

Consequenties van standaardisatie naar leeftijd voor de ziekteverzuimcijfers der bedrijven

door Dr. Meindert J. W. de Groot en P. van Leeuwen, medewerkers van de afdeling Statistiek van het Nederlands Instituut voor Praeventieve Geneeskunde

In de jaarverslagen van de Diagnosestatistiek van het Nederlands Instituut voor Praeventieve Geneeskunde werd tot dusverre de algemene gewoonte gevolgd, de verhoudingscijfers te specificeren naar leeftijdsgroepen en geslacht. Op deze wijze werd de storende invloed van verschillen in de samenstelling van het personeel bij de deelnemende bedrijven grotendeels ondervangen. Deze methode heeft evenwel het bezwaar dat men met *reeksen* van getallen te doen heeft, waardoor het moeilijk kan zijn het totaalbeeld van een bedrijf te typeren. In het bijzonder kan het lastig zijn een samenvattende conclusie te formuleren, als bij vergelijking tussen twee bedrijven de verschillen per leeftijdsklasse nu eens ten gunste van het ene, dan weer ten gunste van het andere bedrijf uitvallen. Dit bezwaar kan ondervangen worden door de cijfers naar leeftijd te standaardiseren. Met deze procedure hebben wij de mogelijkheid de uitkomsten, voor elke verzuimgrootheid, in één enkel, goed vergelijkbaar cijfer samen te vatten.¹⁾

Ten einde enig inzicht te verkrijgen in de praktische consequenties van deze procedure werden op de Afdeling Statistiek van het N.I.P.G. naar leeftijd gestandaardiseerde cijfers berekend voor de verzuimfrequentie (210) en voor het gemiddeld verzuim (211) per man van de bedrijven, die in 1957 hebben deelgenomen aan de Diagnosestatistiek.²⁾

De gestandaardiseerde cijfers werden volgens twee methoden — de zgn. directe en de indirecte — berekend, waarbij alleen de mannelijke werknemers in de berekeningen werden betrokken. Nagegaan werd de grootte en de spreiding van de verschillen met de niet-gestandaardiseerde cijfers; voorts in hoeverre de standaardisatie veranderingen teweeg bracht in de oorspronkelijke rangorde der bedrijven naar de hoogte hunner verzuimcijfers. Tenslotte werd onderzocht welke van de beide methoden van standaardisatie in het geval van de Diagnosestatistiek de voorkeur verdient.

Directe standaardisatie

„Om deze methode te kunnen toepassen moeten van de geobserveerde groep bekend zijn de verzuimgrootheden voor beide geslachten en de verschillende leef-

¹⁾ Een uitvoerige beschrijving van de standaardisatiemethodes, met toepassing op de sterftestatistiek, vindt men in „Principles of Medical Statistics” van Prof. A. Bradford Hill; The Lancet Ltd., London, 1955, 6th ed., p. 207 e.v.

²⁾ De codecijfers (210) en (211) zijn ontleend aan het Rapport van de Normalisatie Commissie van de Gezondheidsraad, gepubliceerd in „Verslagen en mededelingen betreffende de volksgezondheid” (jan. 1960. No. 1).

tijdsgroepen afzonderlijk. Hieruit worden nu berekend de verzuimgrootheden voor een fictieve standaardpopulatie, die bestaat uit één man en één vrouw van elk geboortejaar, overeenkomend met de leeftijden van 15 tot en met 64 jaar. De aldus verkregen zgn. aequivalente verzuimgrootheden behoren dus niet bij een reële bevolkingsgroep, maar dienen uitsluitend om een vergelijking tussen verschillende bedrijven of tussen verschillende bedrijfsonderdelen mogelijk te maken."

Aldus luidt de tekst uit de paragraaf over standaardisatie in het rapport van de Subcommissie tot Normalisatie van Termen, Eenheden en Verhoudingsmaten uit de Ziekteverzuim- en Uitkeringsstatistiek, een Subcommissie van de Nationale Commissie voor de Gezondheidsstatistiek uit de Gezondheidsraad. De betreffende paragraaf werd destijds aan de hand van het voorbeeld van Bradford Hill (zie voetnoot blz. 220) opgesteld door het lid van de Subcommissie Dr. G. J. Fortuin.

In de hier overgenomen beschrijving wordt dus gesproken van een standaardpopulatie met een gelijk aantal personen in elke — even grote — leeftijdsgroep, waarbij is aangenomen dat deze telkens voor de helft uit mannen en voor de helft uit vrouwen bestaat. Zo bevinden zich bijv. in de leeftijdsklasse van 15—24 jaar, 10 mannen en 10 vrouwen. Door deze eenvoudige opzet wordt het rekenwerk tot een minimum gereduceerd. Het spreekt intussen vanzelf dat men bij de keuze van een, immers fictieve, standaardbevolking ook van een andere populatie zou kunnen uitgaan. Gezien het doel van het onderhavige onderzoek, waarbij de twee methodes worden vergeleken, was het noodzakelijk dezelfde standaardgegevens te gebruiken. Mede op grond van het praktische oogmerk — de consequenties van standaardisatie voor de Diagnosestatistiek van het N.I.P.G. — zijn wij daarom uitgegaan van de totaalcijfers van deze statistiek.

Volgens de gegevens uit het Jaarverslag over 1957 gaf deze groep de volgende eindtotalen te zien:

TABEL 1. Aantal werknemers en verzuimcijfers per leeftijdsgroep. Diagnosestatistiek N.I.P.G.; Jaarverslag over 1957.

Leeftijdsklasse	Aantal werknemers	Verz. frequentie p. man	Gem. verzuim p. man
15—24 jaar	21.901	1.25	10.08
25—34 jaar	31.984	1.30	13.31
35—44 jaar	27.633	1.20	15.52
45—54 jaar	20.576	1.08	18.10
55—64 jaar	13.292	1.00	23.45
Alle leeftijden	115.386	1.19	15.25

Standaardisatie van verzuimcijfers

Op grond van deze leeftijdsverdeling werd nu de volgende STANDAARDPOPULATIE gekozen:

15—24 jaar	190 mannen
25—34 jaar	277 mannen
35—44 jaar	240 mannen
45—54 jaar	178 mannen
55—64 jaar	115 mannen
totaal	1000 mannen

Bij het gebruik van deze standaardpopulatie wordt dus verondersteld dat eventuele verschillen *binnen* de klassen van 10 jaren verwaarloosd kunnen worden.

Berekening volgens de directe methode

Bij de directe standaardisatie gaat men uit van de voor afzonderlijke leeftijdsgroepen bij de geobserveerde werknemersgroep gevonden verzuimcijfers. Aan deze cijfers wordt nu een 'standaardgewicht' toegekend gelijk aan de bezetting in de betreffende leeftijdsklasse van de gekozen standaardpopulatie. De naar leeftijd gestandaardiseerde verzuimgrootte verkrijgt men nu door de som der producten van de gevonden verzuimgrootte en zijn bijbehorend gewicht te delen door de som van de gewichten, dus door de totale sterkte der standaardpopulatie.

Noemen wij de direct gestandaardiseerde verzuimfrequentie van alle gezamenlijke mannelijke werknemers van een bedrijf $Fr^s_{(d)}$, dan is

$$Fr^s_{(d)} = \Sigma (p^{st} \cdot fr^w) : P^{st} \quad (1)$$

waarin p^{st} = de bezetting per leeftijdsklasse in de standaardpopulatie.

fr^w = de waargenomen frequentie in een leeftijdsklasse van het betrokken bedrijf

P^{st} = de totale sterkte van de standaardpopulatie.

Op analoge wijze geldt voor het gestandaardiseerd gemiddeld verzuim

$$GV^s_{(d)} = \Sigma (p^{st} \cdot gv^w) : P^{st} \quad (2)$$

Voorbeeld van berekening van $Fr^s_{(d)}$ voor bedrijf X:

Bedrijf X

leeftijdsklasse	waargenomen frequentie in bedr. X (fr^w)	standaardsterkte per leeftijdsklasse (p^{st})	$p^{st} \cdot fr^w$
15—24 jaar	1.27	190	241.30
25—34 jaar	1.01	277	279.77
35—44 jaar	1.00	240	240.00
45—54 jaar	0.91	178	161.99
55—64 jaar	0.72	115	82.80
alle mann. werkn.	$Fr^w = 0.99$	$\Sigma p^{st} = P^{st} = 1000$	$\Sigma (p^{st} \cdot fr^w) = 1005.86$

Volgens formule (1) is dus $Fr^s_{(d)} = 1.006$ verzuimen per man per jaar.

Het verschil met de waargenomen frequentie Fr^w bedraagt dus

$$Fr^w - Fr^s_{(d)} = -0.016 \text{ verzuimen per man per jaar.}$$

TABEL 2 Verzuimfrequentie (210) en Gemiddeld Verzuim (211), per man, vóór en na Standaardisatie. Mannelijke werknemers, Diagnosestatistiek N.I.P.G. 1957.

Bedr. code	Fr ^w (210) (1)	Fr ^s _(d) (2)	Fr ^s ₍₁₎ (3)	GV ^w (211) (4)	GV ^s _(d) (5)	GV ^s ₍₁₎ (6)	Gem. sterkte in 1957 (7)
10.002	1.23	1.26	1.25	18.50	17.24	17.39	4209
10.003	1.43	1.49	1.46	15.82	14.87	15.75	5673
10.004	1.47	1.42	1.45	21.73	20.17	20.47	1163
10.007	1.39	1.40	1.38	19.63	19.80	19.47	984
10.008	1.07	1.08	1.08	21.49	21.04	20.81	442
10.010	1.48	1.54	1.50	18.91	18.52	18.10	211
10.012	1.41	1.44	1.42	16.36	15.98	15.70	725
10.013	1.62	1.67	1.66	24.39	22.40	22.43	4656
10.015	1.41	1.42	1.41	16.36	16.62	16.44	2652
10.016	1.43	1.44	1.43	19.11	19.31	19.15	254
Scheepsb.	1.42	1.46	1.44	19.04	18.01	17.99	20969
11.001	0.99	1.01	1.00	14.03	13.71	13.60	10494
11.002	1.28	1.30	1.25	13.08	14.04	14.00	2181
11.005	1.82	1.74	1.76	15.01	16.21	16.03	556
11.006	1.37	1.33	1.34	12.09	12.28	12.62	1610
11.007	1.28	1.26	1.25	14.12	13.69	14.52	312
11.018	1.47	—	1.40	18.06	—	20.04	160
11.032	1.27	—	1.20	17.26	—	20.02	236
Techn. App.	1.11	1.12	1.11	13.82	13.81	13.80	15549
12.011	1.05	—	1.00	17.39	—	20.37	109
12.023	1.95	1.92	1.95	19.83	19.54	19.90	263
12.101	1.53	1.54	1.52	14.77	15.35	15.36	510
12.105	1.82	1.78	1.76	18.22	20.11	19.44	1854
12.108	1.74	1.72	1.69	19.72	20.61	21.31	548
12.122	1.46	1.42	1.43	16.94	18.63	18.46	282
12.126	1.52	1.50	1.50	15.33	16.36	16.60	181
12.205	1.12	1.15	1.13	15.62	15.51	15.23	690
12.303	1.20	1.21	1.22	24.23	23.52	22.72	1495
12.309	2.09	2.18	2.13	31.15	30.33	29.35	438
12.310	1.52	1.51	1.52	26.79	27.31	27.17	374
12.312	1.36	1.41	1.38	20.23	20.21	19.37	541
12.314	1.45	1.51	1.46	25.35	24.44	24.24	1034
12.320	1.12	1.13	1.10	12.46	13.53	13.18	709
Metaal	1.49	1.49	1.48	20.31	20.42	20.44	9028

Bedr. code	Fr ^w (210) (1)	Fr ^s _(d) (2)	Fr ^s ₍₁₎ (3)	GV ^w (211) (4)	GV ^s _(d) (5)	GV ^s ₍₁₎ (6)	Gem. sterkte in 1957 (7)
19.003	1.13	1.09	1.15	26.47	22.19	25.14	139
19.026	1.65	1.65	1.65	21.75	21.76	21.75	1685
G.E.W.	1.61	1.62	1.61	22.11	22.00	22.02	1824
21.001	1.69	1.67	1.68	18.81	18.69	18.86	1651
21.002	1.62	1.64	1.61	22.13	22.34	22.24	1220
21.003	1.18	1.18	1.18	20.73	20.36	20.27	1942
21.004	0.97	0.98	0.97	13.13	12.81	12.66	1740
21.005	0.87	—	0.82	8.52	—	9.57	1444
21.006	1.07	—	1.00	8.10	—	9.54	330
21.007	1.43	1.43	1.43	22.62	22.04	22.19	2125
Rayon	1.28	1.27	1.26	17.63	17.87	17.75	10452
22.001	1.38	1.38	1.38	18.99	19.58	19.50	562
22.018	1.10	1.05	1.07	12.68	13.97	13.74	331
22.023	1.02	1.04	1.03	16.77	15.25	16.00	92
22.044	1.17	1.13	1.16	16.36	17.76	17.33	669
22.045	1.11	1.06	1.09	14.27	14.15	15.09	707
22.047	1.07	1.09	1.07	25.32	25.79	25.30	227
22.051	0.81	—	0.78	8.50	—	10.10	160
Textiel	1.15	1.12	1.13	16.21	17.02	17.06	2748
29.001	0.91	0.91	0.90	9.92	9.90	10.03	755
29.002	0.95	0.93	0.96	15.97	14.90	15.74	496
20.003	1.05	1.08	1.06	20.46	19.22	19.49	540
29.004	1.19	1.25	1.22	21.37	20.39	19.64	1033
29.005	1.22	1.27	1.24	17.66	16.88	16.60	624
Papier	1.08	1.10	1.09	17.27	16.52	16.52	3448
30.017	1.71	1.93	1.75	21.59	20.84	19.62	760
30.025	0.84	0.81	0.83	9.74	9.32	10.13	482
30.029	0.89	0.88	0.90	16.35	15.59	15.99	996
30.030	0.90	0.87	0.90	16.81	17.26	17.58	375
Levensm.	1.12	1.14	1.13	16.72	16.38	16.33	2613
40.001	1.18	1.18	1.17	15.29	15.30	15.41	459
40.005	1.59	1.59	1.58	16.42	16.51	16.35	171
40.014	1.05	1.06	1.05	15.34	14.85	14.92	938
40.017	0.89	0.91	0.92	20.65	18.19	18.51	237
Chemie	1.11	1.13	1.11	16.13	15.81	15.69	1805

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
41.001	1.60	1.56	1.58	23.56	23.14	23.87	908
41.004	1.32	1.29	1.30	19.06	19.17	19.77	653
41.005	1.54	1.66	1.56	17.61	17.21	16.77	879
L.W.R.	1.50	1.52	1.50	20.21	19.94	20.14	2440
51.001	0.48	0.50	0.50	10.31	8.20	9.05	191
51.002	1.16	—	1.24	24.76	—	20.63	146
51.101	0.80	0.80	0.80	10.61	11.00	10.99	26270
Bouwnijv.	0.80	0.80	0.80	10.69	11.06	11.05	26607
60.001	1.91	1.91	1.90	18.74	18.61	18.68	3266
60.205	1.11	1.09	1.09	11.91	11.77	12.15	901
Vervoer	1.74	1.72	1.73	17.26	16.99	17.29	4167
80.002	1.78	1.71	1.72	10.40	10.97	11.42	2092
Zuiv. Adm.	1.78	1.71	1.72	10.40	10.97	11.42	2092
81.002	0.62	—	0.64	16.34	—	14.34	53
81.026	0.90	0.88	0.96	14.89	10.60	12.40	1193
81.032	0.68	—	0.70	10.56	—	9.32	72
81.101	1.68	—	1.68	27.31	—	26.29	74
81.102	1.54	1.50	1.51	16.39	17.67	17.01	1546
Gem. Adm.	1.24	1.27	1.26	15.91	14.98	14.88	2938
82.101	1.02	1.02	1.04	10.05	9.20	9.40	319
82.102	1.13	—	1.08	12.04	—	13.65	94
82.103	1.11	—	1.10	16.84	—	17.74	55
82.105	1.13	—	1.08	14.78	—	16.56	85
82.126	0.84	—	0.81	9.95	—	10.93	43
82.129	1.00	—	0.98	8.02	—	8.58	113
82.132	0.72	0.75	0.73	8.27	8.14	7.86	322
82.144	0.83	—	0.80	6.81	—	7.35	162
82.199	0.73	0.79	0.70	7.77	9.65	8.59	2808
82.203	0.53	0.60	0.54	4.39	4.61	4.10	337
82.204	1.27	1.25	1.26	11.20	11.05	11.15	258
82.403	0.98	—	0.94	5.90	—	6.85	155
82.406	1.60	1.59	1.59	17.28	18.48	17.53	245
82.610	1.42	1.46	1.38	11.39	12.11	11.95	2496
Bedr. Adm.	1.04	1.05	1.01	9.63	10.41	10.15	7597

Bedr. code	Fr ^w (210)	Fr ^s _(d)	Fr ^s ₍₁₎	GV ^w (211)	GV ^s _(d)	GV ^s ₍₁₎	Gem. sterkte in 1957
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
99.005	1.12	1.13	1.11	13.11	13.56	13.15	102
99.013	1.47	1.47	1.44	11.42	12.01	12.10	198
99.016	1.34	1.31	1.33	12.62	12.96	13.06	294
99.017	1.12	1.11	1.11	12.35	12.94	12.79	307
99.028	1.00	—	0.99	10.39	—	11.32	208
Ov. Bedr.	1.22	1.21	1.21	11.96	12.53	12.51	1109
Alle Bedr.	1.19	1.19	1.19	15.25	15.25	15.25	115386

Resultaten

In tabel 2 vindt men in de kolommen (2) en (5) een, wegens de beschikbare plaatsruimte verkort, overzicht van de gestandaardiseerde verzuimgrootheden. De volledige tabel, die de gegevens van een groot aantal bedrijven bevat, wordt voor belangstellenden gaarne beschikbaar gesteld. In de genoemde kolommen zijn alleen die bedrijven opgenomen, die in 1957 minstens een gemiddelde bezetting van 10 man in elke leeftijdsgroep hebben gehad. De reden van deze beperking is de volgende: bij zeer kleine bezettingen zijn grote toevalsfluctuaties te verwachten in de over opeenvolgende perioden berekende verzuimgemiddelden. De betrouwbaarheid van de uitkomsten is in deze gevallen zeer gering. Gaat men nu op basis van deze cijfers standaardiseren dan zal, als het gewicht van de overeenkomstige standaardgroep relatief groot is, ook de onbetrouwbaarheid toenemen. Immers ook de fout wordt met het standaardgewicht gemultipliceerd. De hier met betrekking tot de betrouwbaarheid aangehouden minimumgrens van 10 man per leeftijdsklasse is uiteraard arbitrair. Wij komen nog terug op de consequenties van deze keuze.

De tabel laat zien dat er in het algemeen een behoorlijke overeenkomst bestaat tussen de waargenomen en de direct gestandaardiseerde cijfers. De meeste bedrijven hebben klaarblijkelijk een leeftijdsopbouw van hun mannelijk personeel, die procentueel maar weinig afwijkt van die der standaardpopulatie. Toch zijn er soms belangrijke verschillen. Zo bijv. het niet in de beknotte tabel 2 opgenomen bedrijf 81.026, waarvan de procentuele leeftijdsopbouw als volgt is:

Leeftijdsklassen	Procentuele leeftijdsopbouw	
	Bedrijf 81.026	Standaardpopulatie
15-24 jaar	3.1	19.0
25-34 jaar	15.4	27.7
35-44 jaar	19.0	24.0
45-54 jaar	30.8	17.8
55 en ouder	31.7	11.5
	100.0	100.0

Men ziet dat 81.026 in 1957, in vergelijking tot de standaardpopulatie, relatief veel minder jongeren en veel meer ouderen in dienst had. Het is dan ook niet vreemd dat het gestandaardiseerde verzuim hier een verschil te zien geeft met het waargenomen cijfer van ruim 4 dagen per man per jaar ($GV^w = 14.89$ dagen, $GV^s_{(d)} = 10.60$ dagen).

Men zou wellicht hebben verwacht dat de overeenkomst tussen de waargenomen en de gestandaardiseerde verzuimcijfers in het algemeen beter zou zijn bij de zeer grote bedrijven dan bij de kleine, omdat de samenstelling van de standaardpopulatie immers ontleend is aan de totale personeelsopbouw van de Diagnosestatistiek, waaraan de grote bedrijven ook de grootste bijdrage hebben geleverd. Dit blijkt evenwel niet het geval te zijn: de tabellen 3 en 4 laten zien, dat ook de kleine bedrijven in hun leeftijdsopbouw voor het merendeel zeer goed aansluiten bij de standaardpopulatie.

TABEL 3. Verschillen tussen Fr^w en $Fr^s_{(d)}$, en bedrijfsgrootte.

verschillen tussen Fr^w en $Fr^s_{(d)}$	personeelsterkten mannelijke werknemers					
	≤ 300	301—500	501—1000	1001—2000	> 2000	totaal
—0.220			1			1
—0.136/—0.165			—			—
—0.106/—0.135			1			1
—0.076/—0.105		1				1
—0.046/—0.075	1	1	2	2	3	9
—0.016/—0.045	4	1	3	1	4	13
+0.015/—0.015	5	5	7	4	4	25
+0.016/+0.045	6	4	5	5		20
+0.046/+0.075		1	1	1	1	4
+0.076/+0.105			1			1
+0.106/+0.135						—
+0.136/+0.165						—
	16	13	21	13	12	75

In tabel 3 valt verder op dat het effect van leeftijdsstandaardisatie voor de *verzuimfrequentiecijfers* — althans voor de mannelijke werknemers van de 75 bedrijven met meer dan 10 werknemers per leeftijdsklasse — maar zeer gering is: bij 58 van de 75 bedrijven is het verschil nog geen 5 verzuimen per 100 man per jaar, wat neerkomt op een 'verbetering van de vergelijkbaarheid' van minder dan 5% (in 1957 bedroeg de gemiddelde verzuimfrequentie van alle gezamenlijke bedrijven 120 per 100 mannelijke werknemers). Uit tabel 4 blijkt dat het effect van de directe standaardisatie voor het *gemiddeld verzuim* groter is. De spreiding is hier groter en bij 29 bedrijven bedraagt de 'winst aan vergelijkbaarheid' 5% en meer (in 1957 was het algemeen cijfer voor het gemiddeld verzuim 1525 dagen per 100 man). De woorden 'verbetering' en 'winst' zijn met opzet tussen aanhalingstekens geplaatst, omdat —

TABEL 4. Verschillen tussen GV^w en $GV^s_{(d)}$, en bedrijfsgrootte.

verschillen tussen GV^w en $GV^s_{(d)}$	personeelsterkten mannelijke werknemers					
	≤ 300	301—500	501—1000	1001—2000	> 2000	totaal
—1.76/—2.25				1	1	2
—1.26/—1.75	1	1	1	1		4
—0.76/—1.25	2		3		1	6
—0.26/—0.75	4	3	2		4	13
+0.25/—0.25	3	3	7	4	1	18
+0.26/+0.75	2	3	5	3	2	15
+0.76/+1.25		3	3	2	1	9
+1.26/+1.75	1			1	1	3
+1.76/+2.25	1				1	2
+2.26/+2.75	1					1
+2.76/+3.25						
+3.26 of meer	1			1		2
	16	13	21	13	12	75

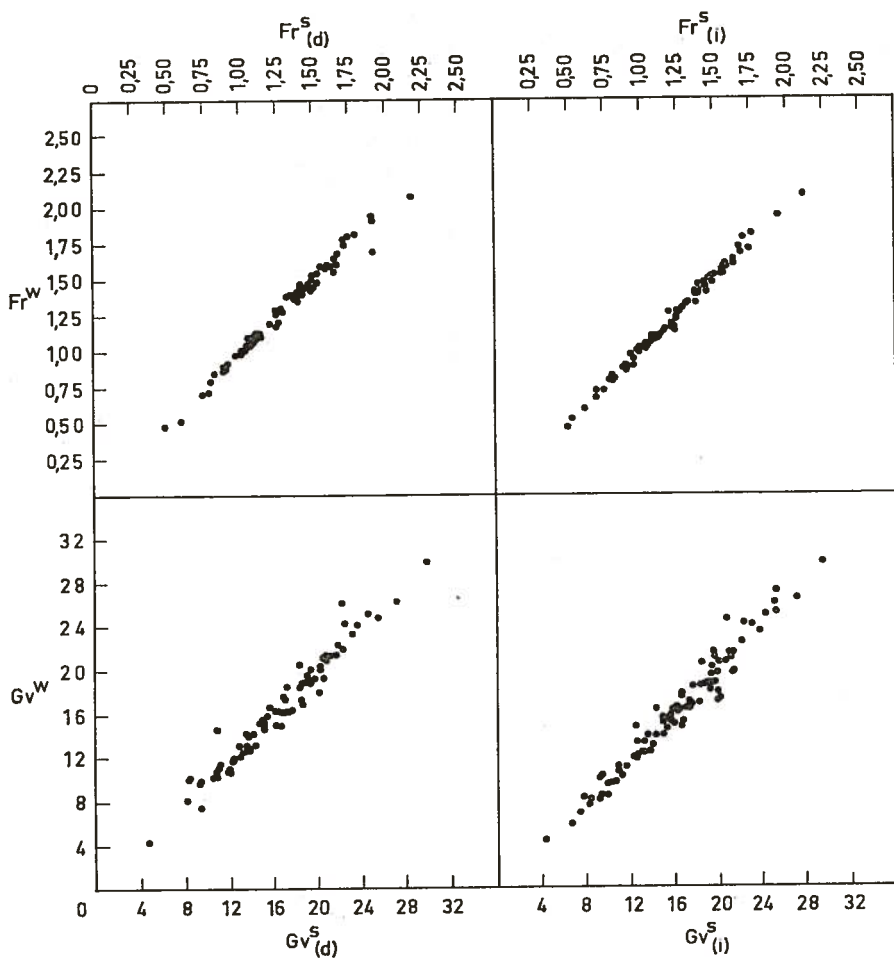
zoals wij later zullen zien — de vergelijkbaarheid lang niet altijd wordt bevorderd door de toepassing van de *directe* standaardisatie. Dit geldt in het bijzonder voor de bij kleine populaties uiterst wisselvallige (en daardoor onbetrouwbare) cijfers over het gemiddeld verzuim (211).

De correlaties tussen de waargenomen en direct gestandaardiseerde verzuimgrootheden zijn in de linkerhelft van tableau 1 weergegeven.

Uit de gevonden uitkomsten blijkt wel dat men van de directe standaardisatie — en we zullen later zien dat dit ook voor de indirecte standaardisatie geldt — geen spectaculaire verschuivingen moet verwachten in de rangorde der bedrijven naar de hoogte hunner verzuimcijfers. We hebben dit per bedrijfsgroep voor beide verzuimgrootheden nagegaan, waarbij wij ons beperkt hebben tot de bedrijfsgroepen met minstens vier bedrijven. Hierbij bleken zich met uitzondering van slechts twee gevallen, geen veranderingen te hebben voorgedaan in de extreme posities: dwz., dat de bedrijven met zeer gunstige of juist zeer ongunstige verzuimcijfers na eliminatie van de leeftijdsinvloed hun extreem gunstige, resp. ongunstige positie in de rangorde hebben behouden. In de middengroepen werden enkele weinig betekenende verschuivingen aangetroffen bij sommige bedrijven wier waargenomen verzuimcijfers reeds dicht bij elkaar lagen. In het geheel geen verandering van volgorde trad op in de

Standaardisatie van verzuimcijfers

TABLEAU 1. Correlatie tussen de verzuimcijfers, voor en na standaardisatie (links directe, rechts indirecte methode). Gegevens ontleend aan tabel 2.



frequentiecijfers van de Bedrijfsadministratie en van de groepen Rayon, Papier en Chemie. De rangorde der bedrijven naar hun gemiddeld verzuim bleef ongewijzigd in de bedrijfsgroep Levensmiddelen en wederom Papier.

Het gebruik van rangnummers bij de vergelijking van de verzuimsituatie in een bepaald bedrijf met die in andere bedrijven uit dezelfde bedrijfsgroep

verdient in het algemeen geen aanbeveling. Men kan hiervoor beter de werkelijke cijfers gebruiken. In de rangorde immers kan al een verschuiving optreden bij op zichzelf volkomen onbetekenende fluctuaties in de verzuimcijfers, terwijl het aan de andere kant ook mogelijk is dat zich belangrijke verschillen hebben voorgedaan zonder dat deze een wijziging in de volgorde teweeg hebben gebracht. Hetzelfde geldt voor de beoordeling van de leeftijdsinvloed door middel van standaardisatie. Gaat men hierbij af op de verschuivingen in de rangorde vóór en na deze procedure, dan kan dit een onjuiste indruk geven. Een voorbeeld is het in tabel 2 niet opgenomen bedrijf 19.003, dat na de directe standaardisatie slechts één plaats is opgeschoven, niettegenstaande de zeer grote invloed van de leeftijdsopbouw ($GV^w - GV^s_{(d)} = + 4.28$ of circa 16% van de waargenomen waarde).

Aan het slot van de paragraaf over de directe methode volgt thans nog een overzicht van de consequenties die deze methode heeft voor die bedrijven, waarvan de sterkte in een of meer leeftijdsklassen in 1957 gemiddeld kleiner was dan 10 man. De verschillen tussen de waargenomen en gestandaardiseerde cijfers blijken hier soms aanzienlijk te zijn (zie tabel 5). Door het medewe-

TABEL 5. Verzuimfrequentie (210) en Gemiddeld Verzuim (211), per man, vóór en na Directe Standaardisatie. Bedrijven met een bezetting in een of meer leeftijdsklassen van minder dan 10 man.

Bedr. code	Fr ^w	Fr ^s _(d)	Fr ^w -Fr ^s _(d)	GV ^w	GV ^s _(d)	GV ^w -GV ^s _(d)	Gem. sterkte in 1957
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
11.018	1.47	1.31	+0.16	18.06	14.93	+ 3.13	160
11.032	1.27	1.18	+0.09	17.26	20.13	— 2.87	236
12.011*	1.05	1.51	—0.46	17.39	36.32	—18.93	109
21.005	0.87	0.94	—0.07	8.52	11.45	— 2.93	1444
21.006	1.07	0.78	+0.29	8.10	6.28	+ 1.82	330
22.051	0.81	0.65	+0.16	8.50	6.24	+ 2.26	160
51.002	1.16	1.35	—0.19	24.76	29.38	— 4.62	146
81.002	0.62	0.80	—0.18	16.34	12.48	+ 3.86	53
81.032	0.68	0.62	+0.06	10.56	9.96	+ 0.60	72
81.101	1.68	2.02	—0.34	27.31	29.48	— 2.17	74
82.102	1.13	1.15	—0.02	12.04	12.00	+ 0.04	94
82.103	1.11	1.04	+0.07	16.84	17.31	— 0.47	55
82.105	1.13	1.27	—0.14	14.78	23.68	— 8.90	85
82.126	0.84	1.10	—0.26	9.95	9.54	+ 0.41	43
82.129	1.00	0.94	+0.06	8.02	7.32	+ 0.70	113
82.144	0.83	0.94	—0.11	6.81	7.60	— 0.79	162
82.403	0.98	0.92	+0.06	5.90	5.29	+ 0.61	155
99.028	1.00	0.91	+0.09	10.39	9.68	+ 0.71	208

* Over de leeftijdsopbouw van het personeel van dit bedrijf waren geen betrouwbare gegevens beschikbaar.

gen van de onbetrouwbaarheid van de voor de slecht bezette leeftijdscategorieën berekende gemiddelden, wordt de werkelijke invloed van de leeftijdsstructuur door allerlei toevallige factoren zodanig overschaduwd, dat de cijfers bij het standaardiseren zeker niet aan betrouwbaarheid hebben gewonnen.

Indirecte standaardisatie

„Deze methode kan worden toegepast, als men weliswaar de samenstelling (naar geslacht en leeftijd) van de geobserveerde groep kent, doch alleen beschikt over de verzuimcijfers van het gehele personeel (dus niet voor de beide geslachten en voor elke leeftijdsgroep afzonderlijk).

Men kiest nu een bepaalde reeks verzuimcijfers als standaard; aanbevolen wordt hiervoor te nemen de cijfers van een grote groep Nederlandse bedrijven, die regelmatig worden gepubliceerd door de Afdeling Statistiek van het Nederlands Instituut voor Praeventieve Geneeskunde te Leiden. Aan de hand van deze standaardverzuimcijfers berekent men nu de verzuimgrootheden voor de eigen geobserveerde groep, zoals die zouden zijn geweest als voor elk geslacht en elke leeftijdsgroep de standaardgrootheden van toepassing waren geweest.

Als nu de samenstelling van de geobserveerde groep gelijk was geweest aan die van de standaardgroep, dan zouden de voor de gehele groep berekende (verwachte) verzuimgrootheden ook gelijk moeten zijn aan die, welke voor de gehele standaardgroep zijn gevonden. Vinden wij een verschil, dan berust dit op een verschil in samenstelling. De invloed van dit verschil in samenstelling wordt geëlimineerd door de in de eigen groep waargenomen verzuimcijfers te vermenigvuldigen met een correctiefactor”

Gezien de toch al gecompliceerde formulering heeft de Normalisatie Commissie, aan wier rapport bovenstaande omschrijving is ontleend, er van afgezien te omschrijven wat deze correctiefactor is. In plaats hiervan wordt in een voorbeeld aangegeven wat men bij de berekening precies moet doen. Dit komt op het volgende neer: de voor de gehele standaardgroep gevonden verzuimgrootheid (Fr^{st} of GV^{st}) staat in een bepaalde verhouding tot de bij de geobserveerde groep verwachte overeenkomstige verzuimgrootheid (Fr^v of GV^v). We weten dat deze verhouding gelijk zou zijn aan 1, als de leeftijdsopbouw van de geobserveerde groep gelijk was aan die van de standaardgroep: immers, voor beide populaties is men uitgegaan van dezelfde standaardverzuimcijfers. Is de gevonden verhouding groter of kleiner dan 1, dan moet dit dus veroorzaakt zijn door een van de standaardgroep afwijkende leeftijdsopbouw. De voor de geobserveerde groep gevonden (waargenomen) verzuimcijfers (Fr^w of GV^w) moeten dus in dezelfde verhouding gecorrigeerd worden om de indirect gestandaardiseerde cijfers voor de geobserveerde groep te vinden ($Fr^s_{(1)}$ en $GV^s_{(1)}$); dus:

$$Fr_{(1)}^s = c^{fr} \cdot Fr^w$$

waarin de correctiefactor $c = \frac{Fr^{st}}{Fr^v}$, en

$$GV_{(1)}^s = c^{gv} \cdot GV^w$$

waarin de correctiefactor $c = \frac{GV^{st}}{GV^v}$.

De correctiefactoren c zijn dus voor verschillende verzuimgrootheden niet gelijk. Dit is niet vreemd, want het effect van een verschil in samenstelling (personeelsopbouw) op de verzuimfrequentie (Fr) zal in het algemeen niet gelijk zijn aan dat op het gemiddeld aantal per werknemer verzuimde dagen (GV).

Berekening volgens de indirecte methode

Bij de indirecte standaardisatiemethode gaat men uit van per leeftijdsgroep gegeven standaardverzuimcijfers. De gestandaardiseerde cijfers van een bedrijf verkrijgt men nu als volgt: men berekent de som der producten van de standaardverzuimcijfers en de daarbij behorende waargenomen sterkten per leeftijdsklasse in het betrokken bedrijf en deelt deze door de totale sterkte. Deze uitkomst moest vervolgens met behulp van de hiervoor beschreven procedure gecorrigeerd worden.

Voor de indirect gestandaardiseerde verzuimfrequentie geldt dus

$$Fr_{(1)}^s = \frac{Fr^{st}}{Fr^v} \times Fr^w \quad (3)$$

waarin Fr^{st} = de verzuimfrequentie van de totale standaardpopulatie,

Fr^w = de waargenomen verzuimfrequentie van de totale bezetting van het betrokken bedrijf

en Fr^v = de verwachte frequentie indien de standaardverzuimfrequenties ook voor het betrokken bedrijf van toepassing zouden zijn geweest.

De berekening van Fr^v geschiedt aldus:

$$Fr^v = \sum (p^w \cdot fr^{st}) : P^w$$

waarin

p^w = de waargenomen bezetting van een leeftijdsklasse van het betrokken bedrijf,

fr^{st} = de standaardfrequentie voor een leeftijdsgroep,

P^w = de totale waargenomen sterkte van het betrokken bedrijf.

Standaardisatie van verzuimcijfers

Op analoge wijze geldt voor het gestandaardiseerd gemiddeld verzuim

$$GV^s_{(1)} = \frac{GV^{st}}{GV^v} \times GV^w \quad (4)$$

waarin: $GV^v = \Sigma (p^w \cdot gv^{st}) : P^w$

Voorbeeld van berekening van $Fr^s_{(1)}$ voor bedrijf Y:

Bedrijf Y

leeftijds- klasse	sterkte per leeft.kl. (p^w)	frequentie per leeft.kl. (fr^w)	standaard- frequ. (fr^{st})	$p^w \cdot fr^{st}$
15-24	1913	?	1.25	2391.25
25-34	2556	?	1.30	3322.80
35-44	2155	?	1.20	2586.00
45-54	2324	?	1.08	2509.92
≥ 55	1546	?	1.00	1546.00
totaal	$P^w = 10494$	$Fr^w = 0.99$	$Fr^{st} = 1.19$	$\Sigma (p^w \cdot fr^{st}) = 12355.97$

Volgens formule (3) is dus $Fr^s_{(1)} = 1.00$

Resultaten

In de kolommen (3) en (6) van tabel 2 zijn de uitkomsten gegeven van de indirect gestandaardiseerde verzuimgrootheden. De betreffende gegevens zijn gebruikt voor de samenstelling van de correlatietableau's op blz. 226. In de rechterhelft zijn alle 93 bedrijven opgenomen die in 1957 aan de Diagnosestatistiek van het N.I.P.G. hebben deelgenomen, dus ook die bedrijven, waarbij de bezetting in een of meer leeftijdsklassen onder de arbitrair gekozen grens viel. Bij de bespreking van de voor- en nadelen der beide methoden zal uiteen worden gezet, waarom er in het geval van de indirecte standaardisatie geen aanleiding bestond de bedrijven met slecht bezette of lege klassen uit te sluiten. Voorlopig zullen wij volstaan met erop te wijzen, dat de verschillen tussen Fr^w en $Fr^s_{(1)}$, respectievelijk die tussen GV^w en $GV^s_{(1)}$ ook bij deze 18 bedrijven betrekkelijk klein zijn in vergelijking tot die tussen Fr^w en $Fr^s_{(d)}$ en tussen GV^w en $GV^s_{(d)}$.

In de tabellen 6 en 7 zijn wederom de verschillen tussen de waargenomen en gestandaardiseerde verzuimgrootheden voor bedrijven met uiteenlopende sterkten weergegeven.

Niettegenstaande de inclusie van de 18 bedrijven die bij de directe methode werden weggelaten, blijkt de spreiding van de verschillen weinig afhankelijk

te zijn van de grootte van het bedrijf. Overeenkomstig de verwachting, is de spreiding in tabel 7 bij de bedrijven ≤ 300 iets groter dan die bij de grotere bedrijven (zie blz. 226).

TABEL 6

Verschillen tussen Fr_w en $Fr_{s(1)}$, en bedrijfsgrootte.

verschillen tussen Fr_w en $Fr_{s(1)}$	personeelsterkten mannelijke werknemers					
	≤ 300	301-500	501-1000	1001-2000	> 2000	totaal
— 0.08	1					1
— 0.07						—
— 0.06				1		1
— 0.05						—
— 0.04		1	1		1	3
— 0.03	1			1	1	3
— 0.02	5	1	3	1	1	11
— 0.01	1	4	4	1	1	11
0	4	2	2	3	3	14
+ 0.01	7	3	4	2	1	17
+ 0.02	2		5	1		8
+ 0.03	5	2		2	2	11
+ 0.04	1				1	2
+ 0.05	3		1	1		5
+ 0.06			1	1	1	3
+ 0.07	2	1				3
	32	14	21	14	12	93

Overwegingen bij de keuze tussen de directe en indirecte methode

In het algemeen is de keuze tussen de directe en indirecte standaardisatie afhankelijk van de volgende overwegingen:

1. welke gegevens zijn beschikbaar?
2. hoe groot is de betrouwbaarheid van die gegevens? Met andere woorden: welke methode levert de grootste winst aan vergelijkbaarheid op?
3. welke het minste rekenwerk?

Ad 1. We hebben gezien dat de directe methode gebonden is aan het beschikbaar zijn van verzuimcijfers voor afzonderlijke leeftijdsgroepen van de geobserveerde werknemerspopulatie en dat voor de toepassing van de indirecte methode de leeftijdsopbouw van deze populatie bekend moet zijn. Zijn beide gegevens voorhanden, dan vervalt dus de sub 1 genoemde overweging.

TABEL 7

Verschillen tussen GV^w en GV^s₍₁₎, en bedrijfsgrootte.

verschillen tussen GV ^w en GV ^s ₍₁₎	personeelsterkten mannelijke werknemers					
	≤ 300	301-500	501-1000	1001-2000	> 2000	totaal
-2.76/-3.25	2					2
-2.26/-2.75						—
-1.76/-2.25	2					2
-1.26/-1.75	4	1	1			6
-0.76/-1.25	5	2	4	2	3	16
-0.26/-0.75	3	4	4	2	2	15
+0.25/-0.25	7	2	3	3	3	18
+0.26/+0.75		4	4	2	2	12
+0.76/+1.25	4		4	1	1	10
+1.26/+1.75	2			3		5
+1.76/+2.25	2	1	1		1	5
+2.26/+2.75				1		1
+2.76/+3.25						—
+3.26/+3.75						—
+3.76/+4.25	1					1
	32	14	21	14	12	93

Ad 2. Hoe kleiner de leeftijdsgroep is waarop de berekende — waargenomen — verzuimgrootheden betrekking hebben, des te geringer is de betrouwbaarheid van de cijfers. De onbetrouwbaarheid wordt zelfs oneindig groot, als het aantal personen in een leeftijdsgroep nul bedraagt. Dit blijkt uit het volgende: stel de sterkte in leeftijdsklasse a van de geobserveerde groep op p^a en het aantal verzuimen in deze klasse op n^a per jaar. Als nu $p^a = 0$, dan is ook

$n^a = 0$ en de frequentie dientengevolge $fr = \frac{n^a}{p^a} = \frac{0}{0}$. Dat wil zeggen, dat

de verzuimfrequentie in deze leeftijdsklasse alle mogelijke waarden kan hebben. Het is dus onjuist deze gelijk aan nul te stellen, waardoor men een vertekend beeld voor de gehele geobserveerde groep zou krijgen.

Maar ook in minder extreme gevallen kan het eindcijfer geïflatteerd of te ongunstig zijn, vooral als men te doen heeft met een relatief grote bezetting in de overeenkomstige leeftijdsgroep van de standaardpopulatie. Bij de directe methode wordt in dit geval de onbetrouwbaarheid van de fr (of van het gv) nog eens gemultipliseerd met een factor gelijk aan de verhouding $p^{st} : p^w$, waarin p^{st} vele malen groter kan zijn dan p^w . Bij de indirecte methode

daarentegen gaan wij uit van een gemiddelde verzuimfrequentie fr^{st} , welke op een zeer grote groep van werknemers is gebaseerd en daarom als redelijk betrouwbaar kan worden beschouwd. De vermenigvuldiging met de kleine p^w legt in dit geval slechts een gering gewicht in de schaal van het bedrijfscijfer, terwijl deze waargenomen sterkte bovendien een reëel gegeven is.

Als $p^w = 0$, dan is bij de indirecte methode de enige — maar hier volkomen juiste — conclusie, dat de gewogen frequentie in de betrokken leeftijdsklasse eveneens gelijk is aan nul, en dus terecht geen bijdrage levert aan de Fr^v (en dus ook niet aan de $Fr^{s(1)}$).

De conclusie is dus dat bij kleine bezettingen en lege leeftijdsklassen in de geobserveerde werknemersgroep de indirecte standaardisatiemethode de voorkeur verdient, omdat bij deze methode met meer betrouwbare gegevens wordt gewerkt.

In correlatie-tableau 2 zijn voor elk der 93 bedrijven de verschillen met de waargenomen frequenties ten opzichte van de gestandaardiseerde aangegeven.

Hier blijkt nu, wat het verschil in betrouwbaarheid van uitgangspunt in de praktijk betekent: we zien een evident verschil in spreiding en de grootste verschillen blijken bij de directe methode voor te komen. Het is wel duidelijk dat deze uitschieters veroorzaakt worden door de 18 bedrijven met een of meer klassesterkten van minder dan 10 man (zie tabel 5).

In het voorafgaande is telkens naar voren gekomen dat de resultaten van de directe methode niet dezelfde zijn als die van de indirecte methode. We willen hier thans wat nader op ingaan, door te onderzoeken welke relatie er tussen beide methoden bestaat en of deze relatie al dan niet een systematisch karakter heeft.

Nemen wij opnieuw de frequentiegrootheid als voorbeeld, dan geldt voor de directe standaardisatie:

$$Fr^{s(d)} = \Sigma (p^{st} \cdot fr^w) : P^{st} \quad (1)$$

en voor de indirecte standaardisatie

$$Fr^{s(1)} = c^{fr} \cdot Fr^w \quad (2)$$

waarin

$$c^{fr} = \frac{Fr^{st}}{Fr^v} \quad (3)$$

Voorts weten wij dat:

$$Fr^v = \Sigma (p^w \cdot fr^{st}) : P^w \quad (4)$$

Substitueren wij (4) in (3) en vervolgens (3) in (2), dan blijkt dat:

$$Fr_{(1)}^s = \frac{Fr^w \cdot Fr^{st} \cdot P^w}{\sum (p^w \cdot fr^{st})} \quad (5)$$

De relatie tussen $Fr_{(d)}^s$ en $Fr_{(1)}^s$ volgt nu uit (1) en (5) :

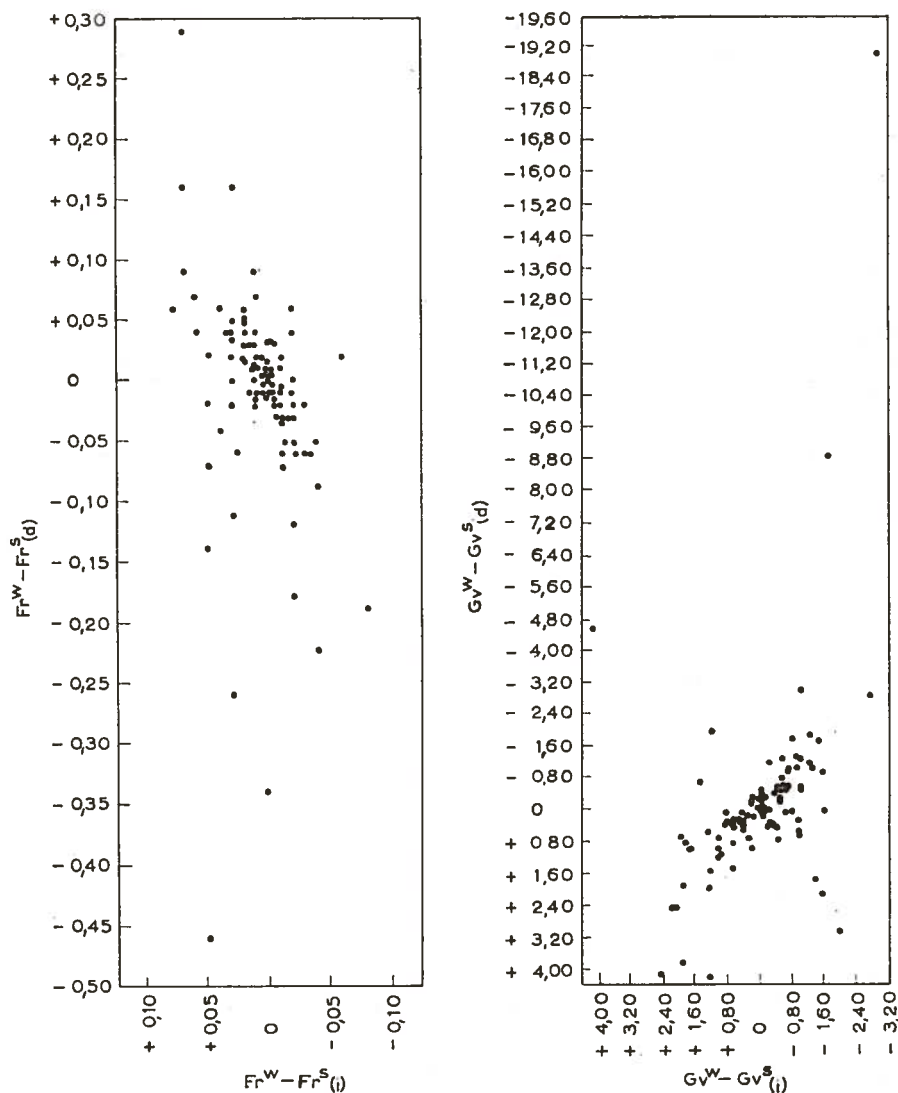
$$\frac{Fr_{(d)}^s}{Fr_{(1)}^s} = \frac{\sum (p^{st} \cdot fr^w) \times \sum (p^w \cdot fr^{st})}{(P^w \cdot Fr^{st}) \times (P^{st} \cdot Fr^w)} \quad (6)$$

Bezien wij deze verhouding, dan blijkt de teller te worden gevormd door het product van de sommen der gefractioneerde wegingen, terwijl de noemer het product is van de wegingen der totalen. Dit betekent dat de relatie groter of kleiner kan zijn dan 1 en in enkele gevallen wel eens gelijk zal zijn aan 1, afhankelijk van de partiële bijdragen der leeftijdsklassen — hun p^w en fr^w — aan de totaalcijfers. De verhouding $Fr_{(d)}^s$ tot $Fr_{(1)}^s$ is dus geen constante, en de verschillen zijn niet van systematische aard.

In het voorgaande hebben wij gezien dat de betrouwbaarheid van de directe methode geringer is dan die van de indirecte methode. Dit blijkt nog eens duidelijk uit de formules: in de eerste formule (1) komen immers de respectieve fr^w 's als vermenigvuldigingsfactoren voor, waarvan de betrouwbaarheid — zoals wij zagen — vermindert naarmate de bijbehorende p^w 's (de klassebezettingen) kleiner zijn. In formule (5) daarentegen krijgen de p^w 's een betrouwbaar gewicht in de voor de grote standaardpopulatie gevonden fr^{st} 's. Met een toeneming van het aantal personen per leeftijdsklasse neemt ook de betrouwbaarheid der in die klassen waargenomen verzuimcijfers toe — en dus ook die van de directe methode —, doch deze laatste zal nooit die graad van betrouwbaarheid bereiken, die de indirecte methode kenmerkt. De indirect gestandaardiseerde verzuimcijfers waarborgen derhalve een betere vergelijkbaarheid.

Ad 3. In die gevallen waarin men door het beschikbaar zijn van de p^w 's en de fr^w 's de vrije keuze heeft tussen beide methoden — een mogelijkheid die zich dus voordoet in de Diagnosestatistiek van het N.I.P.G. — bespaart men zich met de directe standaardisatie één extrabewerking, met name de correctie met c^{fr} en c^{sv} . In vergelijking met de voornoemde keuzemotieven speelt dit argument uiteraard een ondergeschikte rol. Op grond van de sub 2 genoemde overwegingen geven wij voor de standaardisatie van de bedrijfsuitkomsten van de Diagnosestatistiek zonder twijfel de voorkeur aan de indirecte methode.

TABLEAU 2. Correlatie tussen de met de directe en indirecte standaardisatiemethode gevonden quantitative consequenties voor de beide verzuimgrootheden (links frequentie (210), rechts gemiddeld verzuim (211)).



Rest tenslotte nog de vraag of ook voor die gevallen waarin de betrouwbaarheid van een of meer fr^w 's (en gv^w 's) kennelijk onvoldoende is, toepassing van de directe methode toch nog in overweging komt, indien met name gebruik wordt gemaakt van de mogelijkheid om leeftijdsklassen te combineren. De bedenking dat de aldus gecreëerde brede leeftijdsklassen (bijv. 20 jaar) niet meer homogeen zijn met betrekking tot het verzuimgedrag, is weinig steekhoudend, mits de andere in de combinatie opgenomen klasse althans een relatief groot aantal werknemers omvat. De bijdrage van de enkele uit de onvoldoend bezette klasse afkomstige werknemers is in dat geval slechts zeer gering. Anders wordt het evenwel als ook de aansluitende leeftijdsklasse slechts een gering aantal werknemers telt. De betrouwbaarheid van de voor de gecombineerde groep berekende verzuimcijfers is dan nauwelijks groter dan voordien. Dit nu is herhaaldelijk het geval bij bedrijven of bedrijfsafdelingen van geringe omvang. Ook in de Diagnosestatistiek van het N.I.P.G. komen vele kleinere 'bedrijven' voor, in het bijzonder in de administratieve sector. Van de 18 in tabel 5 opgenomen bedrijven met één of meer p^w 's < 10 , blijven er 7 met hun totale sterkte aan mannelijk personeel beneden de 100 man. Maar ook bij de overige 11 treffen wij vaak in aansluitende leeftijdsklassen zeer kleine bezettingen aan. In sommige gevallen is zelfs een combinatie van 3 tien-jaren-klassen ontoereikend om redelijk betrouwbare verzuimcijfers te mogen verwachten. Naast deze praktische bezwaren zijn er ook bedenkingen van principiële aard in te brengen tegen deze combinatie-methode. Immers, juist datgene, wat wij met de standaardisatie beogen — het elimineren van de verschillen in leeftijdsopbouw — wordt door de samenvoeging tot bredere leeftijdsklassen in zekere zin weer ongedaan gemaakt. De arbitraire vaststelling van een minimum-bezetting, waarbij tot combinatie zou moeten worden overgegaan, is in feite niets anders dan een compromis tussen twee vormen van onbetrouwbaarheid: kiest men deze grens laag — bijv. bij 10 man — dan blijven de cijfers voor de juist boven deze grens vallende leeftijdsgroepen zeer onbetrouwbaar; kiest men de limiet met het oog hierop aan de veilige kant — bijv. op 50 of 100 — dan impliceert dit dat men in vele gevallen weer leeftijdsklassen moet gaan combineren, zodat men als het ware terugkeert naar de ongecorrigeerde — en daarom voor vergelijking ongeschikt bevonden — totaalcijfers der bedrijven, de oorspronkelijke Fr^w en GV^w .

Ook aan deze combinatie-methode kleven dus ernstige bezwaren en wij kunnen onze conclusie handhaven dat de *indirecte standaardisatie* de voorkeur geniet, in het bijzonder in die gevallen, waar wij te maken hebben met onderbezette of lege klassen, dat is dus in het algemeen bij vergelijking van de verzuimcijfers van *kleine bedrijven* of van *kleine bedrijfsafdelingen*.