze cijfers al dan niet continu toenemen
- c) Als van een continue toename sprake is, bepaal dan het verschil tussen het verzuim in de eerste en de laatste maand
- d) Vermeerder of verminder dit verschil met de (relatieve) verschillen die normaal tussen deze maanden zichtbaar zijn (bijv. m.b.v. het seizoenspatroon van een vergelijkbare groep werknemers)
- e) Bereken het verschil dat op basis van tabel 4.5 op grond van toeval tussen maandcijfers te verwachten is (dit verschil kan uit tabel 4.5 worden afgelezen in de regel $N = 1/12 * (\text{de werkelijke groeps-grootte})$)
- f) Stel vast of het verschil bij d) het verschil bij e) overtreft.

4.6.2 De groep werknemers waarop de verzuimcijfers betrekking hebben

De betrouwbaarheidsmarges zijn berekend op basis van een bepaald databestand. Strikt genomen zullen de verkregen resultaten daarom slechts op dit bestand of op vergelijkbare groepen van werknemers van toepassing zijn. Een andere samenstelling van het databestand zou ongetwijfeld een andere variantie van het individuele verzuim tot gevolg hebben gehad en daardoor ook tot andere betrouwbaarheidsmarges hebben geleid. Bijlage 3 laat bijvoorbeeld zien dat tussen de bedrijfsklassen, waaruit de werknemers in het gebruikte databestand afkomstig zijn, duidelijke verschillen in verzuim en de verdeling van dit verzuim aanwezig zijn.

Het verzuim en de verdeling van het verzuim van het totale databestand vormt niet meer dan de som van de delen, waarvan in de praktijk afwijkingen mogelijk en waarschijnlijk zijn. In dit verband lijken ook de verschillen tussen de eerder geciteerde betrouwbaarheidsmarges van Draaisma en Smulders (par. 2.4.3) en de hier berekende marges begrijpelijk. Vermoedelijk zijn de marges van D&S van toepassing op groepen werknemers waartussen minder grote verschillen in verzuim aanwezig zijn. Een en ander betekent dat de in dit hoofdstuk berekende marges in sommige gevallen te ruim en voor andere gevallen te smal kunnen zijn. Dit betekent niet dat de marges niet praktisch toepasbaar zijn, maar wel dat bij de toepassing rekening met de groep onder beschouwing moet worden gehouden: bij groepen met een relatief hoog verzuim en/of met relatief grote onderlinge verschillen in het individuele verzuim zullen de betrouwbaarheidsmarges vermoedelijk ruimer zijn; bij relatief homogene groepen en/of groepen met een relatief laag verzuim zullen de betrouwbaarheidsmarges smaller zijn.

5 Samenvatting

Ziekteverzuimcijfers worden vaak in verband gebracht met omstandigheden in de persoonlijke, werk of maatschappelijke sfeer die ongewenst en/of schadelijk zijn. Naarmate het ziekteverzuim hoger is, valt aan te nemen dat deze omstandigheden minder gunstig zijn; naarmate het ziekteverzuim hoger is, zullen maatregelen ter verbetering van deze omstandigheden dringerder zijn. Toch zal men in de praktijk alleen bij uitzonderlijk grote verzuimverschillen maatregelen overwegen. De ervaring leert dat veel verschillen die op een bepaald moment tussen verzuimcijfers zichtbaar zijn na verloop van tijd verdwijnen, of zelfs in de andere richting omslaan. Met name bij groepen werknemers van kleine omvang kunnen dit soort toevalsfluctuaties substantieel zijn.

Het getuigt van wijsheid om bij de interpretatie van verzuimcijfers terughoudend te zijn. Het is echter minder verstandig om het gebruik van verzuimcijfers uit voorzichtigheid helemaal achterwege te laten. Het is zeker niet zo, dat verschillen in verzuimcijfers altijd aan toeval te wijten zijn. Het is zaak, tussen beide uitersten een verstandig midden te zoeken.

Met de laatste zin is het onderwerp van de onderhavige studie al ruwweg omschreven. Onderzocht wordt, binnen welke grenzen verschillen tussen verzuimcijfers, gegeven de groepsomvang, aan toeval te wijten kunnen zijn.

Allereerst wordt ingegaan op de vraag wat in het kader van het ziekteverzuim onder toeval moet worden verstaan. Betoogd wordt dat de verzuimcijfers op zich, mits de registratie op adequate wijze plaatsvindt, nooit toevallig zullen zijn. Verzuimcijfers geven, in principe, een exacte samenvatting van het verzuim dat zich gedurende een bepaalde periode in een arbeidsorganisatie heeft voorgedaan. Toeval is een mogelijkheid waarmee rekening gehouden moet worden als tot interpretatie van verzuimcijfers wordt overgegaan. De vraag die hierbij te beantwoorden is, is of het gemeten verzuimcijfer al dan niet aan een toeval-
lige samenloop van verzuimrelevante factoren kan worden toegeschreven.

Statistisch gesproken kan toeval onderscheiden worden in twee soorten fouten:

(1) De meetfout:

De meting van het verzuim van een individuele werknemer in een bepaalde periode zal, ten gevolge van toevallige factoren, slechts zelden gelijk aan het verzuimrisico (het ware verzuim) van de betreffende werknemer zijn. Twee metingen van het verzuim van dezelfde werknemer zullen slechts zelden gelijk zijn.

(2) de steekproeffout:

De groep werknemers, waarvan het verzuim wordt gemeten, kan qua samenstelling toevallig verschillen van de populatie werknemers waarvan zij deel uit maakt. De verzuimcijfers van twee (aselecte) steekproeven uit dezelfde populatie zullen slechts zelden gelijk zijn.

Beide soorten fouten kunnen op de vergelijkbaarheid van verzuimcijfers van toepassing zijn. Bij de vergelijking van het verzuim van een en dezelfde groep werknemers in twee verschillende tijdvakken hebben we uitsluitend te maken met de meetfout. In principe verandert de groep werknemers gedurende deze tijdvakken niet, maar wel kunnen de verzuim-relevante omstandigheden in beide tijdvakken aan toeval onderhevig zijn. Bij de vergelijking van het verzuim van twee groepen werknemers gemeten in hetzelfde tijdvak kunnen zowel meet- als steekproeffouten een rol spelen. Elk der groepen kan (toevallig) van de bijbehorende populatie(s) verschillen en op het ziekteverzuim van elk der groepen in dit tijdvak kunnen toevallige factoren van invloed zijn.

Op grond van een overzicht van onderzoek naar de voorspelbaarheid van verzuim wordt geconcludeerd dat met name over de invloed van meetfouten op verzuimcijfers weinig concreets te zeggen valt. Bekend is slechts dat het verzuim van individuele werknemers sterk kan variëren en dat de betrouwbaarheid van groepsverzuimcijfers afneemt naarmate de groep uit minder werknemers bestaat. Beide resultaten zijn gebaseerd op een empirische analyse van ziekteverzuimcijfers: een statistisch model van ziekteverzuim waarmee deze resultaten te beschrijven zijn, ontbreekt. Een en ander betekent dat het toevalsprobleem, althans voorlopig, alleen langs empirische weg oplosbaar zal zijn.

Ook de gekozen opzet van het onderhavige onderzoek is empirisch van karakter. Uitgaande van individuele verzuimdata van zo'n 12000 werk-

nemers over het jaar 1981 afkomstig van het CCOZ-ziekteverzuim-informatiesysteem zijn allereerst de verdelingseigenschappen van verzuimcijfers onderzocht. Hiertoe werden uit de populatie, gevormd door deze data, aselekt met teruglegging 4×100 steekproeven getrokken bestaande uit respectievelijk 10, 25, 50 en 100 werknemers. Per steekproefgrootte werden bovendien alle mogelijke verschillen tussen de verzuimgemiddelden van de steekproeven bepaald. De resultaten van deze vooranalyse maken duidelijk dat de verdeling van geaggregeerde verzuimcijfers (zoals bijvoorbeeld het verzuimpercentage van een groep werknemers) in de meeste gevallen door een normale verdeling te benaderen zal zijn. Bij groepen bestaande uit enige honderden werknemers zal deze benadering vrijwel perfect zijn. Bij kleinere groepen zal de benadering van de verzuimgemiddelden door een normale verdeling der verzuimgemiddelden minder goed, maar nog wel op praktische gronden te verdedigen zijn. Bij zeer kleine groepen, en zeker bij individuele verzuimcijfers zal de asumptie van een onderliggende normale verdeling van de verzuimcijfers echter nauwelijks of niet te verdedigen zijn.

Op grond van de resultaten van de vooranalyse kan worden verondersteld dat de geaggregeerde verzuimcijfers (of de verschillen tussen geaggregeerde verzuimcijfers) van random steekproeven uit een populatie vanaf een steekproefgrootte van 10 of meer werknemers normaal verdeeld zullen zijn. Uitgaande van deze veronderstelling zijn de gezochte betrouwbaarheidsmarges met behulp van gangbare inductieve statistiek eenvoudig te berekenen. De hiertoe benodigde gegevens zijn aan het databestand en, voor zover nodig, aan de literatuur ontleend. Bij de berekening is een onderscheid aangebracht tussen de vraag die met betrekking tot verzuimcijfers kan worden gesteld en tussen het antwoord dat wordt gezocht. Aan de vraagzijde zijn de marges onderscheiden naar de soort vergelijking die wordt gemaakt: hetzij een vergelijking van het verzuim van een groep werknemers in verschillende periodes, hetzij een vergelijking tussen het verzuim in een periode van verschillende groepen werknemers. Daarnaast is aan de antwoordzijde een onderverdeling aangebracht, toegesneden op het gebruik dat van verzuimcijfers kan worden gemaakt. Per vergelijking is, bij diverse aantallen werknemers in een groep, berekend: (1) Tot welke grootte verzuimverschillen zeer waarschijnlijk ($p=.90$) toevallig van karakter zijn en (2) vanaf welke grootte verzuimverschillen van een systematisch karakter waarschijnlijk ($b=.80$) zijn.

Een korte opsomming van de belangrijkste resultaten illustreert welk gebruik van deze tabellen kan worden gemaakt.

- Bij beide typen vergelijkingen geldt dat de betrouwbaarheidsmarges ruimer worden naarmate de groep werknemers, waarover verzuimcijfers zijn berekend, kleiner wordt.

Bij groepen met een geringe omvang (bijvoorbeeld bestaande uit niet meer dan 10 werknemers) kan vrijwel elk verzuimverschil aan toeval worden toegeschreven, terwijl bij groepen van grote omvang (bijvoorbeeld met meer dan 1000 werknemers) alleen relatief kleine verzuimverschillen door toeval verklaarbaar zijn.

- Bij vergelijking tussen groepen (in hetzelfde tijdvak) moet met ruimere betrouwbaarheidsmarges rekening worden gehouden dan bij de vergelijking tussen tijdvakken (van dezelfde groep).

Bij vergelijking tussen twee groepen met bijvoorbeeld 100 werknemers zullen alle verschillen in het (jaar-)verzuimpercentage die kleiner zijn dan 4.5 aan toeval te wijten zijn, terwijl bij vergelijking tussen (jaar-)verzuimpercentages van eenzelfde groep van 100 werknemers slechts verschillen kleiner dan 4.0 - met dezelfde waarschijnlijkheid - aan toeval kunnen worden toegeschreven.

- Gezien de betrouwbaarheidsmarges zullen in de praktijk veel, zo niet het merendeel van de verzuimverschillen aan toeval toe te schrijven zijn.

De betrouwbaarheidsmarges zijn bij beide soorten vergelijkingen ruim te noemen. Zo ruim dat de verschillen die in de praktijk worden gemeten de gestelde grenzen vaker niet dan wel zullen overtreffen. Of, anders gezegd, verzuimgegevens bewijzen meestal niet dat er tussen groepen of tijdvakken systematische verschillen bestaan in de omstandigheden die aan het verzuim ten grondslag liggen.

- Verschillen tussen ziekteverzuimcijfers geven geen bewijs voor, maar wel een indicatie van systematische verschillen tussen factoren die met het ziekteverzuim verband houden. Weliswaar kunnen in de praktijk veel verzuimverschillen aan toeval worden geweten, maar daarmee is zeker niet gezegd dat geen andere verklaringen van zo'n verschil mogelijk zijn. Het enige dat zeker is, is dat we noch van een toevalsverklaring noch van een alternatieve verklaring helemaal zeker kunnen zijn.

In de tabellen is deze gebruikswaarde van verzuimcijfers belicht via het onderscheidingsvermogen. Het onderscheidingsvermogen is gelijk aan de kans dat een systematisch verschil tussen groepen/tijdvakken in de

verzuimcijfers ontdekt zal worden. Dit onderscheidingsvermogen zal mede afhankelijk zijn van het risico dat men wil lopen op een foutieve beslissing. Als men zich op het standpunt stelt dat alleen dan maatregelen te overwegen zijn als vrijwel zeker is dat de geconstateerde verzuimverschillen niet aan toeval te wijten zijn, dan zal het onderscheidingsvermogen laag zijn. Stelt men zich daarentegen op het standpunt dat beter te vroeg dan te laat maatregelen te overwegen zijn, dan zal het onderscheidingsvermogen hoger, maar de kans op overbodige bezorgdheid groter zijn. In de tabellen is het onderscheidingsvermogen vanuit beide standpunten berekend.

Ten eerste is het onderscheidingsvermogen bepaald, uitgaande van de eerder berekende betrouwbaarheidsmarges, waarbinnen de verzuimverschillen zeer waarschijnlijk ($a = .90$) aan toeval te wijten zijn. De resultaten maken duidelijk dat deze "veilige" beslisstrategie in de praktijk te voorzichtig kan zijn. Bij groepen met minder dan 100 werknemers zal men het signaal meer wel dan niet over het hoofd zien. Pas bij groepen van grotere omvang kan men er op vertrouwen dat meer dan de helft van de problemen ook als zodanig worden gesignaleerd.

Ten tweede zijn betrouwbaarheidsmarges berekend, uitgaande van een gewenst onderscheidingsvermogen ($b = .80$). De resultaten maken duidelijk dat deze strategie vaak te voorbarig zal zijn. Ongeacht de groeps-grootte zal men met deze strategie weliswaar alle beleidsrelevante (c.q. niet-toevallige) verschillen signaleren, maar daartegenover staat dat een deel der signalen vals zijn. Bij groepen met 100 of minder werknemers heeft de kans op een vals signaal zelfs de overhand; men zal zich bij dergelijke groepen dus vaker wel dan niet ten onrechte bezorgd maken. Pas bij groepen met een grotere omvang kan men er vrij zeker van zijn dat bij verzuimverschillen die als signaal worden aangemerkt weinig tot geen valse signalen aanwezig zullen zijn.

Praktisch gesproken betekenen de resultaten dat de beleidsrelevantie van verzuimcijfers bij een "veilige" strategie gering zal zijn. Bij deze strategie zal in de regel immers slechts bij groepen van grotere omvang van signaaldetectie sprake zijn; bij de in de praktijk meer gebruikelijke, kleine groepsomvang zullen beleidsrelevante ontwikkelingen/verschillen in (de achtergronden) van het verzuim daarentegen vaak onopgemerkt blijven. Of anders gezegd, verzuimcijfers leveren zelden het bewijs dat tussen groepen of tussen tijdvakken systematische

verschillen bestaan in de omstandigheden die voor het verzuim relevant zijn. Hiermee is niet gezegd dat verzuimcijfers voor beleidsdoeleinden onbruikbaar zijn. Verzuimcijfers bewijzen weliswaar niet, maar doen wel vermoeden dat er iets aan de hand zal zijn. Verzuimcijfers kunnen worden gebruikt om nadere studie van de verzuimrelevante omstandigheden te rechtvaardigen. Met name op dit "riskante" gebruik van verzuimcijfers zullen de gerapporteerde resultaten toepasbaar kunnen zijn. De resultaten maken duidelijk dat zo'n nadere studie niet altijd te rechtvaardigen zal zijn. Bij groepen bestaande uit 25 of minder werknemers zal bijvoorbeeld altijd, ongeacht de grootte van het verzuimverschil, aanleiding tot nadere studie bestaan. Maar, daar de kans bij deze groepsgrootte zeer groot is dat deze verschillen aan toeval te wijten zijn, zal deze nadere studie meestal overbodig en daarom nauwelijks te rechtvaardigen zijn. Naarmate de groepsomvang toeneemt zullen de verzuimverschillen die aanleiding kunnen vormen tot nadere studie groter zijn. Bij grotere groepen zullen dus niet alle verschillen als signaal te duiden zijn, terwijl bovendien de kans op een vals signaal kleiner zal zijn.

Kortom, mits de groep(en) 50 of meer werknemers omvat(ten) zal de vergelijking tussen een tweetal jaar-verzuimcijfers voor het beleid van nut kunnen zijn, waarbij de gebruikswaarde toe zal nemen naarmate de vergeleken groep(en) meer werknemers omvat(ten).

Noten

Hoofdstuk 2:

1. De behandeling van het ziekteverzuim in deze paragraaf is geïnspireerd door het belasting-belastbaarheidsmodel zoals geformuleerd door Vroege (1982).
2. Een verklaring voor deze verschillen kan gezocht worden bij de sociale wetgeving in de onderscheiden landen.
3. De Bruin e.a. (1985) merken hierover op: "Er bestaat bij ons echter onduidelijkheid over de wijze waarop de in Draaisma en Smulders vermelde tabel tot stand is gekomen. De door ons gevraagde uitleg hierover bleef helaas onbeantwoord" (pag.26).
4. Aannemende dat geen onderscheid tussen ware en toevalsvariantie werd gemaakt (zie ook noot 3).

Hoofdstuk 3:

1. Mits in de groep 10 of meer werknemers te vinden zijn. Bij individuele data zal de assumptie van normaliteit vrijwel nooit te verdedigen zijn.

Hoofdstuk 4:

1. We sluiten hiermee aan bij de richtlijn die door Cohen (1977) is voorgesteld.
2. Bij groepen met zo'n kleine omvang zal men daartoe over een reeks van verzuimcijfers van elk der groepen moeten beschikken (zie ook par. 4.6.1).

Literatuur

- AVERY R.B. & V.J. HOTZ. Statistical models for analyzing absentee behavior. In: GOODMAN P.S., ATKIN R.S & ASS. Absenteeism; new approaches to understanding, measuring, and managing employee absence. San Francisco, Jossey-Bass Publishers 1984.
- BAKKER T.P.V. Stabiliteit van verzuimpatronen; een analyse van individuele en geaggregeerde gegevens over de periode 1977-1981. Amsterdam, CCOZ 1985.
- BREAUGH J.A. Predicting absenteeism from prior absenteeism and work attitudes. Journal of Applied Psychology (1981) 66, 555-560.
- BRUIN P. DE, G.C. DIEPENDAAL & P.M. AAN DE KERK. Verzuimaten in onderzoek. Amsterdam, GAK-S&O 1985.
- BURGER J.G.J. & R. PRINS. Het gebruik van ziekteverzuimregistratie in de praktijk. Amsterdam, CCOZ 1984.
- CHADWICK-JONES J.K., C.A. BROWN, N. NICHOLSON & C. SHEPPARD. Absence measures: their reliability and stability in an industrial setting. Personnel Psychology (1971), 24, 463-470.
- CHADWICK-JONES J.K., N. NICHOLSON & C. BROWN. Social Psychology of absenteeism. New York, Preager Publishers 1982.
- COHEN J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. New York, Academic Press 1977.
- DRAAISMA D. & P.G.W. SMULDERS. Ziekteverzuim en het bedrijf. Leiden, NIPG/TNO 1978.
- FERGUSON D. Some characteristics of repeated sickness absence. British Journal of industrial Medicine (1972) 29, 420-431.

- FROGATT P. Short-term absence from industry. British Journal of industrial Medicine (1970) 27, 199-224.
- GARRISON K.R. & P.M. MUCHINSKI. Evaluating the concept of absentee-proneness with two measures of absence. Personnel Psychology (1977) 30, 389-393.
- GUILFORD J.P. Psychometric methods. New York, McGraw-Hill 1954.
- HAMMER T.H. & J. LANDAU. Methodological issues in the use of absence data. Journal of Applied Psychology (1981) 66, 574-581.
- HAYS W.H. Statistics for the social sciences. London, Holt, Rinehart & Winston 1973.
- HUSE E.F. & E.K. TAYLOR. Reliability of absence measures. Journal of Applied Psychology (1962) 46, 159-160.
- KELLER R.T. Predicting absenteeism from prior absentees, attitudinal factors and non-attitudinal factors. Journal of Applied Psychology (1983) 68, 536-540.
- LANDHEER W. Gids voor registratie, interpretatie en rapportering van ziekteverzuim. Amsterdam, GAK-S&O 1980.
- LANDY F.J., J.J. VASEY & F.D. SMITH. Methodological problems and strategies in predicting absence. In: GOODMAN P.S., ATKIN R.S & ASS. Absenteeism; new approaches to understanding, measuring, and managing employee absence. San Francisco, Jossey-Bass Publishers 1984.
- LATHAM G.P. & E.D. PURSELL. Measuring absenteeism from the opposite side of the coin. Journal of Applied Psychology (1975) 60, 369-371.
- POELSTRA P.A.M. Het selecteren van ziekmeldingen; de voorspellende waarde van het aantal ziekmeldingen van een verzekerde in het verleden voor het aantal ziekmeldingen in de toekomst. Amsterdam, GAK-S&O 1983.

VROEGE D. Het cybernetisch model als vorm van populatierespons; enige aspecten van het ziekteverzuim in Nederland. Tijdschrift voor Sociale Geneeskunde (1982) 60, 857-860.

VRIJHOF B.J. Ziekteverzuim 1981-1985; enkele cijfers uit het ziekteverzuiminformatiesysteem van de Stichting CCOZ. Amsterdam, CCOZ 1986.

WOLTERS S. De invloed van 14 persoons- en funktiekenmerken op het ziekteverzuim. CCOZ, 1985 (intern rapport).

BIJLAGE 1 De steekproefgemiddelden

Tabel 1 100 steekproeven ter grootte van 10

no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7	no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7
1	9.75	5.04	1.30	0.50	51	1.73	0.00	1.10	0.80
2	9.91	6.49	1.81	1.27	52	12.44	10.00	1.00	0.60
3	5.37	3.37	0.70	0.40	53	4.99	1.51	1.60	1.00
4	16.87	8.52	2.98	1.18	54	5.43	2.85	1.30	0.70
5	7.12	1.92	2.40	1.70	55	9.75	6.36	1.94	1.50
6	7.29	5.15	1.20	0.90	56	22.25	16.16	2.30	1.10
7	4.58	2.80	0.40	0.20	57	10.10	3.86	2.38	1.27
8	9.56	6.03	1.30	0.80	58	15.74	11.89	2.35	1.65
9	11.23	9.20	1.23	0.66	59	14.88	10.00	1.30	0.40
10	8.38	4.59	1.39	0.60	60	6.29	1.64	2.28	1.30
11	16.05	11.53	2.10	1.10	61	6.86	1.26	2.15	1.40
12	3.37	0.11	1.40	0.60	62	8.79	5.40	3.63	3.13
13	24.11	18.22	3.51	1.81	63	8.06	4.20	1.79	0.90
14	13.89	11.53	1.00	0.60	64	9.86	7.15	1.00	0.40
15	13.78	6.68	3.20	1.90	65	13.93	3.39	2.26	2.24
16	21.21	20.00	0.90	0.60	66	12.13	7.59	2.67	1.36
17	5.15	0.00	2.00	1.20	67	4.19	2.46	0.71	0.30
18	8.71	4.55	1.70	0.80	68	4.90	1.94	1.50	0.80
19	5.52	1.54	2.00	1.31	69	12.36	11.30	1.16	0.76
20	3.11	0.00	0.91	0.30	70	11.53	0.00	3.82	0.70
21	18.17	13.37	1.98	1.14	71	7.41	3.15	2.26	1.21
22	15.28	9.26	1.72	0.30	72	15.62	10.08	1.80	0.50
23	30.40	26.55	1.75	0.85	73	13.46	5.32	1.75	0.30
24	8.52	7.18	1.47	0.80	74	16.19	8.19	2.24	0.27
25	5.34	2.88	1.50	1.00	75	12.50	9.12	1.58	0.93
26	15.04	10.22	2.10	1.07	76	6.03	3.43	1.20	0.80
27	14.60	10.44	1.70	0.40	77	15.26	12.49	2.20	1.80
28	8.19	1.21	2.47	1.19	78	7.62	1.23	2.10	1.10
29	8.51	1.34	2.49	1.69	79	14.88	6.77	2.90	1.10
30	6.37	2.59	1.40	0.70	80	13.81	10.11	1.50	0.90
31	1.73	0.00	1.10	0.90	81	4.88	0.00	2.20	1.60
32	12.85	8.03	1.40	0.30	82	10.18	5.51	1.87	1.17
33	2.52	0.69	0.60	0.50	83	27.66	23.94	2.34	1.60
34	19.01	14.63	1.80	0.70	84	20.47	14.49	1.50	0.30
35	9.12	5.37	1.60	0.80	85	12.40	7.78	1.54	0.30
36	13.60	3.62	3.95	2.50	86	13.88	10.91	1.85	1.05
37	13.87	10.00	1.37	0.87	87	7.62	2.27	2.10	1.10
38	6.23	0.00	2.08	0.74	88	12.93	10.41	1.50	0.70
39	15.98	11.34	1.71	1.11	89	9.58	6.08	2.44	1.84
40	5.14	0.00	1.99	1.13	90	17.31	12.49	1.54	0.51
41	21.78	16.16	2.20	1.00	91	16.52	12.88	1.59	1.11
42	5.97	2.08	1.50	0.80	92	2.36	1.67	1.10	1.00
43	8.49	4.71	1.50	0.70	93	8.92	4.36	1.83	1.22
44	12.09	6.04	2.43	1.40	94	2.85	0.00	1.80	1.50
45	19.07	12.33	2.30	0.90	95	3.71	0.00	1.76	1.00
46	12.36	4.47	2.90	1.70	96	5.40	1.59	1.10	0.40
47	11.51	5.49	2.86	1.60	97	29.66	26.27	2.19	1.19
48	12.58	9.92	1.30	0.60	98	15.33	11.86	1.66	0.86
49	13.07	9.07	1.50	0.60	99	12.39	10.55	1.40	1.00
50	13.18	12.66	0.90	0.30	100	11.33	7.78	1.03	0.32

Bijlage 1 (vervolg)

Tabel 2 100 steekproeven ter grootte van 25

no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7	no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7
1	15.34	7.48	2.33	0.86	51	8.82	6.32	1.40	0.88
2	10.37	7.22	1.90	1.26	52	10.04	5.55	1.91	1.12
3	7.76	5.37	1.52	1.16	53	13.63	10.01	1.28	0.48
4	11.17	6.81	1.94	1.71	54	14.81	10.58	1.59	0.73
5	11.16	6.78	1.86	1.02	55	8.30	4.00	1.36	0.60
6	10.78	7.11	2.40	1.56	56	12.21	7.98	2.31	1.54
7	5.33	2.37	1.54	1.14	57	12.44	7.35	2.03	1.09
8	9.54	5.23	1.56	0.84	58	5.71	2.21	1.44	0.64
9	8.81	5.26	1.71	1.08	59	11.53	8.22	1.63	0.83
10	16.08	11.50	2.25	1.33	60	5.36	1.87	1.78	1.08
11	4.12	0.18	1.25	0.68	61	4.55	1.21	1.63	1.15
12	6.70	2.38	2.03	1.27	62	7.17	2.75	1.86	1.14
13	6.83	1.45	2.68	1.72	63	13.81	8.08	2.24	1.28
14	11.83	8.34	1.78	1.02	64	6.53	4.20	1.47	1.11
15	10.22	5.08	2.56	1.64	65	6.41	1.93	2.07	1.35
16	22.09	19.44	1.44	0.76	66	5.20	2.17	1.61	1.06
17	6.68	0.46	2.15	1.10	67	13.72	10.04	1.56	0.74
18	12.33	9.79	1.48	0.92	68	16.88	12.08	1.88	1.00
19	13.64	9.89	1.49	0.68	69	5.89	1.84	1.76	0.88
20	8.89	3.65	2.18	1.09	70	12.61	9.23	1.75	0.97
21	5.87	2.51	1.64	1.04	71	6.73	3.22	1.53	0.89
22	10.57	7.11	1.83	1.08	72	5.97	1.29	1.74	1.06
23	10.67	3.79	2.28	1.21	73	10.74	8.00	1.75	1.46
24	9.44	5.59	2.91	2.31	74	10.20	6.16	1.47	0.87
25	10.24	6.22	2.07	1.03	75	7.19	3.29	1.47	0.83
26	12.26	8.11	2.00	1.00	76	9.35	2.70	2.40	1.36
27	10.11	4.60	2.14	1.00	77	4.57	2.33	1.25	0.89
28	9.33	5.69	1.44	0.80	78	6.47	2.27	2.07	1.27
29	6.12	1.94	1.74	1.05	79	5.65	3.04	1.62	1.14
30	20.18	14.87	2.17	0.92	80	11.74	4.46	2.52	1.12
31	4.90	1.55	1.48	0.90	81	13.33	9.16	1.84	1.18
32	12.03	9.35	1.31	0.56	82	9.57	5.18	1.86	0.85
33	11.09	6.35	2.01	1.18	83	12.44	8.31	1.99	1.15
34	6.42	4.25	1.04	0.52	84	11.30	9.27	1.72	1.40
35	11.21	6.27	2.24	1.27	85	8.77	5.11	1.76	1.05
36	13.85	8.38	1.85	0.66	86	8.09	4.49	1.94	1.16
37	9.05	3.76	2.16	1.16	87	7.62	3.27	1.81	0.97
38	6.41	2.02	1.86	1.05	88	7.91	2.67	2.18	1.18
39	7.93	5.03	1.64	1.24	89	6.76	3.80	0.98	0.36
40	8.66	4.80	1.90	1.31	90	11.77	8.49	1.60	0.96
41	9.49	6.06	1.86	1.11	91	16.37	11.70	1.92	0.96
42	9.59	5.68	1.68	1.04	92	10.06	8.44	0.80	0.60
43	9.83	3.47	1.59	0.62	93	9.73	5.85	1.52	0.92
44	7.62	4.18	1.28	0.52	94	10.87	7.32	1.71	1.04
45	8.29	4.53	1.36	0.72	95	13.43	10.02	1.53	0.85
46	7.05	1.13	2.39	1.59	96	6.97	3.23	1.68	1.00
47	7.76	3.63	1.60	0.76	97	15.80	13.02	1.52	0.88
48	4.84	0.65	2.18	1.86	98	12.79	8.64	1.65	0.97
49	11.59	7.25	1.76	1.04	99	14.52	10.60	1.92	1.04
50	12.68	9.21	1.81	1.00	100	6.51	3.44	1.71	0.99

Bijlage 1 (vervolg)

Tabel 3 100 steekproeven ter grootte van 50

no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7	no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7
1	12.10	7.81	1.53	0.66	51	14.95	9.45	2.34	1.29
2	11.53	7.55	1.64	0.74	52	9.68	6.25	1.75	1.27
3	9.61	6.65	1.50	0.86	53	6.68	2.70	1.92	1.15
4	8.32	4.30	1.62	0.86	54	10.03	5.45	1.90	1.10
5	13.00	9.99	1.44	0.87	55	11.19	7.55	1.55	1.03
6	12.90	6.65	2.41	1.25	56	11.83	6.77	1.80	0.96
7	13.17	8.96	1.70	0.72	57	13.03	8.09	1.61	0.66
8	11.39	8.42	1.35	0.65	58	7.34	3.99	1.61	0.97
9	12.54	7.68	1.97	0.98	59	13.51	9.53	1.59	0.64
10	11.12	7.59	1.59	0.92	60	10.58	6.64	1.78	1.02
11	9.64	3.65	2.71	1.54	61	15.33	8.78	2.07	0.99
12	13.81	8.49	1.73	0.84	62	12.29	8.63	1.87	1.04
13	12.92	8.58	1.55	0.65	63	5.97	2.55	1.60	0.99
14	9.45	4.89	1.56	0.66	64	10.29	6.14	1.43	0.67
15	7.67	4.36	1.44	0.82	65	8.41	2.24	2.85	1.70
16	13.01	9.67	1.43	0.51	66	8.01	3.62	2.32	1.66
17	7.15	3.85	1.47	0.89	67	7.90	3.91	1.86	1.18
18	8.99	5.61	1.51	0.78	68	8.91	5.75	1.93	1.39
19	7.19	3.67	1.78	1.10	69	7.10	3.57	1.67	1.04
20	10.35	6.14	1.50	0.70	70	14.83	9.42	2.12	0.99
21	10.12	4.46	1.93	1.20	71	8.71	5.12	1.62	0.86
22	8.88	5.47	2.06	1.33	72	10.73	6.26	2.01	1.16
23	5.73	2.28	1.80	1.18	73	10.32	6.06	1.77	0.76
24	13.27	9.83	1.65	0.93	74	9.02	4.83	1.76	1.02
25	6.44	3.30	1.60	1.05	75	9.91	5.70	1.86	0.98
26	11.07	6.92	1.79	0.90	76	11.10	6.62	1.92	1.21
27	10.21	6.27	1.57	0.85	77	9.56	5.10	2.12	1.28
28	9.14	4.17	2.12	1.07	78	11.61	5.49	2.43	1.03
29	9.79	5.75	1.76	0.98	79	10.50	6.25	2.08	1.33
30	8.32	3.78	2.10	1.38	80	11.30	6.94	1.92	1.09
31	9.15	4.43	1.96	0.84	81	7.61	3.45	1.88	1.12
32	8.04	4.93	1.26	0.62	82	9.18	5.59	1.66	0.91
33	8.52	4.62	1.67	0.98	83	9.03	4.73	2.10	1.20
34	15.11	11.44	2.13	1.28	84	13.91	9.26	1.74	0.76
35	8.23	4.27	1.55	0.74	85	8.81	4.95	1.70	0.90
36	14.61	10.34	2.08	1.21	86	7.69	3.93	1.71	1.08
37	8.74	3.00	2.24	1.32	87	6.53	2.04	1.60	0.88
38	11.77	7.65	1.93	1.17	88	13.13	7.14	2.48	1.26
39	12.05	7.83	1.67	0.97	89	6.74	2.51	2.12	1.21
40	10.26	7.50	1.30	0.79	90	7.50	4.08	1.77	0.99
41	12.78	9.75	1.45	0.81	91	12.99	6.92	2.06	1.00
42	8.46	3.89	2.21	1.21	92	8.91	5.43	1.58	0.84
43	6.25	2.47	1.71	0.99	93	12.49	8.66	2.04	1.26
44	11.42	7.10	1.86	1.12	94	12.87	8.04	1.75	0.83
45	10.15	6.57	1.75	1.04	95	7.57	3.94	1.37	0.74
46	12.48	7.81	1.81	0.98	96	15.38	10.58	2.37	1.38
47	9.81	6.34	2.00	1.49	97	14.12	8.67	1.83	0.86
48	5.55	1.34	1.84	1.06	98	12.35	8.57	1.86	1.00
49	15.38	11.91	1.47	0.77	99	7.82	4.06	1.45	0.86
50	9.08	6.07	1.55	0.99	100	13.46	10.86	1.28	0.78

Bijlage 1 (slot)

Tabel 4 100 steekproeven ter grootte van 100

no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7	no	V%tot	V%43+	MFtot	MF1/7
1	9.90	5.99	1.87	1.06	51	9.07	5.87	1.68	1.03
2	11.44	7.79	1.69	1.00	52	8.68	4.75	1.88	1.09
3	14.10	9.41	1.90	1.04	53	8.77	4.97	1.55	0.89
4	12.06	8.01	1.83	1.08	54	6.85	1.77	1.79	0.95
5	9.78	5.50	1.90	1.07	55	9.69	4.68	1.73	0.64
6	11.35	5.61	2.10	0.99	56	7.65	3.75	1.53	0.90
7	12.96	8.67	1.86	1.03	57	9.48	4.44	2.27	1.28
8	11.34	6.76	1.82	0.98	58	10.63	6.09	2.09	1.24
9	9.07	4.92	1.74	0.99	59	12.47	8.59	1.59	0.81
10	8.56	4.74	1.77	1.13	60	8.65	4.48	1.87	1.13
11	11.11	6.57	2.26	1.54	61	12.09	6.94	1.76	0.97
12	10.01	6.70	1.49	0.89	62	13.19	7.04	2.29	1.02
13	10.03	6.30	1.62	0.70	63	7.92	3.47	1.91	1.16
14	10.02	6.34	1.52	0.86	64	10.92	6.19	1.86	0.80
15	7.84	4.60	1.48	0.83	65	10.16	6.49	1.82	1.13
16	7.76	3.46	1.63	0.82	66	10.23	6.20	1.88	1.13
17	13.66	10.36	1.72	1.01	67	10.84	6.27	2.03	1.18
18	8.00	4.09	1.70	0.94	68	9.88	5.98	1.67	0.85
19	11.31	6.20	1.92	1.02	69	10.74	6.12	2.16	1.34
20	10.75	7.03	1.93	1.08	70	8.57	5.20	1.75	1.14
21	7.58	3.40	1.61	0.90	71	8.98	5.27	1.75	1.12
22	9.30	4.92	1.70	0.87	72	10.38	5.52	1.77	0.90
23	8.79	5.08	1.88	1.23	73	8.99	5.71	1.48	0.94
24	10.11	6.97	1.57	1.02	74	11.08	6.77	1.88	0.95
25	11.30	6.30	2.01	1.20	75	14.17	9.41	2.17	1.23
26	10.72	6.68	1.82	0.96	76	9.68	6.40	1.73	1.01
27	12.22	7.80	2.09	1.24	77	12.82	8.08	1.89	1.03
28	10.05	6.09	1.82	1.03	78	9.20	4.41	1.97	1.00
29	10.44	6.55	1.89	1.14	79	11.60	6.20	2.18	1.21
30	8.73	4.28	2.03	1.31	80	10.38	6.40	1.84	0.95
31	13.04	9.41	1.51	0.87	81	10.31	5.90	1.67	0.78
32	9.74	5.87	1.89	1.03	82	10.56	6.35	1.87	0.98
33	11.60	7.49	1.70	0.82	83	10.80	6.67	1.69	0.86
34	9.94	5.81	1.52	0.80	84	10.70	6.83	1.71	1.10
35	14.81	10.74	1.59	0.88	85	7.14	3.33	1.81	1.08
36	7.56	3.13	1.92	1.16	86	9.63	6.04	1.62	1.03
37	14.53	10.04	1.97	1.12	87	11.93	7.61	2.13	1.20
38	11.08	8.21	1.55	1.02	88	8.62	3.97	1.94	0.98
39	16.43	12.48	1.78	0.92	89	11.51	7.93	1.64	0.90
40	13.83	9.59	1.73	0.99	90	10.21	5.16	2.10	1.19
41	13.50	10.01	1.55	0.75	91	12.41	8.90	1.54	0.84
42	8.35	4.23	1.65	0.93	92	11.35	7.43	1.71	1.02
43	8.15	3.84	1.88	0.93	93	12.27	8.54	1.60	0.89
44	9.08	4.57	1.71	0.90	94	6.68	2.73	1.76	1.03
45	15.70	11.54	1.77	0.87	95	10.97	6.27	1.86	0.94
46	10.85	7.07	1.67	0.80	96	9.41	5.97	1.65	0.97
47	10.09	4.70	2.04	1.03	97	10.83	6.61	1.75	0.95
48	11.58	6.19	2.11	1.03	98	13.14	9.53	1.76	1.05
49	8.35	3.33	1.80	0.89	99	7.87	5.39	1.27	0.73
50	12.06	6.11	2.26	1.30	100	8.79	5.02	1.77	1.06

BIJLAGE 2 Betrouwbaarheidsmarges

Tabel 1a Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking tussen verschillende groepen: verzuimpercentage; $\alpha=0.90$

N	<u>verzuimpercentage</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	V%1/42	V%43+	V%tot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	± 4.6	± 13.7	± 14.1	0.11	0.30	0.56
15	± 3.8	± 11.2	± 11.5	0.14	0.39	0.71
20	± 3.3	± 9.7	± 10.0	0.15	0.47	0.81
25	± 2.9	± 8.7	± 8.9	0.17	0.55	0.88
30	± 2.7	± 7.9	± 8.1	0.19	0.61	0.93
35	± 2.5	± 7.3	± 7.5	0.21	0.67	0.96
40	± 2.3	± 6.8	± 7.1	0.22	0.72	0.97
45	± 2.2	± 6.4	± 6.7	0.24	0.76	0.98
50	± 2.1	± 6.1	± 6.3	0.26	0.80	0.99
60	± 1.9	± 5.6	± 5.8	0.29	0.86	1.00
70	± 1.8	± 5.2	± 5.3	0.32	0.90	1.00
80	± 1.6	± 4.8	± 5.0	0.35	0.93	1.00
90	± 1.5	± 4.6	± 4.7	0.38	0.96	1.00
100	± 1.5	± 4.3	± 4.5	0.41	0.97	1.00
120	± 1.4	± 3.9	± 4.1	0.46	0.99	1.00
140	± 1.2	± 3.7	± 3.8	0.51	0.99	1.00
160	± 1.2	± 3.4	± 3.5	0.55	1.00	1.00
180	± 1.1	± 3.2	± 3.3	0.60	1.00	1.00
200	± 1.0	± 3.1	± 3.2	0.64	1.00	1.00
300	± 0.8	± 2.5	± 2.6	0.79	1.00	1.00
400	± 0.7	± 2.2	± 2.2	0.88	1.00	1.00
500	± 0.7	± 1.9	± 2.0	0.93	1.00	1.00
600	± 0.6	± 1.8	± 1.8	0.96	1.00	1.00
700	± 0.6	± 1.6	± 1.7	0.98	1.00	1.00
800	± 0.5	± 1.5	± 1.6	0.99	1.00	1.00
900	± 0.5	± 1.4	± 1.5	1.00	1.00	1.00
1000	± 0.5	± 1.4	± 1.4	1.00	1.00	1.00
2000	± 0.3	± 1.0	± 1.0	1.00	1.00	1.00
3000	± 0.3	± 0.8	± 0.8	1.00	1.00	1.00
4000	± 0.2	± 0.7	± 0.7	1.00	1.00	1.00
5000	± 0.2	± 0.6	± 0.6	1.00	1.00	1.00

Bijlage 2 (vervolg)

Tabel 1b Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking tussen verschillende groepen: meldingsfrequentie; $\alpha=0.90$

N	<u>meldingsfrequentie</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	MF1/7	MF8+	MFtot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	± 1.22	± 1.02	± 1.59	0.11	0.30	0.56
15	± 1.00	± 0.84	± 1.30	0.14	0.39	0.71
20	± 0.86	± 0.72	± 1.12	0.15	0.47	0.81
25	± 0.77	± 0.65	± 1.00	0.17	0.55	0.88
30	± 0.70	± 0.59	± 0.92	0.19	0.61	0.93
35	± 0.65	± 0.55	± 0.85	0.21	0.67	0.96
40	± 0.61	± 0.51	± 0.79	0.22	0.72	0.97
45	± 0.57	± 0.48	± 0.75	0.24	0.76	0.98
50	± 0.55	± 0.46	± 0.71	0.26	0.80	0.99
60	± 0.50	± 0.42	± 0.65	0.29	0.86	1.00
70	± 0.46	± 0.39	± 0.60	0.32	0.90	1.00
80	± 0.43	± 0.36	± 0.56	0.35	0.93	1.00
90	± 0.41	± 0.34	± 0.53	0.38	0.96	1.00
100	± 0.39	± 0.32	± 0.50	0.41	0.97	1.00
120	± 0.35	± 0.30	± 0.46	0.46	0.99	1.00
140	± 0.33	± 0.27	± 0.42	0.51	0.99	1.00
160	± 0.30	± 0.26	± 0.40	0.55	1.00	1.00
180	± 0.29	± 0.24	± 0.37	0.60	1.00	1.00
200	± 0.27	± 0.23	± 0.35	0.64	1.00	1.00
300	± 0.22	± 0.19	± 0.29	0.79	1.00	1.00
400	± 0.19	± 0.16	± 0.25	0.88	1.00	1.00
500	± 0.17	± 0.14	± 0.22	0.93	1.00	1.00
600	± 0.16	± 0.13	± 0.20	0.96	1.00	1.00
700	± 0.15	± 0.12	± 0.19	0.98	1.00	1.00
800	± 0.14	± 0.11	± 0.18	0.99	1.00	1.00
900	± 0.13	± 0.11	± 0.17	1.00	1.00	1.00
1000	± 0.12	± 0.10	± 0.16	1.00	1.00	1.00
2000	± 0.09	± 0.07	± 0.11	1.00	1.00	1.00
3000	± 0.07	± 0.06	± 0.09	1.00	1.00	1.00
4000	± 0.06	± 0.05	± 0.08	1.00	1.00	1.00
5000	± 0.05	± 0.05	± 0.07	1.00	1.00	1.00

Bijlage 2 (vervolg)

Tabel 2 Onderscheidingsvermogenmarges bij vergelijking tussen verschillende groepen bij een klein effect; $b = 0.80$

N	<u>meldingsfrequentie</u>			$p H_0$	<u>verzuimpercentage</u>			$p H_0$
	MF1/7	MF8+	MFtot		V%1/42	V%43+	V%tot	
10	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
15	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
20	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
25	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
30	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
35	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
40	± 0.02	± 0.02	± 0.03	0.96	± 0.1	± 0.2	± 0.2	0.96
45	± 0.04	± 0.03	± 0.05	0.92	± 0.1	± 0.4	± 0.4	0.92
50	± 0.05	± 0.04	± 0.07	0.88	± 0.2	± 0.6	± 0.6	0.88
60	± 0.08	± 0.06	± 0.10	0.80	± 0.3	± 0.9	± 0.9	0.80
70	± 0.09	± 0.08	± 0.12	0.73	± 0.4	± 1.1	± 1.1	0.73
80	± 0.11	± 0.09	± 0.14	0.67	± 0.4	± 1.2	± 1.3	0.67
90	± 0.12	± 0.10	± 0.16	0.62	± 0.5	± 1.4	± 1.4	0.62
100	± 0.13	± 0.11	± 0.17	0.57	± 0.5	± 1.5	± 1.5	0.57
120	± 0.15	± 0.13	± 0.20	0.48	± 0.6	± 1.7	± 1.7	0.48
140	± 0.16	± 0.14	± 0.21	0.41	± 0.6	± 1.8	± 1.9	0.41
160	± 0.17	± 0.15	± 0.23	0.34	± 0.7	± 2.0	± 2.0	0.34
180	± 0.18	± 0.15	± 0.24	0.29	± 0.7	± 2.1	± 2.1	0.29
200	± 0.19	± 0.16	± 0.25	0.25	± 0.7	± 2.1	± 2.2	0.25
300	± 0.22	± 0.18	± 0.28	0.11	± 0.8	± 2.4	± 2.5	0.11
400	± 0.23	± 0.20	± 0.30	0.05	± 0.9	± 2.6	± 2.7	0.05
500	± 0.24	± 0.20	± 0.32	0.02	± 0.9	± 2.7	± 2.8	0.02
600	± 0.25	± 0.21	± 0.33	0.01	± 1.0	± 2.8	± 2.9	0.01
700	± 0.26	± 0.22	± 0.33	0.00	± 1.0	± 2.9	± 3.0	0.00
800	± 0.26	± 0.22	± 0.34	0.00	± 1.0	± 2.9	± 3.0	0.00
900	± 0.26	± 0.22	± 0.34	0.00	± 1.0	± 3.0	± 3.1	0.00
1000	± 0.27	± 0.23	± 0.35	0.00	± 1.0	± 3.0	± 3.1	0.00
2000	± 0.29	± 0.24	± 0.37	0.00	± 1.1	± 3.2	± 3.3	0.00
3000	± 0.29	± 0.25	± 0.38	0.00	± 1.1	± 3.3	± 3.4	0.00
4000	± 0.30	± 0.25	± 0.39	0.00	± 1.1	± 3.4	± 3.5	0.00
5000	± 0.30	± 0.25	± 0.39	0.00	± 1.2	± 3.4	± 3.5	0.00

Bijlage 2 (vervolg)

Tabel 3a Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking binnen dezelfde groep: verzuimpercentage; $\alpha=0.90$

N	<u>verzuimpercentage</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	V%1/42	V%43+	V%tot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	± 4.1	± 12.2	± 12.6	0.13	0.34	0.64
15	± 3.4	± 10.0	± 10.3	0.15	0.45	0.79
20	± 2.9	± 8.7	± 8.9	0.17	0.55	0.88
25	± 2.6	± 7.7	± 8.0	0.20	0.63	0.93
30	± 2.4	± 7.1	± 7.3	0.22	0.70	0.96
35	± 2.2	± 6.5	± 6.7	0.24	0.75	0.98
40	± 2.1	± 6.1	± 6.3	0.26	0.80	0.99
45	± 2.0	± 5.8	± 6.0	0.28	0.84	1.00
50	± 1.9	± 5.5	± 5.6	0.30	0.87	1.00
60	± 1.7	± 5.0	± 5.2	0.34	0.92	1.00
70	± 1.6	± 4.6	± 4.8	0.37	0.95	1.00
80	± 1.5	± 4.3	± 4.5	0.41	0.97	1.00
90	± 1.4	± 4.1	± 4.2	0.44	0.98	1.00
100	± 1.3	± 3.9	± 4.0	0.47	0.99	1.00
120	± 1.2	± 3.5	± 3.6	0.53	1.00	1.00
140	± 1.1	± 3.3	± 3.4	0.59	1.00	1.00
160	± 1.0	± 3.1	± 3.2	0.64	1.00	1.00
180	± 1.0	± 2.9	± 3.0	0.68	1.00	1.00
200	± 0.9	± 2.7	± 2.8	0.72	1.00	1.00
300	± 0.8	± 2.2	± 2.3	0.86	1.00	1.00
400	± 0.7	± 1.9	± 2.0	0.94	1.00	1.00
500	± 0.6	± 1.7	± 1.8	0.97	1.00	1.00
600	± 0.5	± 1.6	± 1.6	0.99	1.00	1.00
700	± 0.5	± 1.5	± 1.5	0.99	1.00	1.00
800	± 0.5	± 1.4	± 1.4	1.00	1.00	1.00
900	± 0.4	± 1.3	± 1.3	1.00	1.00	1.00
1000	± 0.4	± 1.2	± 1.3	1.00	1.00	1.00
2000	± 0.3	± 0.9	± 0.9	1.00	1.00	1.00
3000	± 0.2	± 0.7	± 0.7	1.00	1.00	1.00
4000	± 0.2	± 0.6	± 0.6	1.00	1.00	1.00
5000	± 0.2	± 0.5	± 0.6	1.00	1.00	1.00

Bijlage 2 (vervolg)

Tabel 3b Betrouwbaarheidsmarges bij vergelijking binnen dezelfde groep: meldingsfrequentie; $\alpha=0.90$

N	<u>meldingsfrequentie</u>			<u>onderscheidingsvermogen</u>		
	MF1/7	MF8+	MFtot	d=0.2	d=0.5	d=0.8
10	± 1.03	± 0.87	± 1.35	0.13	0.37	0.68
15	± 0.84	± 0.71	± 1.10	0.16	0.49	0.82
20	± 0.73	± 0.61	± 0.95	0.18	0.58	0.91
25	± 0.65	± 0.55	± 0.85	0.21	0.67	0.95
30	± 0.60	± 0.50	± 0.78	0.23	0.74	0.98
35	± 0.55	± 0.46	± 0.72	0.25	0.79	0.99
40	± 0.52	± 0.43	± 0.67	0.28	0.84	0.99
45	± 0.49	± 0.41	± 0.63	0.30	0.87	1.00
50	± 0.46	± 0.39	± 0.60	0.32	0.90	1.00
60	± 0.42	± 0.35	± 0.55	0.36	0.94	1.00
70	± 0.39	± 0.33	± 0.51	0.40	0.97	1.00
80	± 0.37	± 0.31	± 0.48	0.44	0.98	1.00
90	± 0.34	± 0.29	± 0.45	0.47	0.99	1.00
100	± 0.33	± 0.27	± 0.43	0.50	0.99	1.00
120	± 0.30	± 0.25	± 0.39	0.57	1.00	1.00
140	± 0.28	± 0.23	± 0.36	0.63	1.00	1.00
160	± 0.26	± 0.22	± 0.34	0.68	1.00	1.00
180	± 0.24	± 0.20	± 0.32	0.72	1.00	1.00
200	± 0.23	± 0.19	± 0.30	0.76	1.00	1.00
300	± 0.19	± 0.16	± 0.25	0.89	1.00	1.00
400	± 0.16	± 0.14	± 0.21	0.95	1.00	1.00
500	± 0.15	± 0.12	± 0.19	0.98	1.00	1.00
600	± 0.13	± 0.11	± 0.17	0.99	1.00	1.00
700	± 0.12	± 0.10	± 0.16	1.00	1.00	1.00
800	± 0.12	± 0.10	± 0.15	1.00	1.00	1.00
900	± 0.11	± 0.09	± 0.14	1.00	1.00	1.00
1000	± 0.10	± 0.08	± 0.13	1.00	1.00	1.00
2000	± 0.07	± 0.06	± 0.10	1.00	1.00	1.00
3000	± 0.06	± 0.05	± 0.08	1.00	1.00	1.00
4000	± 0.05	± 0.04	± 0.07	1.00	1.00	1.00
5000	± 0.05	± 0.04	± 0.06	1.00	1.00	1.00

Bijlage 2 (slot)

Tabel 4 Onderscheidingsvermogenmarges bij vergelijking binnen dezelfde groep bij een klein effect; $b = 0.80$

N	<u>meldingsfrequentie</u>			$p H_0$	<u>verzuimpercentage</u>			$p H_0$
	MF1/7	MF8+	Mftot		V%1/42	V%43+	V%tot	
10	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
15	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
20	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
25	± 0.00	± 0.00	± 0.00	1.00	± 0.0	± 0.0	± 0.0	1.00
30	± 0.03	± 0.02	± 0.03	0.94	± 0.0	± 0.1	± 0.1	0.98
35	± 0.05	± 0.04	± 0.06	0.89	± 0.1	± 0.4	± 0.4	0.92
40	± 0.07	± 0.06	± 0.09	0.83	± 0.2	± 0.6	± 0.6	0.87
45	± 0.08	± 0.07	± 0.11	0.78	± 0.3	± 0.8	± 0.8	0.82
50	± 0.09	± 0.08	± 0.12	0.74	± 0.3	± 0.9	± 0.9	0.78
60	± 0.11	± 0.10	± 0.15	0.65	± 0.4	± 1.2	± 1.2	0.70
70	± 0.13	± 0.11	± 0.17	0.58	± 0.5	± 1.4	± 1.4	0.63
80	± 0.14	± 0.12	± 0.19	0.52	± 0.5	± 1.5	± 1.5	0.56
90	± 0.15	± 0.13	± 0.20	0.46	± 0.6	± 1.6	± 1.7	0.51
100	± 0.16	± 0.14	± 0.21	0.41	± 0.6	± 1.7	± 1.8	0.46
120	± 0.18	± 0.15	± 0.23	0.33	± 0.6	± 1.9	± 2.0	0.37
140	± 0.19	± 0.16	± 0.25	0.26	± 0.7	± 2.0	± 2.1	0.30
160	± 0.20	± 0.17	± 0.26	0.21	± 0.7	± 2.1	± 2.2	0.24
180	± 0.21	± 0.17	± 0.27	0.16	± 0.8	± 2.2	± 2.3	0.20
200	± 0.21	± 0.18	± 0.28	0.13	± 0.8	± 2.3	± 2.4	0.16
300	± 0.23	± 0.20	± 0.30	0.04	± 0.9	± 2.6	± 2.6	0.06
400	± 0.25	± 0.21	± 0.32	0.01	± 0.9	± 2.7	± 2.8	0.02
500	± 0.26	± 0.22	± 0.33	0.00	± 1.0	± 2.8	± 2.9	0.01
600	± 0.26	± 0.22	± 0.34	0.00	± 1.0	± 2.9	± 3.0	0.00
700	± 0.27	± 0.23	± 0.35	0.00	± 1.0	± 3.0	± 3.1	0.00
800	± 0.27	± 0.23	± 0.35	0.00	± 1.0	± 3.0	± 3.1	0.00
900	± 0.27	± 0.23	± 0.36	0.00	± 1.0	± 3.1	± 3.1	0.00
1000	± 0.28	± 0.23	± 0.36	0.00	± 1.0	± 3.1	± 3.2	0.00
2000	± 0.29	± 0.25	± 0.38	0.00	± 1.1	± 3.3	± 3.4	0.00
3000	± 0.30	± 0.25	± 0.39	0.00	± 1.1	± 3.3	± 3.4	0.00
4000	± 0.30	± 0.26	± 0.40	0.00	± 1.1	± 3.4	± 3.5	0.00
5000	± 0.31	± 0.26	± 0.40	0.00	± 1.2	± 3.4	± 3.5	0.00

BIJLAGE 3 Verzuimcijfers, variantie, skewness en kurtosis naar bedrijfsklasse

a) Meldingsfrequentie Mftot (MF1/7):

SBI*	n	mean	variance	skewness	kurtosis
20/21	1887	1.79 (.85)	4.52 (2.19)	2.00 (2.79)	6.05 (10.78)
26	2615	1.61 (.78)	3.16 (1.66)	1.95 (3.02)	6.95 (15.14)
29	4818	1.75 (1.08)	5.00 (3.20)	2.92 (4.18)	19.50 (40.68)
34	1079	1.98 (1.13)	4.94 (2.82)	2.01 (2.57)	6.36 (9.72)
35	80	2.35 (1.55)	5.84 (3.13)	1.38 (1.49)	1.93 (2.10)
36	450	1.74 (.88)	4.36 (1.79)	2.92 (2.46)	16.64 (9.11)
61	271	2.51 (1.50)	8.19 (6.00)	2.21 (3.69)	7.33 (18.84)
96	672	1.95 (1.09)	4.62 (2.68)	1.77 (2.29)	5.82 (7.31)
97	105	2.93 (2.40)	8.22 (6.88)	1.34 (1.71)	2.01 (3.40)
tot.	11995	1.79 (1.00)	4.62 (2.73)	2.49 (3.68)	13.40 (30.36)

b) Verzuimpercentage: V%tot (V%43+):

SBI*	n	mean	variance	skewness	kurtosis
20/21	1887	13.7 (9.13)	513.3 (492.7)	2.46 (2.95)	5.84 (8.30)
26	2615	11.2 (7.0)	392.1 (379.4)	2.94 (3.02)	9.07 (15.14)
29	4818	8.7 (5.1)	304.9 (282.4)	3.46 (4.19)	13.22 (18.37)
34	1079	11.3 (6.9)	395.8 (380.9)	2.93 (3.53)	9.09 (12.57)
35	80	13.8 (9.4)	600.2 (621.8)	2.51 (1.49)	1.93 (2.10)
36	450	8.8 (4.1)	256.0 (211.5)	3.54 (4.70)	14.74 (24.51)
61	271	12.1 (6.4)	366.1 (316.8)	2.53 (3.48)	6.89 (12.77)
96	672	9.9 (5.7)	265.0 (231.4)	2.71 (3.52)	8.76 (14.19)
97	105	6.6 (2.8)	106.0 (92.3)	3.22 (4.54)	13.71 (24.16)
tot.	11995	10.4 (6.3)	365.8 (343.7)	3.04 (3.67)	9.89 (13.80)

* SBI-20/21: Voedings- en genotmiddelenindustrie; SBI-26: Papier- en papierwarenindustrie; SBI-29: Chemische industrie; SBI-34: Metaalproductenindustrie; SBI-35: Machineindustrie; SBI-36: Elektrotechnische industrie; SBI-61: Groothandel; SBI-96: Sport en recreatie; SBI-97: Bedrijfs- en werknemersorganisaties, researchinstellingen en overige sociale organisaties

EEN SELEKTIE UIT DE CCOZ-PUBLIKATIES

PRAKTIJKREEKS

De Arbeidsomstandighedenwet, V.Chr. Vrooland, 2e (gewijzigde) druk, oktober 1984, 84 blz. f 14,25 (best.nr 0350)

Met wettekst.

Arbeid en gezondheid in de jaren tachtig, V.Chr. Vrooland, mei 1984, 64 blz. f 11,50 (best.nr 0317)

Arbeid en gezondheid, de arbeidsomstandighedenwet, werkgevers, werknemers en overheid, het overleg binnen de onderneming.

Kwaliteit van arbeid en organisatie, B.G.M. Ris, V.Chr. Vrooland (red.), R.J. van Amstel, H.H.W. den Hartog, W. Masselink en C.G. Zandvliet, mei 1984, 104 blz. f 13,75 (best.nr 0309)

Veranderen in de praktijk.

Het gebruik van ziekteverzuimregistratie in de praktijk, J.G.J. Burger en R. Prins, mei 1984, 64 blz. f 12,50 (best.nr 0287)

Ziekteverzuimbeleid in de praktijk, M. van Putten, N. Steinweg en V.Chr. Vrooland, april 1982, 128 blz. f 21,- (best.nr 0031)

Een overzicht van uiteenlopend beleid in vijftig werkorganisaties.

Rekenregels, R. Prins en J.J. Chr. Verhulst, januari 1978, 24 blz. f 4,25 (best.nr 0015)

Handleiding voor het berekenen van enkele ziekteverzuimcijfers.

FORUMREEKS

Arbeid en arbeidsomstandigheden, V.Chr. Vrooland (red.), april 1986, 100 blz. f 14,- (best.nr 0481)

Een internationale beleidsoriëntatie.

Sociale innovatie en automatisering, V.Chr. Vrooland (red.), april 1986, 80 blz. f 12,75 (best.nr 0499)

Naar doelmatigheid en kwaliteit van de arbeid.

Ziekteverzuimbeleid, werk en gezondheid, H.O. Steensma en V.Chr. Vrooland (red.), april 1986, 80 blz. f 12,75 (best.nr 0507)

Drie voorbeeldprojecten.

Automatiseren gaat niet vanzelf, H.O. Steensma, V.Chr. Vrooland (red.) e.a., maart 1987, 200 blz. f 42,50 (best.nr 0554)

Een overzicht van nieuwe theorie, praktische invoeringservaringen en toekomstig beleid.

WETENSCHAPPELIJKE RAPPORTEN

Werken en zwangerschap: een zware bevalling?, D.E. Lenshoek, R.J. van Amstel, H. Tuynenburg en H.J. Kruidenier, september 1986, 92 blz. f 11,50 (excl. adm.kosten) (best.nr 0909)

Structuur en ontwikkeling van het ziekteverzuim tijdens de zwangerschap en direct na de bevalling. Uitgave van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.

Zwangerschap, moederschap in combinatie met betaalde arbeid, R.J. van Amstel, D.E. Lenshoek en H.J. Kruidenier, september 1986, 216 blz. f 25,- (excl. adm.kosten) (best.nr 0917)

Een onderzoek onder vrouwen met een kind van 0-1 jaar in Nederland, naar de arbeidsmarktparticipatie tijdens de zwangerschap en na de bevalling en naar de wijze waarop men het geven van borstvoeding heeft gecombineerd met het werk. Uitgave van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.

Winst voor werk en organisatie, H.O. Steensma, V.Chr. Vrooland (red.) e.a., april 1986, 180 blz. f 16,50 (best.nr 0465)

Nieuwe wegen voor bedrijfsleven en overheid.

Vernieuwing van werk en organisatie, W. Masselink en C.G. Zandvliet, april 1986, 104 blz. f 16,25 (best.nr 0473)

Een voorbeeld uit de industrie.

Arbo in praktijk bij de overheid, H.H.W. den Hartog en R.J. van Amstel, februari 1986, 80 blz. f 14,- (best.nr 0457)

Het project Werk Welzijn en Gezondheid bij Rijkswaterstaat.

De ontwikkeling van het verzuim in Nederland, B.J. Vrijhof, mei 1986, 92 blz. f 14,75 (best.nr 0511)

Curatieve gezondheidszorg, ziekteverzuim en arbeidsongeschiktheid, P.C. Buijs, januari 1985, 384 blz. f 25,75 (best.nr 0376)

Arbeid en gezondheid in de metaalproductenindustrie, N. Terra, M. Ziekemeijer (red.), R. Fortuin en V.Chr. Vrooland, mei 1984, 168 blz. f 13,75 (best.nr 0244)

Een sectorbeschrijving.

Weekpatronen, B.J. Vrijhof, februari 1985, 100 blz. f 14,75 (best.nr 0384)

De invloed van het weekend op het ziekteverzuim.

De duur van verzuimgevallen, B.J. Vrijhof, maart 1985, 76 blz. f 13,50 (best.nr 0392)

Suggesties voor een indeling.

Achtergronden van het ziekteverzuim van cursisten aan de Centra voor Vakopleiding van Volwassenen, E.C. Schokking-Siegerist, A.H. Nieuwland en M. Verschuren, juni 1985, 152 blz. f 15,- (excl. adm.kosten) (Uitgave Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid)

Vershil in WAO-toetredingsrisico, F. van Dijk, D.A. van Haselen en D.E. Lenshoek, juni 1985, inclusief supplement, D.E. Lenshoek, maart 1987, 78 blz. f 21,25 (best.nr 0414)

Trends in Organization Development, J.T. Allegro en H.O. Steensma (Eds), juni 1985, 64 blz. f 13,25 (best.nr 0406)

Het werkt anders, B. Tappèl en N. Terra, april 1986, 296 blz. f 59,- (excl adm.kosten) (best.nr 0180)

Een overzicht van maatregelen tegen veel voorkomende problemen met de kwaliteit van arbeidsplaatsen in de industrie. Ook als afzonderlijke deelrapporten per sector beschikbaar. Uitgave van het Directoraat-Generaal van de Arbeid.

Ziekteverzuimverschillen: toeval of niet?, B.J. Vrijhof, maart 1987, 78 blz. f 19,75 (best.nr 0546)

JAARLIJKE UITGAVEN

Inventarisatie 1986, L.M. Konijnenberg, november 1986, 156 blz. f 20,25 (best.nr 0538)

Een inventarisatie van onderzoek naar de relatie mens-werk-gezondheid.

Kwantitatief ziekteverzuimonderzoek, P.G. Willemsen, januari 1986, 31 blz. f 7,50 (best.nr 0211)

Literatuuroverzicht.

Ziekteverzuim 1981-1985, B.J. Vrijhof, oktober 1986, 88 blz. f 12,- (best.nr 0520)

Cijfers uit het informatiesysteem van de Stichting CCOZ.

* prijzen inclusief administratie- en verzendkosten.

Een complete fondsjist is op aanvraag verkrijgbaar.

