

K O N I N K L I J K N E D E R L A N D S
M E T E O R O L O G I S C H I N S T I T U U T

D e B i l t

WETENSCHAPPELIJK RAPPORT

W.R. 76-15

F. IJnsen

De zomers in Nederland vanaf 1706
thermisch bekeken

De Bilt, 1976

Publikationsnummer: K.N.M.I. W.R. 76-15.

U.D.C.: 551.524.36

VOORWOORD

In een eerdere studie van de amateur-meteoroloog F. IJnsen werd aan de hand van een door hem ontworpen vorstgetal een overzicht gegeven van de winters in Nederland in de afgelopen eeuwen. Deze studie werd door het KNMI gepubliceerd als Wetenschappelijk Rapport W.R. 74-2 onder de titel "Onderzoek naar het optreden van winterweer in Nederland".

Op een soortgelijke wijze geeft de heer IJnsen in het onderhavige rapport een overzicht van de zomers in Nederland, waarbij echter uitsluitend wordt gelet op hun thermisch karakter. Ofschoon dit laatste een belangrijke beperking inhoudt ten aanzien van het algemene karakter van een zomer (dat sterk mede bepaald wordt door de factoren neerslag en zonneschijn) kan deze studie toch gezien worden als een waardevolle aanvulling van de hiervoor genoemde publikatie over het winterweer in Nederland.

Aan dit rapport werden kritische bijdragen geleverd door medewerkers van het Statistisch Bureau en door de afdeling Meteorologisch Onderzoek van het KNMI.

De statistische toets die in het tweede deel van paragraaf 4.3. wordt beschreven, werd op het genoemde Statistisch Bureau ontwikkeld en toegepast.

Door de Hoofddirekteur van het KNMI werd welwillend toestemming gegeven voor publikatie van deze studie in de reeks Wetenschappelijke Rapporten.

najaar 1976

Prof.Dr. F.H. Schmidt
Direkteur
van de Hoofdafdeling
Wetenschappelijk Onderzoek.

ABSTRACT

In this report a method is described for the classification of all summers since the year 1706 in the Netherlands, on the basis of their thermal character. For that purpose a "summer number" has been developed with the aid of the mean temperatures of the periods: May up to and including September (T_w), June up to and including August (T_z) and the mean temperature of the warmest month (T_m) according to the formula:

$$S = 7,58 T_w + 6,24 T_z + 4,95 T_m - 249,7$$

This formula applies explicitly to De Bilt, the place where the Royal Netherlands Meteorological Institute (KNMI) is located. The elements T_w , T_z and T_m have been taken from the LABRIJN series of mean monthly temperatures (1706 - 1944), [2], and further from publications nr. 94^a, KNMI, [9], (1945 - 1976).

The summer numbers can be fixed on a scale of 100 units; for the coldest imaginable summer applies: $S = 0$ and for the warmest one: $S = 100$. $S = 0$ being an absolute lower level and $S = 100$ an upper level which can be exceeded with a probability of only $1^0/\infty$.

The calculated summer numbers, given in table II, are forming a time series with a length of 270 years, which has been investigated statistically.

In the period 1721 - 1970 (250 years) the discrete summer numbers follow has a normal distribution with mean $\mu(S) = 50$ and variance $\sigma^2(S) = 234$, $\sigma(S) = 15,3$.

The time series (1706 - 1976) shows persistence as a result of non periodic climate oscillations. Short periodicities (1 - 23 years) can not be proved to exist, but there is a weak indication, that summers in odd numbered years are presenting more warmth than in even numbered years, especially during the last century.

For the purpose of having an idea about the distribution of warmth in the yearly period May up to and including September, a relative distribution quotient of warmth has been introduced which is defined as:

$$q = \frac{7,58 (T_w - 12,75)}{6,24 (T_z - 13,48)}$$

The q values, given in table VIII, show a normal distribution with mean $\mu(q) = 1,03$ and variance $\sigma^2(q) = 0.048$, $\sigma(q) = 0,22$.

INHOUD

1. <u>INLEIDING</u>	pag. 1
2. <u>HET WARMTEGETAL</u>	2
3. <u>HET ZOMERCIJFER</u>	3
3.1. KEUZE VAN DE ELEMENTEN	3
3.2. AFLEIDING VAN HET ZOMERCIJFER S	4
4. <u>HET STATISTISCHE KARAKTER VAN DE TIJDREEKS <u>DER ZOMERCIJFERS</u></u>	9
4.1. FREKWENTIEVERDELING	9
4.2. KLIMAATSCHOMMELINGEN	11
4.2.1. <u>Toepassing van de runtheorie</u>	15
4.2.2. <u>Toepassing van de autocorrelatie- methode</u>	16
4.2.3. <u>Afbakening van tijdvakken met meer en minder zomerwarmte</u>	17
4.3. ONDERZOEK NAAR DE "OM EN OM" CYCLUS	20
5. <u>DE WARMTEVERDELING IN DE ZOMERS</u>	25
6. <u>CORRELATIE EN REGRESSIE TUSSEN ZOMERCIJFERS <u>EN WARMTE-GETALLEN</u></u>	27
7. <u>SAMENVATTING EN CONCLUSIES</u>	28
SYMBOLEN	30
LITERATUUR	31

1. INLEIDING

Mede in verband met de warme zomers, welke in 1975 en 1976 voorkwamen, lijkt het interessant te weten hoe die seizoenen thermisch kunnen worden geclassificeerd, dus welke plaatsen ze innemen temidden van een groot aantal vroegere zomers. De onderlinge vergelijking van zomers kan op vele verschillende manieren plaatsvinden. Zo kunnen van zomers bijvoorbeeld onder meer de volgende thermische elementen met elkaar worden vergeleken:

- aantal "tropische dagen" met temperatuurmaxima $\geq 30^{\circ}\text{C}$,
- aantal "zomerse dagen" met temperatuurmaxima $\geq 25^{\circ}\text{C}$,
- aantal "warme dagen" met temperatuurmaxima $\geq 20^{\circ}\text{C}$,
- aantal "warmte-etmalen" met gemiddelde etmaaltemperatuur $\geq 18^{\circ}\text{C}$,
- de gemiddelde zomertemperatuur (maanden juni, juli en augustus),
- de gemiddelde temperatuur van het "warme seizoen" (maanden mei tot en met september),
- de gemiddelde temperatuur van de warmste maand.

Een dergelijke opsomming van elementen kan men binnen bepaalde grenzen bijna ongelimiteerd uitbreiden door telkens weer andere temperaturniveaus te kiezen. Voorts is het mogelijk om al die elementen of enkele ervan zodanig met elkaar te combineren, dat per zomer één karaktergetal wordt verkregen. Ook kan men er dan nog andere meteorologische grootheden bij betrekken, zoals zonnenschijnpercentages, neerslaghoeveelheden, bewolking enz., zodat het aantal te evolueren karaktergetallen legio kan zijn. Van een dergelijke aanpak zal in het onderhavige onderzoek geen sprake zijn, omdat het in de bedoeling ligt de zomers zuiver thermisch met elkaar te vergelijken. De methode, welke hier zal worden gevolgd, is dezelfde als die welke bij de vaststelling van de vorstgetallen van winters wordt toegepast voorzover het de 100-delige schaal tussen 0 en 100 betreft. [7]

Dit houdt in, dat er een dimensieloos zomercijfer "S" zal worden ontwikkeld, dat zodanig is opgebouwd, dat de zomers

thermisch op een 100-delige schaal kunnen worden uitgedrukt; $S=100$ voor de warmst denkbare zomer en $S=0$ voor de koudst denkbare zomer. De aldus op te stellen tijdreeks van zomercijfers zal in het voorliggende onderzoek nader op haar statistische eigenschappen worden onderzocht. Voordat op de ontwikkeling van het zomercijfer wordt ingegaan, dienen we eerst de nodige aandacht te besteden aan een reeds bestaand karaktergetal: het warmtegetal W .

2. HET WARMTEGETAL

Een zomer-karaktergetal, dat reeds geruime tijd bestaat, is het warmtegetal (W). Aan het warmtegetal [5] kunnen alleen die etmalen in het tijdvak 1 mei tot en met 30 september een bijdrage leveren, welke om bepaalde redenen een gemiddelde etmaaltemperatuur boven de 18° Celsius bezitten. Als T_{ζ_i} een etmaalgemiddelde van de temperatuur met de eigenschap $T_{\zeta_i} > 18,0^{\circ}\text{C}$ is, dan is het warmtegetal de som van alle verschillen $(T_{\zeta_i} - 18,0)^{\circ}\text{C}$ in een zomer met n zulke etmalen, zodat dus geldt:

$$W = \sum_{i=1}^n (T_{\zeta_i} - 18,0)^{\circ}\text{C} \quad (1)$$

De grens van 18°C is namelijk verdedigbaar als het warmtegetal wordt opgevat als het pendant van het koudegetal (K) volgens Hellman, zie [7] het koude seizoen wordt berekend (maanden november tot en met maart). Voor het berekenen van K worden namelijk alle negatieve etmaalgemiddelden van de temperatuur gesommeerd over de evengenoemde periode. Het gekozen niveau is daarbij echter een markante fysische grens, namelijk het vriespunt van water (bij 0°C). Wanneer we nu bedenken dat de gemiddelde temperatuur van de maanden november tot en met maart te De Bilt over het 250-jarige tijdvak 1721-1970 een waarde heeft van $3,15^{\circ}\text{C}$, dan zal het duidelijk zijn dat het 0°C -niveau van K ruim 3°C lager ligt. De gemiddelde temperatuur van het warme seizoen (mei tot en met september) bedraagt te De Bilt over hetzelfde

tijdvak $14,95^{\circ}\text{C}$. Wanneer we hier de evenvermelde 3°C bij optellen, vinden we ongeveer bij 18°C het niveau, dat voor het warme seizoen als tegenhanger van het 0°C -niveau van het koude seizoen verdedigbaar is. Als zwak element in deze redenering kan worden genoemd, dat het niveau van 18°C samen hangt met de amplitude van de gemiddelde jaarlijkse gang der temperatuur te De Bilt. Voor andere plaatsen in Nederland kan men volgens deze procedure tot andere niveaus komen. In het raam van het voorliggende onderzoek is het ook bezwaarlijk dat de warmtegetallen van De Bilt slechts vanaf 1849 kunnen worden bepaald. Een homogene reeks maand- en seizoentemperaturen is echter beschikbaar vanaf het jaar 1706 in de vorm van de zogenaamde LABRIJN-reeks, zie [2]. [9].

Wanneer nu een zomeraraktergetal op basis van deze LABRIJN-reeks kan worden ontwikkeld, kan een homogene tijdreeks van 270 jaar lengte worden verkregen. In verband met het toepassen van statistische methoden is zo'n lange reeks te prefereren boven de zoveel kortere reeks van warmtegetallen. In het navolgende zal worden ingegaan op de wijze waarop het zomercijfer tot stand komt terwijl daarna de verkregen tijdreeks van "zomercijfers" nader zal worden onderzocht.

3. HET ZOMERCIJFER

3.1. KEUZE VAN DE ELEMENTEN

Evenals dat bij de vorstgetallen van winters het geval is, zie [7], zal voor de zomers een zomercijfer ontwikkeld worden op basis van een drietal elementen. Voor deze elementen zijn gekozen:

- T_w , de gemiddelde temperatuur van de maanden mei tot en met september,
- T_z , de gemiddelde zomertemperatuur (maanden juni, juli en augustus),
- T_m , de gemiddelde temperatuur van de warmste maand.

Door de keuze op deze wijze te maken, wordt bereikt dat behalve de gemiddelde temperatuur van het meteorologische zomerseizoen (maanden juni, juli en augustus) ook de bijdragen van de maanden mei en september meegerekend kunnen worden. Bovendien geeft de warmste maand een bijdrage, welke om psychologische redenen belangwekkend is, hetgeen bijvoorbeeld met name met augustus 1975 het geval was. Overigens is men bij de keuze van de elementen beperkt omdat men aangewezen is op de in hoofdstuk 2 genoemde LABRIJN-reeks, welke alleen maand- en seizoentemperaturen geeft. Het voordeel van een homogene tijdreeks van zomercijfers prevaleert in dit opzicht boven de subjectieve keuze van de elementen, volgens welke die zomercijfers zelf zullen worden afgeleid.

3.2. AFLEIDING VAN HET ZOMERCIJFER S

Zoals in de inleiding reeds is opgemerkt, is het de bedoeling om de zomerwarmte tot uitdrukking te brengen op een 100-delige schaal tussen 0 en 100, zodanig dat voor de koudst-denkbare zomer geldt: $S=0$ en voor de warmst-denkbare zomer: $S=100$. Om dit te bereiken, moet elk van de drie elementen T_w , T_z en T_m een bijdrage leveren tot het zomercijfer S en wel volgens de vorm:

$$S = X(T_w) + X(T_z) + X(T_m) \quad (2)$$

De grootte van die bijdragen $X(T_w)$, $X(T_z)$ en $X(T_m)$ moeten voor een bepaalde zomer worden ontleend aan de frekwentieverdelingen van die elementen of liever aan de benaderende verdelingsfuncties daarvan. In figuur 1 (pag. 5) zijn de bedoelde frekwentieverdelingen met de aangepaste verdelingsfuncties weergegeven. Het 250-jarige tijdvak 1721-1970 staat model voor deze frekwentieverdelingen en de uiteindelijk daarvan af te leiden formule van het zomer-

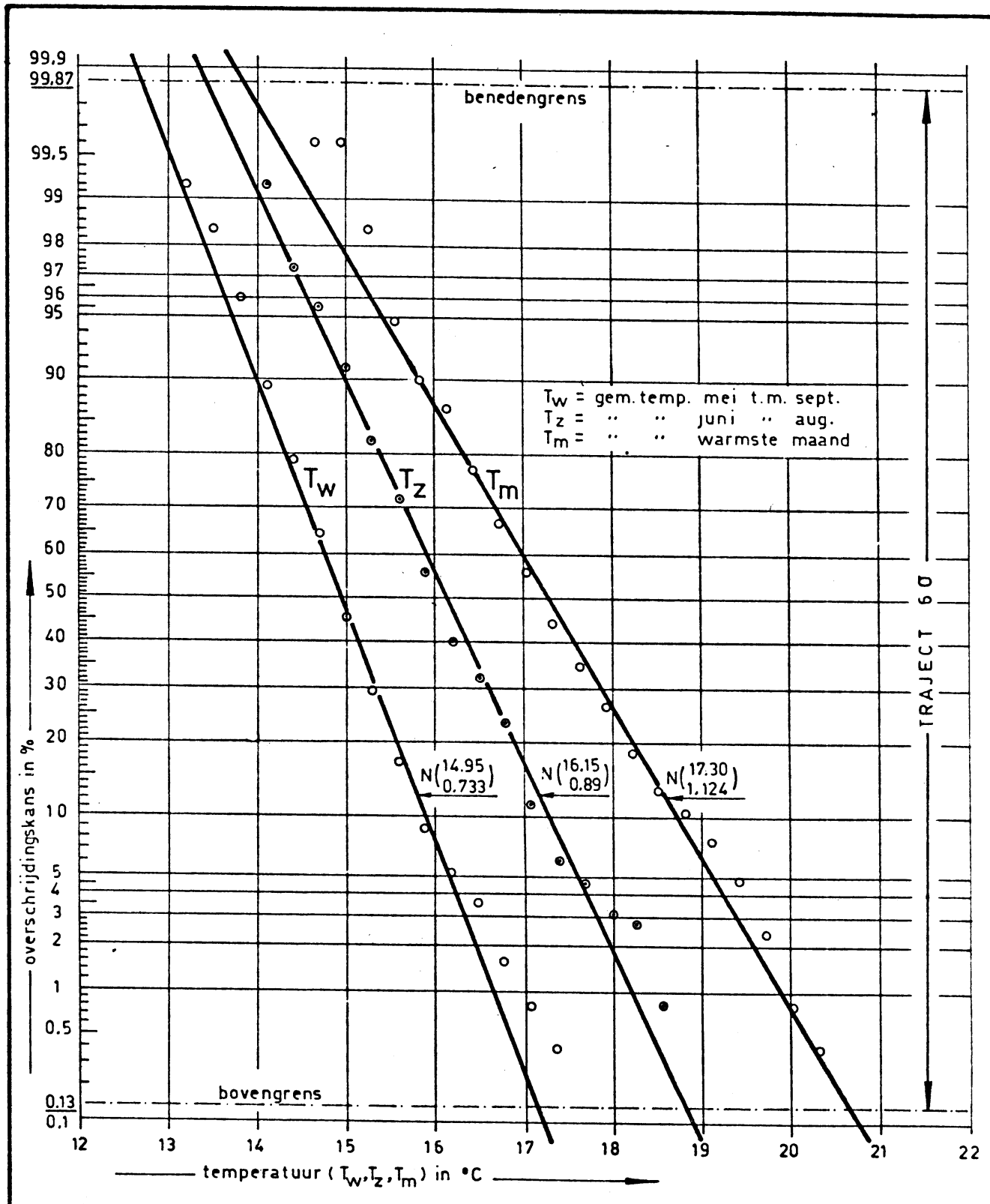


FIG.1 FREKWENTIEVERDELINGEN MET AANGEPASTE VERDELINGSFUNKTIES VAN DE ELEMENTEN T_W, T_Z EN T_M IN HET 250-JARIGE TIJDVAK 1721-1970 (DE BILT)

cijfer S. Alle drie elementen zijn bij benadering normaal verdeeld. De notatie $N(14,95, 0,733)$ bij de verdelingsfunctie van T_w bijvoorbeeld betekent: Normaal verdeeld met centrum (=gemiddelde) $\mu(T_w)=14,95^\circ\text{C}$ en standaarddeviatie $\sigma(T_w)=0,733^\circ\text{C}$. De standaarddeviatie is daarbij de grootte, welke de mate van spreiding van alle 250 T_w -waarden rond het centrum van $14,95^\circ\text{C}$ aangeeft. Ongeveer 68% van het aantal waarnemingen, dus 170 T_w -waarden, zijn theoretisch gegroepeerd tussen de grenzen $(\mu-\sigma)$ en $(\mu+\sigma)$; in het voorbeeld van T_w dus tussen de grenzen $14,22^\circ\text{C}$ en $15,68^\circ\text{C}$. Tussen de grenzen $(\mu-2\sigma)$ en $(\mu+2\sigma)$ is ongeveer 95% van het waarnemingsmateriaal gegroepeerd en tussen de grenzen $(\mu-3\sigma)$ en $(\mu+3\sigma)$ ongeveer $99\frac{3}{4}\%$. In dit laatste geval valt er theoretisch op 250 waarnemingen slechts ruim één buiten het traject 60. Aangezien het in de statistiek vaak gebruikelijk is om een traject van 60 te kiezen voor het gebied waarbinnen nagenoeg 100% van het waarnemingsmateriaal is gelegen (MORONEY), is ook bij het voorliggende onderzoek een traject van 60 gekozen om een onder- en bovengrens in de frekwentieverdelingen der elementen te markeren. In figuur 1 zijn de bedoelde grenzen aangegeven. Uit de frekwentieverdelingen en de daaraan aangepaste verdelingsfuncties kunnen de volgende grootheden worden ontleend:

TABEL I verdelingsparameters van de elementen c.a.

element	μ °C	σ °C	ondergrens ($\mu-3\sigma$) °C	bovengrens ($\mu+3\sigma$) °C	traject 60 °C
T_w	14,95	0,733	12,75	17,15	4,40
T_z	16,15	0,890	13,48	18,82	5,34
T_m	17,30	1,124	13,93	20,67	6,74

Wanneer in een zomer alle drie elementen hun bovengrens bereiken, levert elk element $33\frac{1}{3}$ punten aan het zomercijfer S, zodat in dit geval $S=100$ zal bedragen volgens (2); in het tegenovergestelde geval, wanneer alle drie elementen op hun benedengrenzen zouden blijven steken,

zou de bijdrage van elk element nul zijn, zodat in dat geval zou gelden: $S=0$.

Uitgaande van het traject 60 tussen ondergrens en bovengrens, kan per element de bijdrage in punten per graad Celsius worden berekend uit $(33^{1/3} : 60)$. Voor de elementen T_w , T_z en T_m vinden we respectievelijk per graad C: 7,58 pt, 6,24 pt en 4,95 pt.

In een zomer i met elementen T_{wi} , T_{zi} en T_{mi} zijn de drie bijdragen tot S_i respectievelijk:

$$\begin{aligned} \text{van } T_{wi}: & \quad X(T_w)_i = 7,58 (T_{wi} - 12,75) \text{ pt} \\ \text{van } T_{zi}: & \quad X(T_z)_i = 6,24 (T_{zi} - 13,48) \text{ pt} \\ \text{van } T_{mi}: & \quad X(T_m)_i = 4,95 (T_{mi} - 13,93) \text{ pt} \end{aligned}$$

Volgens (2) wordt nu het zomercijfer S_i berekend uit de som van de drie bijdragen, zodat geldt :

$$S_i = 7,58 T_{wi} + 6,24 T_{zi} + 4,95 T_{mi} - 249,7 \quad (3)$$

(De afleiding van bovenstaande formule in algemene gedaante is:

$$\begin{aligned} S_i &= \frac{33^{1/3}}{6} \left[\left\{ \frac{T_{wi} - \mu(T_w)}{\sigma(T_w)} + 3 \right\} + \left\{ \frac{T_{zi} - \mu(T_z)}{\sigma(T_z)} + 3 \right\} + \left\{ \frac{T_{mi} - \mu(T_m)}{\sigma(T_m)} + 3 \right\} \right] \\ &= \frac{100}{18} \left\{ u(T_w)_i + u(T_z)_i + u(T_m)_i + 9 \right\}, \end{aligned}$$

waarin $u(T_w)_i$, $u(T_z)_i$ en $u(T_m)_i$ de excentriciteiten van de drie elementen in een zomer i zijn.)

Met behulp van de bovenafgeleide formule (3) zijn vanaf het jaar 1706 alle zomercijfers S berekend en in tabel II samengevat; in figuur 5^a zijn ze bovendien grafisch weergegeven.

Omtrent de nauwkeurigheid, waarmee de zomercijfers zijn te bepalen, zij opgemerkt dat die nauwkeurigheid één gehele eenheid bedraagt. Daar de temperatuurgemiddelden (elementen) zijn afgerond op tienden van graden C, leert een eenvoudige berekening, dat een decimale nauwkeurigheid van de zomercijfers niet haalbaar is. Het verdient daarom aanbeveling het eindresultaat van de berekening van een zomercijfer op gehele eenheden af te ronden.

TABEL II zomercijfers vanaf 1706 te De Bilt

jaar	S	jaar	S	jaar	S	jaar	S	jaar	S	jaar	S
1706	55	1756	61	1806	42	1856	45	1906	47	1956	28
07	72	57	76	07	66	57	87	07	20	57	51
08	61	58	60	08	71	58	69	08	47	58	53
09	47	59	77	09	38	59	88	09	27	59	71
1710	41	1760	43	1810	27	1860	20	1910	43	1960	41
11	41	61	55	11	66	61	58	11	75	61	44
12	45	62	41	12	30	62	39	12	47	62	18
13	21	63	39	13	45	63	37	13	26	63	38
14	45	64	55	14	40	64	26	14	55	64	49
15	44	65	50	15	35	65	59	15	35	65	25
16	32	66	47	16	14	66	46	16	29	66	45
17	32	67	33	17	41	67	47	17	70	67	58
18	77	68	47	18	64	68	94	18	35	68	48
19	89	69	43	19	70	69	42	19	37	69	65
1720	35	1770	52	1820	35	1870	52	1920	36	1970	60
21	39	71	36	21	31	71	53	21	60	71	50
22	35	72	51	22	62	72	70	22	28	72	37
23	31	73	53	23	40	73	64	23	45	73	61
24	48	74	48	24	52	74	57	24	36	74	36
25	12	75	63	25	52	75	66	25	59	75	78
26	40	76	62	26	89	76	56	26	51	76	86
27	61	77	49	27	49	77	50	27	43	77	
28	46	78	82	28	62	78	51	28	42	78	
29	67	79	82	29	36	79	31	29	48	79	
1730	60	1780	76	1830	44	1880	62	1930	59	1980	
31	67	81	73	31	63	81	52	31	42	81	
32	52	82	57	32	37	82	33	32	69	82	
33	75	83	92	33	44	83	43	33	64	83	
34	56	84	51	34	83	84	69	34	60	84	
35	59	85	49	35	58	85	41	35	60	85	
36	65	86	37	36	40	86	47	36	53	86	
37	50	87	40	37	51	87	52	37	57	87	
38	42	88	68	38	45	88	28	38	56	88	
39	46	89	47	39	48	89	67	39	62	89	
1740	14	1790	27	1840	45	1890	32	1940	39	1990	
41	41	91	37	41	45	91	37	41	65	91	
42	29	92	46	42	75	92	45	42	53	92	
43	49	93	44	43	46	93	63	43	50	93	
44	31	94	60	44	29	94	39	44	64	94	
45	34	95	40	45	34	95	53	45	62	95	
46	46	96	47	46	90	96	62	46	46	96	
47	50	97	63	47	52	97	63	47	99	97	
48	62	98	60	48	46	98	54	48	47	98	
49	45	99	22	49	46	99	62	49	57	99	
1750	61	1800	43	1850	40	1900	64	1950	61	2000	
51	37	01	44	51	39	01	64	51	47	01	
52	51	02	40	52	76	02	29	52	47	02	
53	50	03	45	53	45	03	31	53	49	03	
54	41	04	39	54	45	04	50	54	30	04	
55	51	05	15	55	43	05	60	55	55	05	

1721-1970: $\mu(s)=49,9$ $\sigma(s)=15,3$

TABEL II^a rangschikking van de zomers naar toenemend zomercijfer en indeling in 9 categorieën

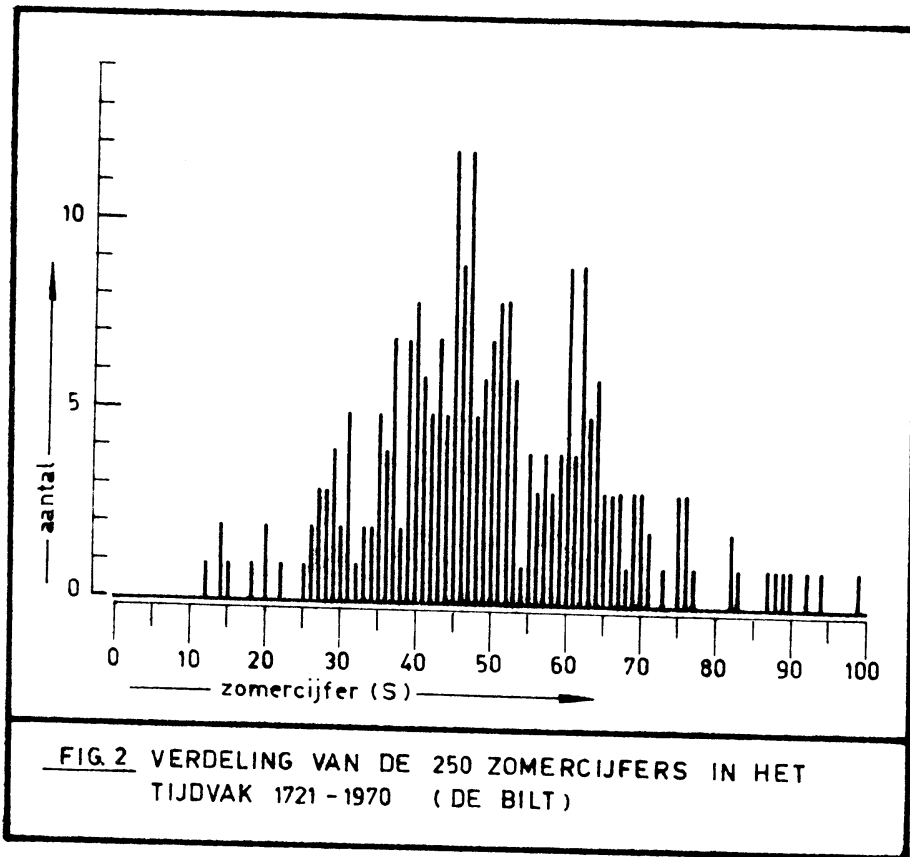
NAAM	CATG.	S
extreem koel	1	10
		11
		12
		13
		14
zeer koel	2	15
		16
		17
		18
		19
		20
		21
		22
		23
		24
koel	3	25
		26
		27
		28
		29
		30
		31
		32
		33
		34
a/d koele kant	4	35
		36
		37
		38
		39
		40
		41
		42
		43
		44
normaal	5	45
		46
		47
		48
		49
		50
		51
		52
		53
		54
		55
a/d warme kant	6	56
		57
		58
		59
		60
		61
		62
		63
		64
		65
warm	7	66
		67
		68
		69
		70
		71
		72
		73
		74
		75
zeer warm	8	76
		77
		78
		79
		80
extreem warm	9	81
		82
		83
		84
		85
		86
		87
		88
		89
		90
91		
92		
93		
94		
95		
96		
97		
98		
99		
100		

Vanwege de bij benadering symmetrische verdeling zijn 9 categorieën gevormd, zoudanig dat categorie 5 overeenkomt met "normaal".

4. HET STATISTISCHE KARAKTER VAN DE TIJDREEKS DER ZOMERCIJFERS

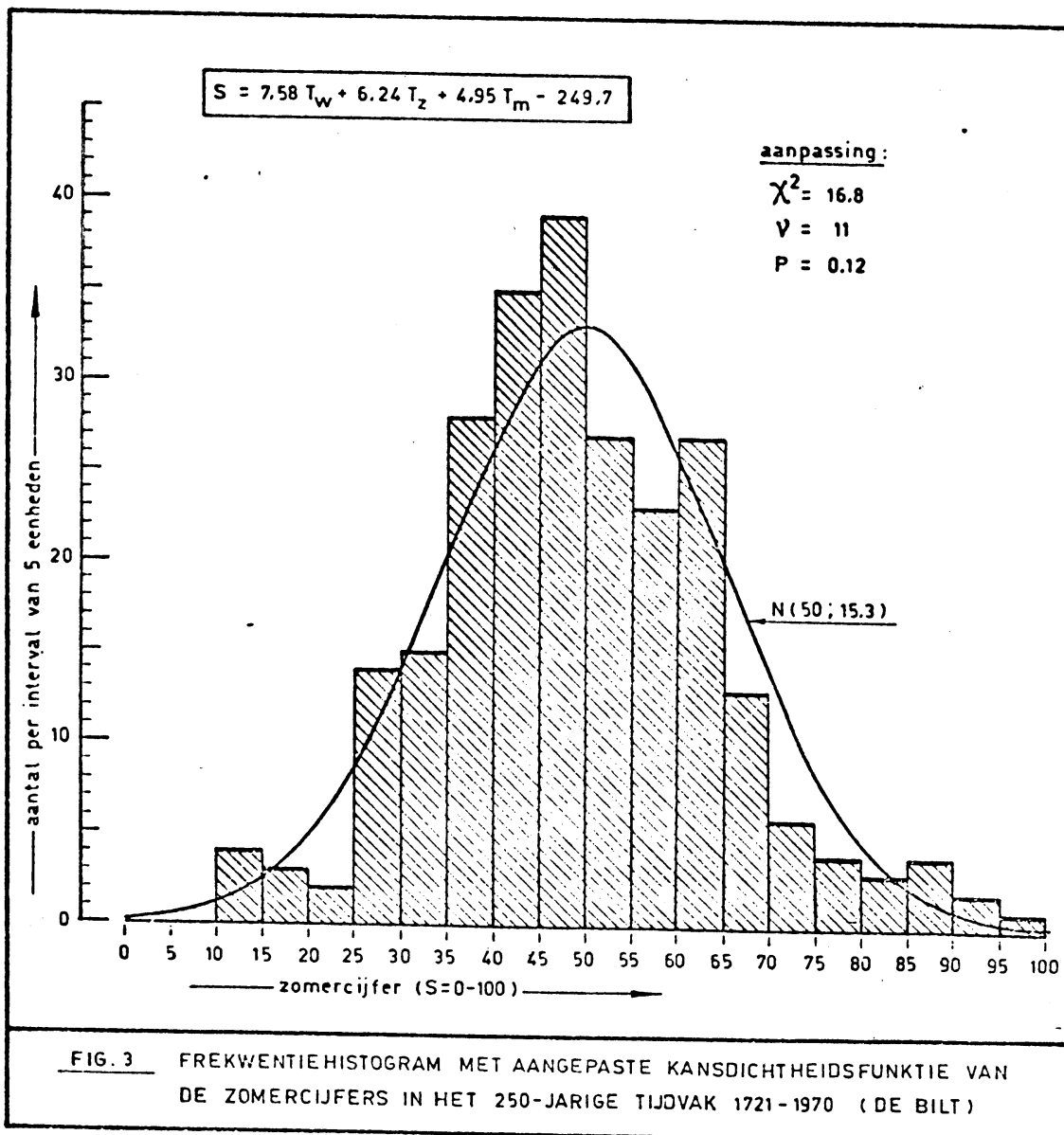
4.1. FREKWENTIEVERDELING

Wanneer de 250 zomercijfers in het tijdvak 1721-1970 op volgorde van toenemende grootte worden gerangschikt, wordt een frekwentieverdeling verkregen. In figuur 2 is die frekwentieverdeling weergegeven; daarbij zijn op de horizontale as de waarden S uitgezet en op de verticale as hun aantal.



Opvallend is, dat er zich twee duidelijke toppen aftekenen, één bij $S \approx 61$ en één bij $S \approx 45$. Het rekenkundig gemiddelde van de 250 zomercijfers bedraagt 50 en de standaarddeviatie is 15,3. De beide toppen liggen derhalve aan weerszijden van het gemiddelde. In hoeverre deze bimodaliteit (dubbeltoppigheid) aan het toeval mag worden toegeschreven, kan worden nagegaan door het toepassen van een statistische toets. Daartoe worden de 250 zomercijfers

ondergebracht in klassen ter breedte van 5 eenheden. Het histogram, dat op grond van deze indeling getekend kan worden, staat afgebeeld in figuur 3. Ook in dit geval komt de secundaire top tussen $S=60$ en $S=65$ tot uiting. Als hypothese wordt gesteld, dat aan de frekwentieverdeling van S een normale verdeling kan worden aangepast met gemiddelde $\mu(S)=50$ en standaarddeviatie $\sigma(S)=15,3$. Vervolgens wordt de χ^2 -toets uitgevoerd om deze aanpassing te controleren. Bij $v=11$ vrijheidsgraden en voor $\chi^2=16,8$ vinden we een éézijdige overschrijdingskans $P=0,12$.



Op grond van deze uitkomsten en de gebruikelijke betrouwbaarheidsdrempel van 5%, mogen we de afwijkingen van de frekwentieverdeling ten opzichte van de aangepaste normale verdeling niet significant noemen, ondanks het feit dat de gevonden 12% niet bijzonder hoog is. De mate van aanpassing, of wel de invloed van het toeval daarop, wordt dus tot uitdrukking gebracht in de grootte van de overschrijdingskans welke men vindt bij het toetsen. In figuur 3 is tevens de aangepaste kansdichtheidsfunctie volgens de normale verdeling weergegeven. Wanneer er echter een frekwentie-uitspraak gewenst is omtrent het bereikt of overschreden worden van een bepaald zomercijfer, dan moeten we figuur 4 raadplegen. In die figuur lezen we bijvoorbeeld af, dat het zomercijfer $S=78$ van 1975 een overschrijdingskans heeft van ongeveer 3%. Dit betekent, dat een zomer, welke even warm of nog warmer dan die van 1975 is, gemiddeld slechts drie maal in de 100 jaar voorkomt.

In dit verband is het ook interessant te wijzen op de grote uitzonderlijkheid van de zomer van 1947 met $S=99$. Ofschoon het voor dergelijke extrema praktisch onmogelijk is om de overschrijdingskans enigszins betrouwbaar te schatten, blijkt uit de verdelingsfunctie van de zomercijfers in figuur 4, dat een dergelijke zomer naar schatting een overschrijdingsfrekwentie of -kans heeft, welke waarschijnlijk kleiner is dan 0,1%, hetgeen erop neerkomt, dat zo'n zomer slechts éénmaal in de 1000 of meer jaren voorkomt. Uit tabel II en figuur 5^a blijkt verder, dat de overige zomers met $S \geq 90$ die van 1783, 1846 en 1868 waren. Op de zeer warme zomer van 1783 volgde een bijzonder strenge winter en in 1947 was juist het omgekeerde het geval toen die grote zomer door een zeer strenge winter werd voorafgegaan.

4.2. KLIMAATSCHOMMELINGEN

In figuur 5^b is de gehele tijdreeks van zomercijfers van figuur 5^a op een speciale wijze cumulatief weergegeven. Elk zomercijfer is namelijk verminderd met het gemiddelde (50). Op deze wijze wordt voor iedere zomer de afwijking

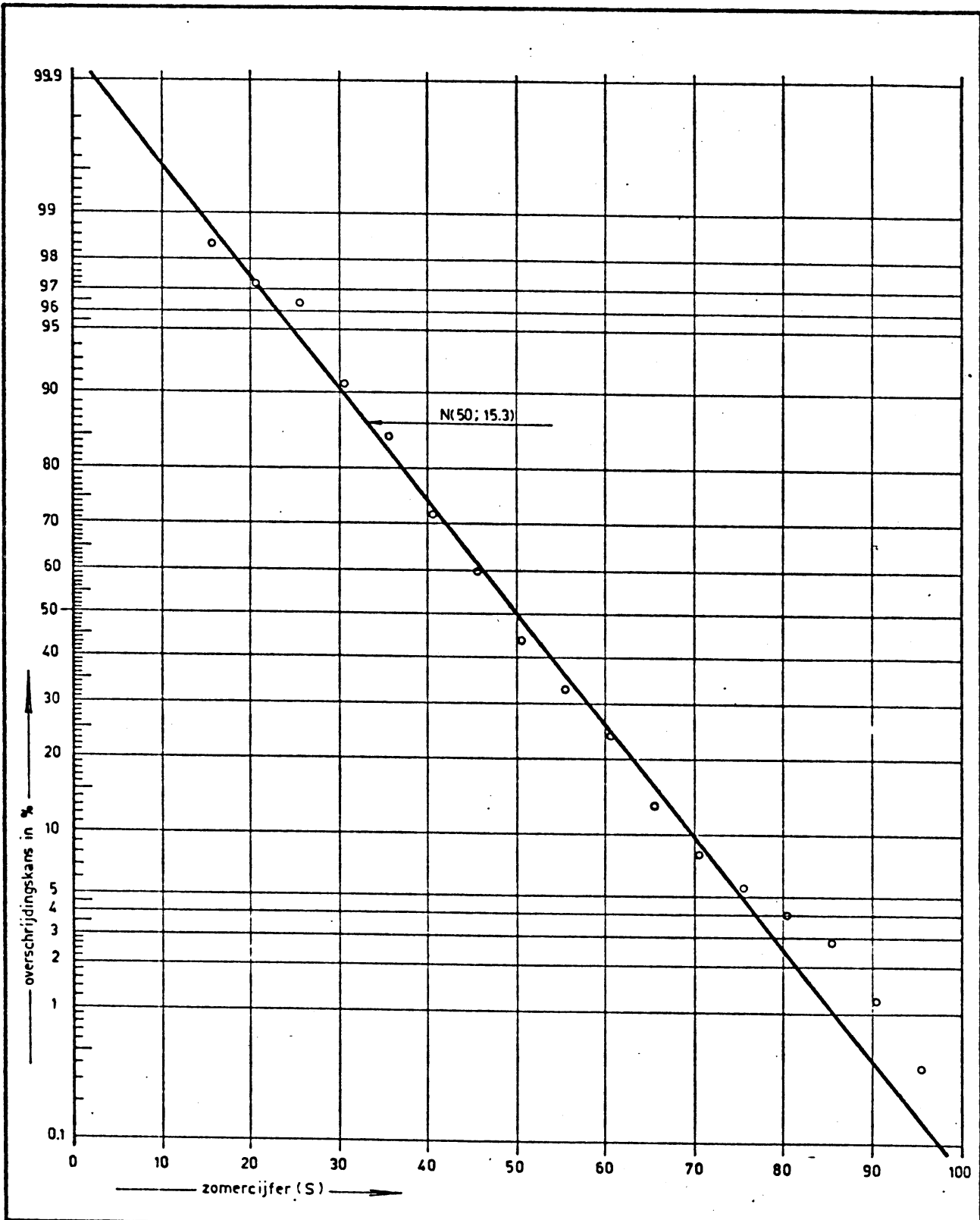


FIG. 4 FREKWENTIEVERDELING MET AANGEPASTE VERDELINGSFUNKTIE VAN DE ZOMERCIJFERS IN HET 250 - JARIGE TIJDVAK 1721 - 1970 (DE BILT)

ten opzichte van de verwachtingswaarde verkregen. Deze afwijkingen zijn daarna zodanig opgeteld, dat voor het k-de jaar vanaf het begin in 1706 de som (=cumulatieve waarde) geldt:

$$y_k = \sum_{i=1}^{i=k} (S_i - 50) \quad (4)$$

waarin S_i de zomercijfers zijn vanaf 1706 tot en met het k-de jaar daarna. De cumulatieve grootheden y_k , uitgezet tegen de tijd, geven het verloop zoals dat is aangegeven in figuur 5^b. Ofschoon deze werkwijze niet ontbloot is van statistische bezwaren - in het cumulatieve verloop van de tijdreeks is op kunstmatige wijze een sterk persistentie-effect aangebracht - kan men toch op globale wijze een inzicht verkrijgen, hoe de "productie" van zomerweer sinds het jaar 1706 is verlopen. Zo zien we bijvoorbeeld het verloop tussen 1900 en 1930 sterk dalen. Dit betekent, dat in dat tijdvak de 30 zomers gezamenlijk relatief te koel zijn geweest. Tussen 1930 en 1950 nemen we een sterke stijging waar, hetgeen er op wijst, dat de 20 zomers van 1931 t.m. 1950 gezamenlijk warmer dan normaal waren. Van 1951 t.m. 1965 waren de zomers weer relatief koel, waarna er kennelijk weer een verbetering intrad, want de zomers van 1967, 1969, 1970, 1973 en 1975 waren alle warmer dan normaal. Aan de hand van het verloop van de cumulatieve kromme van figuur 5^b kan men (een aantal) tijdvakken afbakenen, welke om en om te koel en te warm zijn geweest. Een moeilijkheid zal daarbij zijn, op welke wijze de juiste afbakening van zulke tijdvakken - vooral in verband met de minimale duur ervan - dient te geschieden. Deze moeilijkheid kan voor een deel ondervangen worden, door een afspraak te formuleren, welke op de run-theorie is gebaseerd. Voordat daarop wordt ingegaan, zal deze theorie op de gehele tijdreeks worden toegepast teneinde alvast een inzicht te verkrijgen in de onderlinge (on)afhankelijkheid van de opéénvolgende zomercijfers.

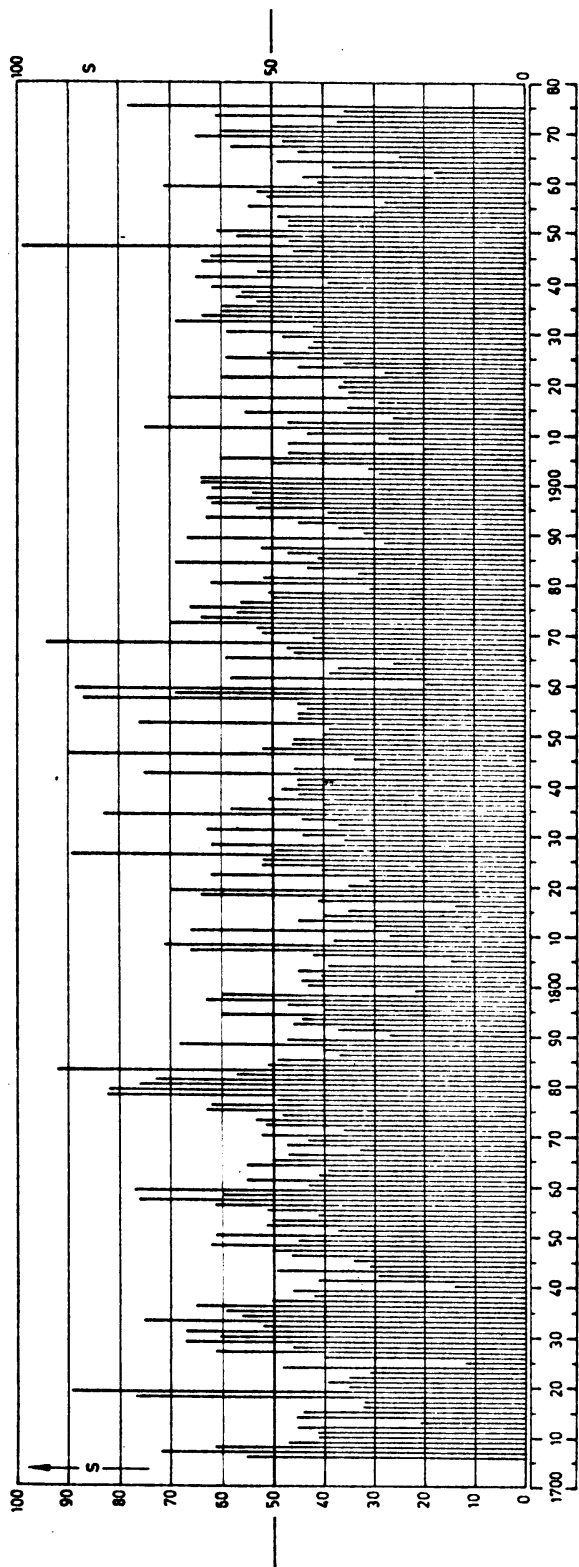


FIG. 5a
GRAFISCHE VOORSTELLING VAN DE TIJDREEKS DER ZOMERCIJFERS

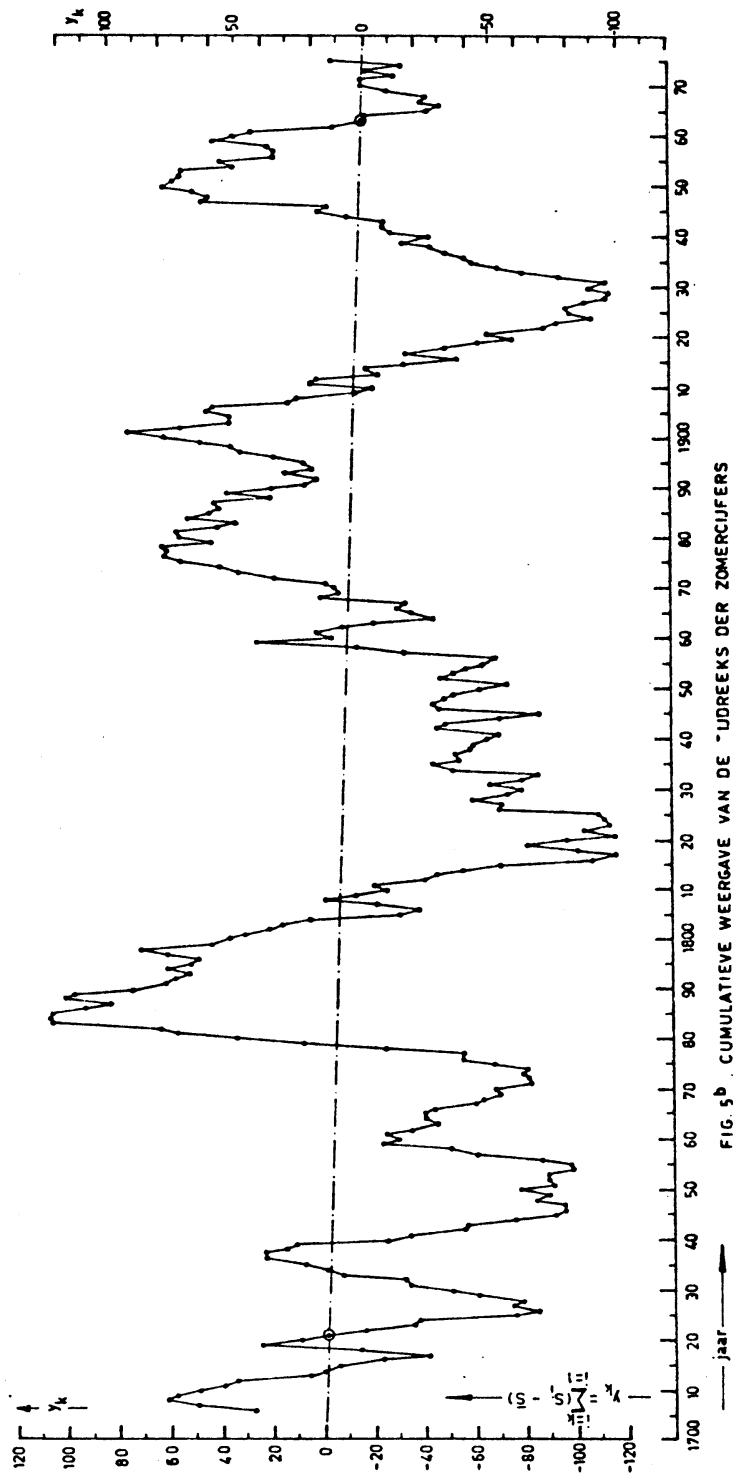


FIG. 5b
CUMULATIEVE WEERGAVE VAN DE TIJDREEKS DER ZOMERCIJFERS

4.2.1. Toepassing van de run-theorie [8]

Wanneer in a opéénvolgende jaren de zomercijfers groter zijn dan 50, spreken we van een positieve run met een runlengte van a jaren. Bij b opéénvolgende jarén met kleinere zomercijfers dan 50, hebben we te maken met een negatieve run van b jaren lengte. De tijdreeks van de zomercijfers kunnen we onderzoeken door het aantal positieve en negatieve runs van diverse lengten uit te tellen en op de resultaten daarvan statistische toetsen toe te passen.

Zoals te zien is in figuur 5^a, begint in het jaar 1709 een negatieve run ter lengte van 9 jaren. In het jaar 1974 wordt de reeks opéénvolgende runs afgesloten met een negatieve run van één jaar lang. Uit 266 waarnemingen (zomercijfers) van 1709 t.m. 1974 vinden we $N_1=119$ positieve en $N_2=147$ negatieve waarden van (S_i-50) , welke respectievelijk $x_1=55$ positieve en $x_2=56$ negatieve runs vormen, in totaal dus $x=111$ runs. De verwachtingswaarde van het aantal runs volgt uit:

$$E(x) = \frac{2 \cdot N_1 \cdot N_2}{N_1 + N_2} + 1 = 132,53 \quad (5)$$

De variantie wordt als volgt berekend:

$$\sigma^2(x) = \frac{2 \cdot N_1 \cdot N_2 \cdot (2 \cdot N_1 \cdot N_2 - N_1 - N_2)}{(N_1 + N_2)^2 \cdot (N_1 + N_2 - 1)} = 64,78, \quad (6)$$

zodat $\sigma(x)=8,05$.

Op grond van het aantal van 266 waarnemingen kan de verdeling van het aantal runs bij benadering als normaal worden beschouwd.

Bij de excentriciteit $\frac{x - E(x)}{\sigma(x)} = \frac{111 - 132,53}{8,05} = -2,67$ vinden we in een Gauss-tabel, zie [1], een dubbelzijdige overschrijdingskans van bijna 1%, op grond waarvan we mogen aannemen, dat het gevonden aantal runs significant van het theoretische aantal, behorend bij een tijdreeks zonder persistentie, afwijkt.

Wat het aantal runs van diverse lengte betreft, vinden we de frekwenties, die in de navolgende tabel III zijn vermeld.

TABEL III frekwenties van de runlengten met χ^2 -toets

run- lengte	aantal positieve runs	aantal negatieve runs	totaal aantal runs x	theoretisch totaal aan- tal runs X	$\frac{(x - X)^2}{X}$
1	31	24	55	66,26	1,91
2	13	11	24	33,13	2,52
3	4	8	12	16,57	1,26
4	0	5	5	8,29	1,31
5	2	2	4	4,14	
6	0	1	1	2,07	
7	2	2	4	1,04	
8	1	1	2	0,52	5,45
9	2	1	3	0,26	
10	0	1	1	0,13	
≥11	0	0	0	0,12	
som	55	56	111	132,53	12,45

$$\chi^2 = \sum \frac{(x - X)^2}{X} = 12,45 \quad v = 4 \text{ vrijheidsgraden} \quad P = \underline{1,4\%}$$

De gevonden frekwenties x zijn in tabel III tevens getoetst aan de theoretische frekwenties X, behorend bij de verdeling van runlengten in een tijdreeks zonder persistentie, waarin de zomercijfers dus onderling onafhankelijk van elkaar zijn. Uit de terzake toegepaste χ^2 -toets volgt een éénzijdige overschrijdingskans van 1,4%. Aangezien deze uitkomst beneden de algemeen aanvaarde betrouwbaarheidsdrempel van 5% ligt, rechtvaardigt dit de conclusie, dat de gevonden frekwenties van runlengten - evenals het aantal runs - ook significant van de theoretische frekwenties afwijken. Uit de tabel blijkt namelijk, dat het aantal lange runs (5 jaar en langer) bijna tweemaal zoveel bedraagt, als de theorie verwacht (15 tegen ruim 8). Het aantal korte runs (4 jaar en korter) is idem zoveel minder. Waarschijnlijk past het grotere aantal lange runs in de veronderstelling over het eventueel aanwezig zijn van klimaatschommelingen in het zomerweer. In 4.3.2. wordt daar nader op ingegaan.

4.2.2. Toepassing van de autocorrelatie methode

Om na te gaan in hoeverre er sprake is van een eventuele lineaire afhankelijkheid tussen de zomercijfers onderling en ook om eventuele periodiciteiten op korte termijn op te sporen, zijn de autocorrelatie coëfficiënten tot en met de 23^e orde berekend en in figuur 6 weergegeven. Uitgaande van de algemeen aanvaarde betrouwbaarheidsdrempels L 0,95 met éénzijdige onderschrijdingskans van 95%, vinden we geen significante autocorrelatie coëfficiënten behalve die van de eerste orde, welke wel zeer zwak significant zou kunnen worden genoemd. De interpretatie doet echter eerder een toevalseffect veronderstellen.

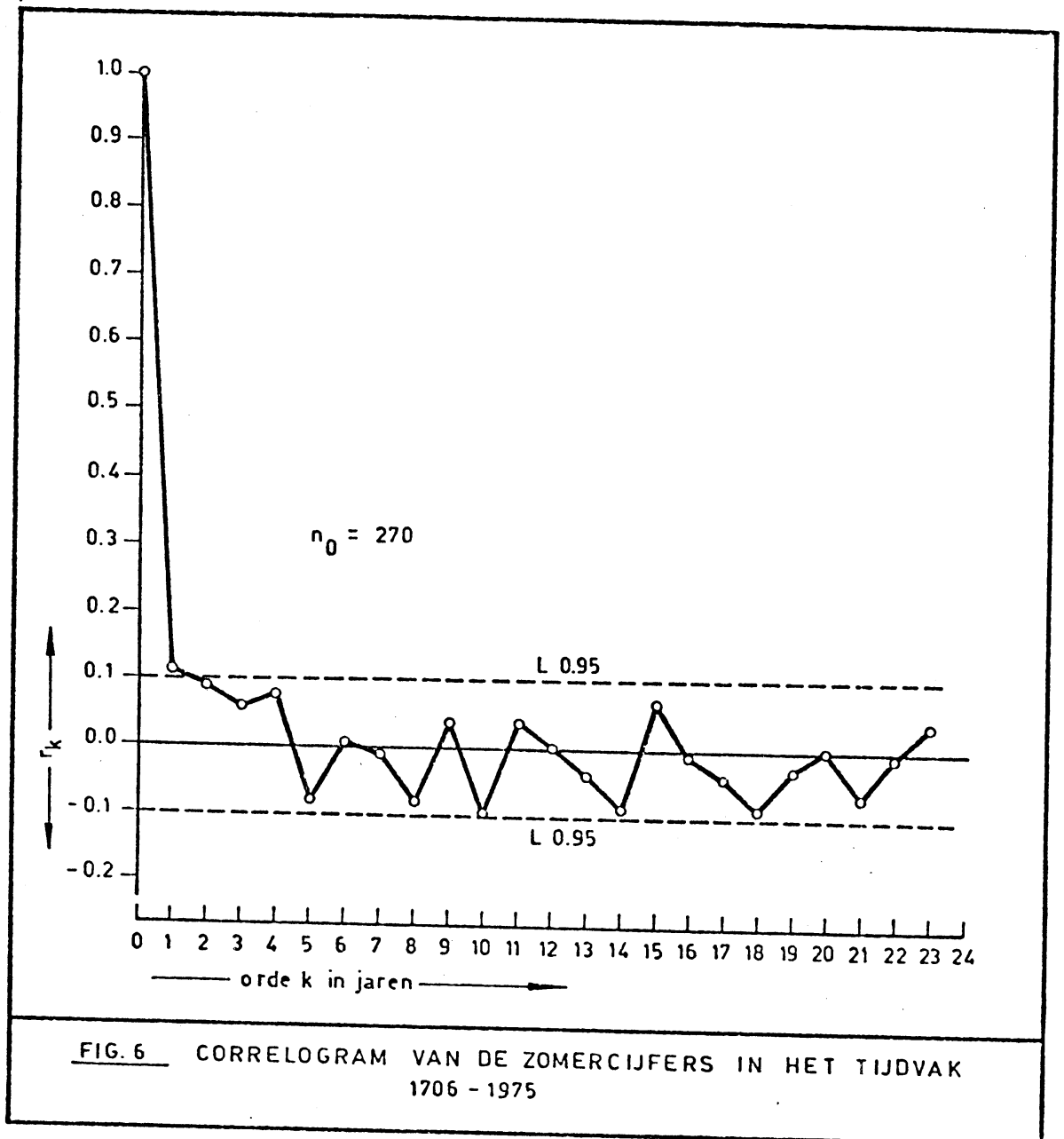


FIG. 6 CORRELOGRAM VAN DE ZOMERCIJFERS IN HET TIJDVAK 1706 - 1975

Behalve de in een deel van de tijdreeks (1886-heden) waargenomen "om-en-om" cyclus, die in paragraaf 4.3. onderzocht zal worden, kunnen we naar aanleiding van de resultaten van het autocorrelatie onderzoek stellen, dat er van periodiciteiten op korte termijn geen sprake is.

4.2.3. Afbakening van tijdvakken met meer en minder zomerwarmte

Zoals in 4.2. is opgemerkt, zal het een arbitraire aangelegenheid zijn, wanneer men uit een oogpunt van klimatschommelingen bepaalde te warme en te koele tijdvakken op de juiste wijze wil afbakenen. Men zou dit kunnen doen aan de hand van de maxima en minima, die voorkomen

in het cumulatieve verloop van de y_k (4), zie figuur 5^b. Het blijkt echter, dat in dat verloop vele secundaire maxima en minima voorkomen. In verband daarmee wordt aan de hand van voorkomende runlengten nagegaan, op welke wijze een afbakening kan plaatsvinden. Uit de theoretische verdeling van runlengten kan een zodanige lengte worden gekozen, dat de kans op voorkomen daarvan kleiner dan 5% is. In de navolgende tabel IV zijn de runlengten met hun theoretische kans weergegeven.

TABEL IV runlengten met hun theoretische kans

runlengte	kans
1	1/2
2	1/4
3	1/8
4	1/16
5	1/32
6	1/64
7	1/128
8	1/256

In deze tabel zien we, dat een runlengte van 5 jaren een kans van 1/32 of ruim 3% heeft. Grotere runlengten hebben kleinere kansen. Er kan nu worden afgesproken, dat een tijdvak in de zin van het beoogde doel minstens één positieve of negatieve run met minimale lengte van 5 jaren moet bevatten en dat die tijdvakken worden be-

grensd door tussenliggende maxima en/of minima in het cumulatieve verloop van figuur 5^b.

In figuur 7^a zijn alle runs vanaf 1709 tot en met 1974 weergegeven. Daarin zijn vertikaal de gemiddelde positieve en negatieve afwijkingen:

$\frac{A_i}{a_i}$ en $\frac{B_i}{b_i}$ uitgezet tegen de bijbehorende positieve en negatieve runlengten a_i en b_i . De positieve en negatieve runsom worden daarbij respectievelijk voorgesteld door A_i en B_i . Figuur 7^a geeft dus in principe alle te warme en te koele tijdvakken, variërend in lengte van 1 jaar tot en met 10 jaar, zoals die vanaf 1709 zijn voorgekomen.

Uitgaande van het verloop in figuur 5^b en gelet op de bovenstaand geformuleerde afspraak, is het mogelijk om in de tijdreeks een 11-tal tijdvakken te isoleren, die om en om te koel en te warm zijn geweest. In tabel V zijn deze tijdvakken met hun gemiddeld zomercijfer \bar{S} en standaarddeviatie $s(S)$ opgenomen en in figuur 7^b grafisch voorgesteld.

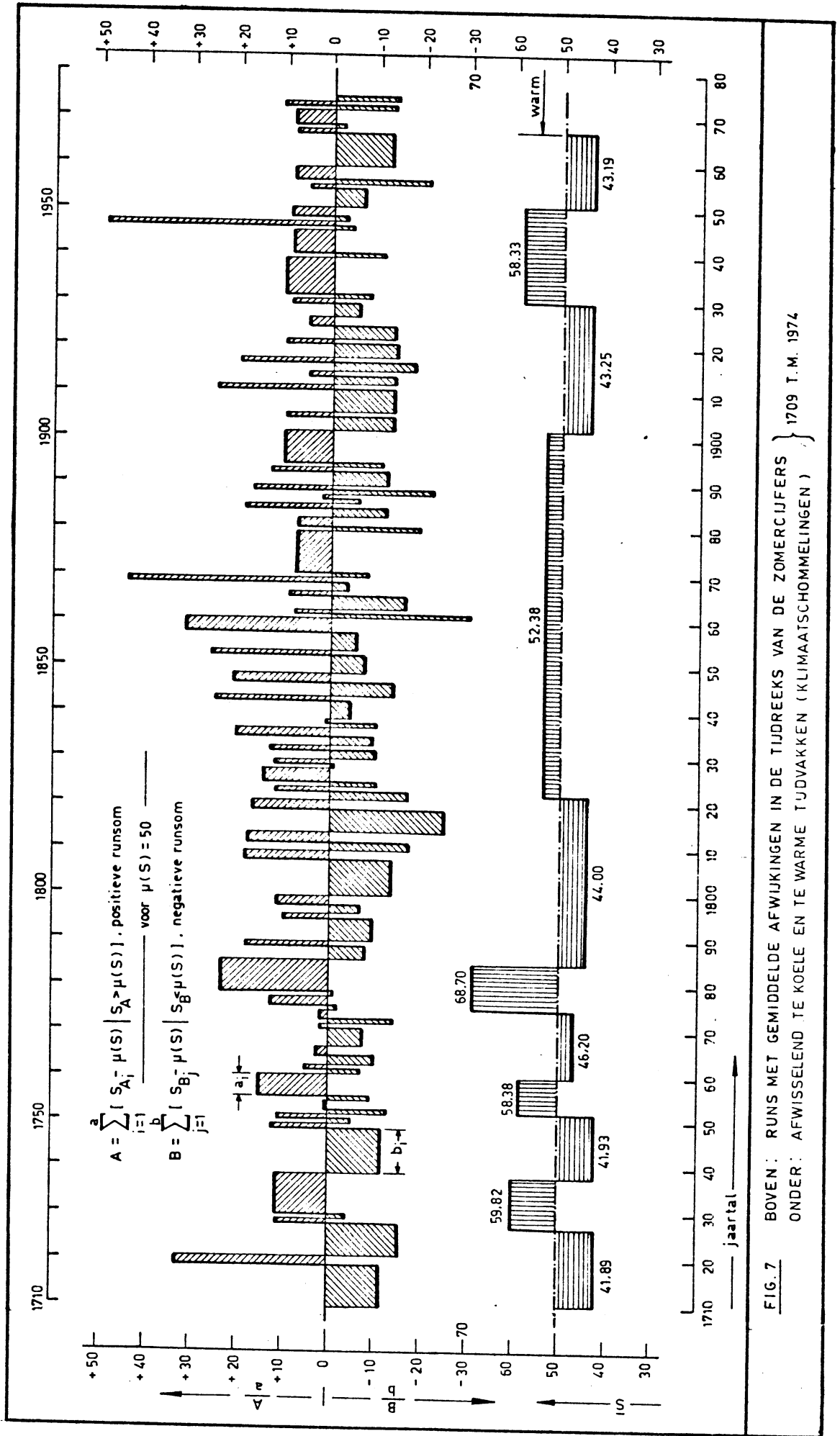


FIG. 7 BOVEN: RUNS MET GEMIDDELTE AFWIJKINGEN IN DE TIJDREKS VAN DE ZOMERCIJFERS } 1709 T.M. 1974
 ONDER: AFWISSELEND TE KOELE EN TE WARME TIJDVAKKEN (KLIMAATSCHEMMELINGEN)

TABEL V te warme en te koele tijdvakken

soort	tijdvak	duur	\bar{s}	s(S)
koel	1709-1726	18	41,89	17,64
warm	1727-1737	11	59,82	8,52
koel	1738-1751	14	41,93	12,65
warm	1752-1759	8	58,38	12,81
koel	1760-1774	15	46,20	6,84
warm	1775-1784	10	68,70	14,47
koel	1785-1821	37	44,00	14,76
warm	1822-1901	80	52,38	15,60
koel	1902-1929	28	43,25	13,63
warm	1930-1950	21	58,33	12,19
koel	1951-1966	16	43,19	13,10
warm	1967-.....	..		

Helaas zijn de aldus opgespoorde tijdvakken niet allemaal van gelijke lengte, zodat in dit opzicht het stochastische karakter weer tot uiting komt. We hebben hier dus te maken met λ periodieke klimaatschommelingen. Mogelijk geeft de gevonden indeling aanknopingspunten met betrekking tot de luchtsoortenklimatologie en/of de activiteit van de zon (zonnevlekken, zonnevlammen). Dit aspect wordt in het voorliggende rapport echter niet verder onderzocht.

4.3. ONDERZOEK NAAR DE "OM EN OM" CYCLUS

In [4] wordt melding gemaakt van de ontdekking, dat in de periode 1880- 1961 de zomers te Londen in jaren met oneven jaartal over het algemeen beter zomerweer brachten dan die in jaren met een even jaartal. In deze paragraaf wordt onderzocht, in hoeverre ook hier te lande van deze "om en om" cyclus sprake is. Geruggesteund door de resultaten van de in 4.2. neergelegde methode van onderzoek, lijkt het zinvol om ook hier dezelfde weg te bewandelen. Daartoe worden alle zomercijfers vanaf 1706, vallend in jaren met even jaartal, cumulatief genomen en hetzelfde recept wordt toegepast op alle zomercijfers vanaf 1707, vallend in de jaren met oneven jaartallen. Het resultaat van deze bewerkingen bestaat uit een tweetal

cumulatieve krommen, waartussen vervolgens de verschil-kromme wordt bepaald. Door middel van een reeks punten is de verschil-kromme in figuur 8 als functie van de tijd uitgezet. De onderbroken lijn door die punten geeft het gemiddelde verloop of de trend aan. Deze lijn vertoont verwantschap met een eerste harmonische van een Fourier-analyse. Het verloop van die trend heeft een maximum omstreeks 1777 en een minimum te circa 1865. Wanneer de trend een stijgende tendens heeft, domineren qua zomer-warmte de zomers in de oneven jaartallen; is de trend dalend, dan overheersen de "even" zomers.

Uit het verloop van de trend blijkt, dat van 1707 t.m. 1777 de oneven zomers domineerden. Uit het rekenkundig gemiddelde van de 36 zomercijfers van die jaren blijkt dat dan ook inderdaad zo te zijn. Er wordt namelijk gevonden: $\bar{S}_{\text{oneven}} = 49,56$ tegen $\bar{S}_{\text{even}} = 48,25$ voor de 36 zomers in de even jaartallen van 1706 t.m. 1776.

Eenzelfde, maar tegenovergesteld resultaat vinden we over het tijdvak 1778-1865, waarin de trend daalt en de even zomers zouden moeten domineren. Voor de 44 even en oneven zomers in dat tijdvak wordt respectievelijk gevonden:

$\bar{S}_{\text{even}} = 50,34$ en $\bar{S}_{\text{oneven}} = 50,11$. In dit geval is er nauwelijks sprake van een verschil.

Anders wordt het, wanneer we het tijdvak na 1865 in beschouwing nemen. We zien dan de trend in min of meer versnelde mate toenemen tot heden, vooral na 1886.

We berekenen nu:

55 even zomers	1866-1974:	$\bar{S}_{\text{even}} = 47,91$
55 oneven zomers	1867-1975:	$\bar{S}_{\text{oneven}} = 52,65$
45 even zomers	1886-1974:	$\bar{S}_{\text{even}} = 45,44$
45 oneven zomers	1887-1975:	$\bar{S}_{\text{oneven}} = 53,49$

Uit deze cijfers blijkt, dat vooral gedurende de laatste 90 jaren - het tijdvak waarin de trend van de verschil-kromme het sterkste toeneemt- het verschijnsel van de om en om cyclus duidelijker aan het daglicht treedt dan in het tijdvak vóór 1886. Uit een oogpunt van duidelijkheid zijn de punten waaruit de verschil-kromme van fig. 8

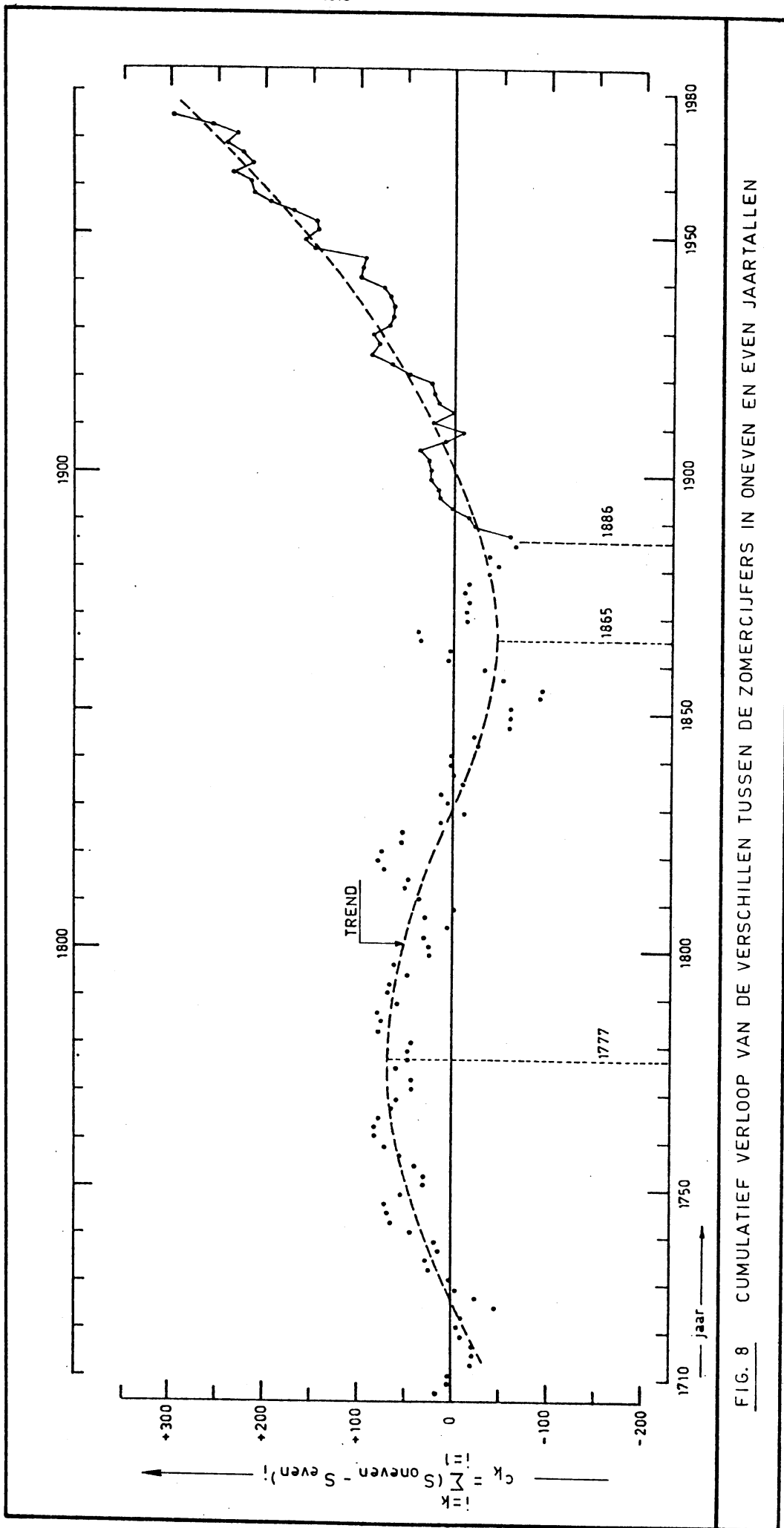


FIG. 8 CUMULATIEF VERLOOP VAN DE VERSCHILLEN TUSSEN DE ZOMERCIJFERS IN ONEVEN EN EVEN JAARTALLEN

is opgebouwd, onderling door lijntjes verbonden.

Op grond van de resultaten, welke zijn verkregen met behulp van de verschilkromme, kan men zich afvragen, hoe het gesteld is met de significantie van die resultaten. Wanneer de tijdreeks in zijn geheel wordt bekeken, vinden we: $\bar{S}_{\text{oneven}} = 51,00$ en $\bar{S}_{\text{even}} = 48,79$ met standaardafwijkingen van respectievelijk $s_{\text{oneven}} = 15,85$ en $s_{\text{even}} = 15,19$. Wanneer nu de t-toets van Student wordt toegepast, vinden we: $t = 1,17$, hetgeen bij 268 vrijheidsgraden een overschrijdingskans van ca. 25% oplevert. Deze uitkomst betekent, dat het verschil tussen de zomercijfers van de oneven jaren en die van de even jaren in het tijdvak 1706-1975 niet significant is, wanneer men uitgaat van de á priori vastgestelde betrouwbaarheidsdrempel met éézijdige overschrijdingskans van 5%. Nu kan men het tijdvak na 1886 apart beschouwen en wederom de t-toets toepassen. De moeilijkheid is nu, dat de over dit tijdvak berekende overschrijdingskans van 0,4% ($t = 2,77$, $v = 88$) niet meer kan worden vergeleken met de evengenoemde betrouwbaarheidsdrempel van 5% omdat het selectieëffect [1] een rol gaat spelen; immers het betreffende tijdvak 1886-1975 is gekozen op grond van de meetwaarden zelf, en wel zodanig, dat er verschil is. In dit geval zou men een betrouwbaarheidsdrempel voor een á posteriori hypothese moeten vaststellen, òf men zou de gevonden overschrijdingskans van 0,4% moeten vermenigvuldigen met een selectiefactor, welke in het onderhavige geval moeilijk is te berekenen.

Een andere methode van onderzoek is hierin gelegen, dat men na kan gaan of een even, respectievelijk oneven zomer warmer is dan de voorafgaande en de volgende oneven, respectievelijk even zomer. Het aantal relatieve maxima in de S-reeks wordt dan geteld afzonderlijk voor de even en de oneven jaren. Deze aantallen zullen per groep van 18 jaren worden bepaald en met C_e en C_o worden aangegeven. In tabel VI zijn deze aantallen vermeld en is tevens het verschil $\Delta C = C_o - C_e$ opgenomen.

TABEL VI aantallen
relatieve
maxima en minima met
verschillen in tijd-
vakken van 18 jaar

tijdvak	C_e	C_o	ΔC
1706-1723	2	3	+1
1724-1741	2	6	+4
1742-1759	3	3	0
1760-1777	3	3	0
1778-1795	3	1	-2
1796-1813	1	5	+4
1814-1831	3	2	-1
1832-1849	3	2	-1
1850-1867	1	4	+3
1868-1885	5	1	-4
1886-1903	0	4	+4
1904-1921	2	5	+3
1922-1939	2	4	+2
1940-1957	2	4	+2
1958-1975	1	6	+5
totaal	33	53	+20

De statistische toetsing is nu niet zo eenvoudig als in het vorige geval. De grootheden C_e en C_o zijn namelijk sterk negatief afhankelijk, immers als een jaar een relatief maximum is, dan is het voorafgaande en het volgende oneven jaar beslist geen relatief maximum, terwijl het voorafgaande en het volgende even jaar meer kans hebben een relatief maximum te zijn; het overeenkomstige geldt voor de oneven jaren. Het heeft dus geen zin C_e en C_o beiden te beschouwen; het is beter om allen met ΔC te werken, en te proberen na te gaan of getoetst kan worden of de verdeling van ΔC , hetzij $\sum \Delta C$ afwijken

van hetgeen te verwachten is als er geen verschil is tussen even en oneven jaren. Het probleem is nu de verwachtingswaarden te vinden. Daar theoretische berekening zeer ingewikkeld is, is de zogenaamde Monte Carlo methode gebruikt, waarbij met toevalscijfers een zeer grote S-reeks wordt gesimuleerd waarop hetzelfde procedé als op de waarnemingen is toegepast. Dat levert in dit geval 1000 ΔC -waarden. De verdeling van deze ΔC -waarden is in tabel VII te vinden.

Aangezien er slechts 15 waarden ΔC zijn, moet er gegroepeerd worden en kunnen er voor de berekening van χ^2 slechts drie groepen worden gemaakt. Het resultaat is een χ^2 waarde van 3,94 wat met twee vrijheidsgraden een overschrijdingskans van 15% geeft, dus ook geen significant resultaat. Tenslotte kan ook de som $\sum \Delta C$ nog gesimuleerd worden; 280 reeksen van 270 toevalscijfers geven voor $\sum \Delta C = +20$ een overschrijdingskans van circa 2½%, maar de nulhypothese moet eigenlijk tweezijdig worden getoetst en dan komt men op een kans van ongeveer 5%. Er is dus wel sprake van een opvallend aantal relatieve maxima in de oneven jaren, maar het is toch nog niet een erg duidelijk effect, wanneer men de tijdreeks in haar geheel beschouwt. Zoals ook uit tabel VI blijkt, is het effect in de laatste 90 jaren het duidelijkst aanwezig.

TABEL VII verdeling van 1000 ΔC -waarden, afkomstig uit een zeer grote gesimuleerde S-reeks

ΔC	aantal	waargenomen	verwachtingswaarde
-9	2		
-8	2		
-7	6		
-6	25		
-5	45		
-4	51	1	
-3	80	-	} 2
-2	105	1	
-1	110	2	} 5
0	148	2	
+1	112	1	} 8
+2	110	2	
+3	79	2	} 8
+4	58	3	
+5	35	1	
+6	21		
+7	10		
+8	1		
+9	0		

-x-

5. DE WARMTEVERDELING IN DE ZOMERS

Om een indruk te krijgen van het karakter van zomers wat de verdeling van de warmte daarin betreft, moeten we nagaan hoe de zomerwarmte in het gehele warme tijdvak (mei tot en met september) zich verhoudt tot de zomerwarmte in de drie eigenlijke zomermaanden juni, juli en augustus. We kunnen dit bereiken door het probleem in relatieve zin te bekijken. Wanneer we het absoluut zouden beschouwen, vinden we praktisch geen enkele zomer met de meeste warmte in de "randmaanden" mei en september omdat nu eenmaal de meeste zomerwarmte in de maanden juni, juli en augustus voorkomt. Teneinde het in mei en september vaak voorkomende warme zomerweer desondanks toch "recht te doen wedervaren", kunnen we van elke zomer het "relatieve warmteverdelingsquotiënt" berekenen, te definiëren door:

$$q = \frac{X(T_w)}{X(T_z)} \quad (\text{zie betrekking 2 in 3.2.})$$

Volgens de afleiding van (3) kan het quotiënt q worden gelijkgesteld aan:

$$q = \frac{u(T_w)+3}{u(T_z)+3} \quad (7)$$

Voor een zomer met relatief veel warmte in mei en/of september geldt: $q > 1$ en voor de overige zomers: $q < 1$.

TABEL VIII relatieve warmte-verdelingsquotiënten vanaf 1706

jaar	q	jaar	q	jaar	q	jaar	q	jaar	q	jaar	q
1706	0,97	1756	0,92	1806	1,42	1856	0,76	1906	0,97	1956	1,71
07	0,94	57	0,88	07	0,82	57	1,01	07	1,64	57	0,73
08	1,09	58	1,25	08	1,09	58	1,06	08	1,05	58	1,16
09	1,07	59	0,90	09	1,35	59	0,90	09	0,94	59	1,06
1710	1,15	1760	1,06	1810	0,84	1860	1,12	1910	1,03	1960	1,08
11	0,93	61	1,09	11	1,20	61	0,79	11	1,04	61	1,20
12	0,94	62	1,17	12	1,05	62	1,59	12	0,64	62	0,65
13	0,99	63	0,75	13	1,14	63	0,80	13	1,33	63	0,91
14	0,73	64	1,00	14	0,77	64	1,01	14	0,91	64	1,25
15	0,98	65	0,95	15	1,25	65	1,57	15	1,01	65	0,95
16	0,79	66	1,04	16	0,87	66	0,80	16	1,43	66	1,09
17	0,83	67	0,98	17	1,04	67	1,18	17	1,14	67	1,02
18	0,99	68	0,79	18	0,92	68	1,15	18	1,26	68	0,94
19	0,95	69	1,05	19	1,11	69	1,16	19	1,51	69	1,05
1720	1,33	1770	1,13	1820	1,12	1870	0,92	1920	1,08	1970	1,04
21	0,87	71	1,37	21	1,32	71	0,88	21	1,06	71	1,08
22	1,07	72	0,89	22	1,06	72	0,90	22	1,12	72	0,78
23	1,23	73	1,06	23	1,29	73	0,72	23	0,80	73	0,99
24	0,99	74	0,92	24	1,13	74	0,89	24	1,31	74	0,87
25	0,68	75	1,03	25	1,20	75	1,09	25	0,93	75	0,92
26	1,38	76	0,82	26	0,89	76	0,67	26	0,99	76	0,91
27	0,71	77	1,17	27	1,14	77	0,61	27	1,00	77	
28	1,11	78	0,95	28	1,11	78	1,07	28	0,76	78	
29	1,05	79	1,16	29	1,00	79	0,77	29	1,35	79	
1730	1,08	1780	1,17	1830	1,00	1880	1,03	1930	0,90	1980	
31	1,11	81	0,52	31	1,00	81	0,97	31	0,93	81	
32	1,19	82	0,97	32	0,88	82	1,16	32	0,99	82	
33	0,82	83	0,95	33	1,33	83	1,02	33	0,99	83	
34	1,04	84	1,39	34	1,09	84	1,14	34	1,12	84	
35	1,07	85	1,16	35	0,90	85	0,66	35	0,86	85	
36	1,02	86	0,87	36	0,96	86	1,30	36	1,03	86	
37	1,31	87	0,86	37	0,77	87	0,70	37	1,07	87	
38	0,97	88	1,06	38	0,97	88	0,95	38	0,96	88	
39	1,15	89	1,13	39	0,99	89	1,15	39	1,00	89	
1740	0,43	1790	1,12	1840	1,10	1890	1,52	1940	1,01	1990	
41	0,80	91	0,91	41	1,84	91	1,23	41	0,78	91	
42	0,52	92	0,76	42	1,02	92	1,21	42	1,07	92	
43	1,00	93	0,69	43	1,16	93	1,02	43	1,08	93	
44	0,96	94	0,83	44	1,45	94	0,79	44	0,84	94	
45	1,25	95	1,16	45	0,78	95	1,20	45	1,08	95	
46	1,26	96	1,13	46	1,04	96	0,89	46	1,24	96	
47	1,02	97	1,01	47	0,95	97	0,84	47	1,13	97	
48	0,94	98	1,04	48	1,16	98	1,04	48	1,09	98	
49	1,34	99	0,84	49	1,25	99	0,85	49	1,16	99	
1750	1,13	1800	1,74	1850	0,76	1900	0,88	1950	0,94	2000	
51	0,79	01	1,16	51	0,74	01	1,01	51	1,13	01	
52	0,97	02	1,01	52	0,87	02	0,63	52	0,85	02	
53	1,06	03	0,57	53	0,88	03	1,30	53	0,99	03	
54	1,19	04	1,44	54	0,96	04	0,86	54	1,22	04	
55	0,77	05	1,13	55	0,83	05	0,83	55	0,82	05	

tijdvak 1721-1970:

$$\mu(q) = 1,03, \sigma(q) = 0,22$$

q is normaal verdeeld

In tabel VIII zijn alle zomers vanaf 1706 met hun relatieve warmte-verdelingsquotiënten q vermeld.

Als rekenkundig gemiddelde over het 250-jarige tijdvak 1721-1970 wordt gevonden $\mu(q) = 1,03$ en de standaarddeviatie bedraagt $\sigma(q) = 0,22$. De quotiënten q zijn normaal verdeeld, zodat de mate van uitzonderlijkheid van de verdeling van de zomerwarmte binnen het warme tijdvak gemakkelijk beoordeeld kan worden.

6. CORRELATIE EN REGRESSIE TUSSEN ZOMERCIJFERS EN WARMTEGETALLEN

Het kan van belang zijn te weten, hoe het verband tussen de warmtegetallen (zie hoofdstuk 2) en de zomercijfers is. Wanneer de 51 warmtegetallen van de zomers van 1923-1973 worden gecorreleerd met de zomercijfers van de overeenkomstige jaren, dan blijkt de correlatiecoëfficiënt $r(S,W) = 0,85$ te bedragen. Daarbij is uitgegaan van een lineaire regressie tussen de beide variabelen. Het is echter zeer de vraag, of dat uitgangspunt juist moet worden geacht. Daarom zijn de logaritmen van de beide variabelen nog eens met elkaar gecorreleerd. Nu wordt een correlatiecoëfficiënt $r(\ln S, \ln W) = 0,92$ gevonden op grond waarvan kan worden verondersteld, dat het verband tussen S en W niet lineair is. Als regressievergelijking wordt berekend: (zie figuur 9)

$$\ln W = 2,50 \ln S - 5,90 \quad (8)$$

$$\text{of: } W = 0,00275 S^{2,5} \quad (8^a)$$

Met behulp van deze betrekkingen is het mogelijk, om uit de zomercijfers van de vroegere jaren, waarvan geen warmtegetallen bekend zijn, die warmtegetallen vanaf 1706 te schatten. Hierbij zij wel aangetekend, dat rond een schatting van W_i uit S_i een marge aanwezig is. De van S afgeleide warmtegetallen moeten daarom als verwachtingswaarden worden opgevat. Ook moet erop worden gewezen, dat de gevonden regressievergelijking een geldigheid heeft in een bepaald gebied, dat echter wel zó uitgestrekt is, dat praktisch gesproken alle zomercijfers vanaf 1706 in verwachtingswaarden van warmtegetallen uitgedrukt kunnen worden.

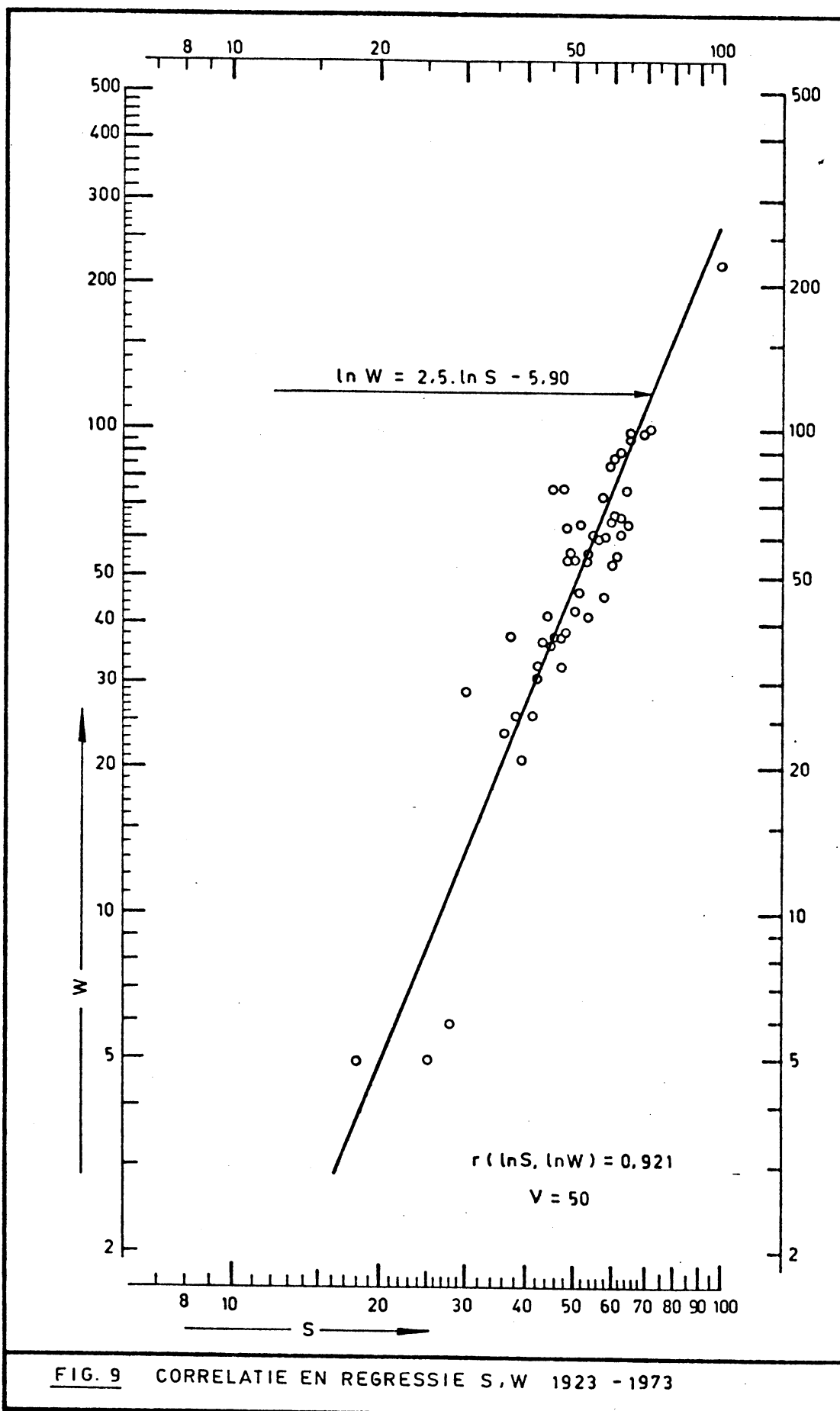


FIG. 9 CORRELATIE EN REGRESSIE S, W 1923 - 1973

7. SAMENVATTING EN CONCLUSIES

Op grond van de maand- en seizoentemperaturen te De Bilt vanaf het jaar 1706 (LABRIJN- reeks) zijn in dit rapport aan alle zomers in het 270-jarige tijdvak 1706-1975 thermische karaktergetallen toegekend. Deze karaktergetallen, "zomercijfers" genoemd (symbool S), zijn voor elk jaar samengesteld uit de elementen:

- gemiddelde temperatuur mei tot en met september,
- gemiddelde temperatuur juni tot en met augustus,
- gemiddelde temperatuur van de warmste maand.

De zomercijfers zijn zodanig vastgesteld, dat ze dimensieloos zijn en dat met een onderschrijdingskans van ca. 0,05% voor de koudst denkbare zomer geldt: $S = 0$ en met een overschrijdingskans van 0,05% voor de warmst denkbare zomer: $S = 100$. Zomers van deze typen zouden daarom gemiddeld slechts éénmaal in de ca. 2000 jaar kunnen optreden. De aldus opgestelde tijdreeks heeft de eigenschap, dat de zomercijfers, waaruit deze bestaat, bij benadering Gaussisch zijn verdeeld met centrum = 50 en standaarddeviatie = 15,3 (1721-1970).

Met behulp van statistische methoden is de tijdreeks onderzocht, waarbij als voornaamste conclusies naar voren komen:

- De tijdreeks bevat persistentie, welke kan worden toegeschreven aan aperiodieke klimaatschommelingen. Op grond daarvan kan op een speciale manier een 11-tal tijdvakken van ongelijke duur worden afgebakend met beurtelings koeler en warmer zomerweer dan normaal.
- Behoudens een zeer zwakke autocorrelatie van de eerste orde, welke overigens mogelijk aan het toeval kan worden toegeschreven, bevat de reeks geen periodiciteiten op korte termijn (1-23 jaar).
- De "om en om" cyclus, die inhoudt, dat zomers met oneven jaartallen in de regel warmer zomerweer brengen dan in de er aan voorafgaande en er op volgende zomers met even jaartal, komt in de 270-jarige tijdreeks - wanneer we deze in haar totaliteit beschouwen - statistisch gezien niet duidelijk tot uiting. Wel kan worden geconcludeerd,

dat dit effect zich gedurende de afgelopen eeuw duidelijker heeft gemanifesteerd, dan in de er aan voorafgaande periode.

Wat de verdeling van de zomerwarmte in het jaarlijkse warme tijdvak (1 mei tot en met 30 september) betreft, zijn voor alle zomers vanaf 1706 relatieve warmteverdelingsquotiënten (q) berekend. Voor zomers met relatief veel warmte in de "randmaanden" mei en/of september geldt: $q > 1$ en voor zomers, waarbij de drie zomermaanden juni, juli en augustus relatief het meest met warmte zijn bedeed, geldt: $q < 1$. De gevonden quotiënten zijn normaal verdeeld met centrum = 1 en standaarddeviatie = 0,2.

Uit het gevonden verband tussen zomercijfers en warmtegetallen kunnen alle zomercijfers vanaf 1706 desgewenst worden omgerekend in verwachtingswaarden van warmtegetallen voor zover daar behoefte aan bestaat, bijvoorbeeld in verband met de omstandigheid dat er van het tijdvak 1706-1849 geen warmtegetallen beschikbaar zijn.

SYMBOLLEN

A	= positieve runsom
B	= negatieve runsom
C	= aantal relatieve maxima in een tijdreeks
$E(\dots)$	= verwachtingswaarde van (...)
K	= koudegetal van Hellman
L	= betrouwbaarheidsdrempel
N_1	= aantal positieve waarnemingen $S-\mu(S)$
N_2	= aantal negatieve waarnemingen $S-\mu(S)$
$N(\mu, \sigma)$	= notatie voor normale verdeling met gemiddelde μ en standaarddeviatie σ
P	= overschrijdingskans
S	= zomercijfer
T_{ζ}	= etmaalgemiddelde van de temperatuur $>18,0^{\circ}\text{C}$
T_m	= gemiddelde temperatuur van de warmste maand
T_w	= gemiddelde temperatuur mei t.m. september
T_z	= gemiddelde temperatuur juni t.m. augustus
W	= warmtegetal
$X(T_m)$	= bijdrage van T_m tot S
$X(T_w)$	= bijdrage van T_w tot S
$X(T_z)$	= bijdrage van T_z tot S
X	= theoretische frekwentie
a	= positieve runlengte
b	= negatieve runlengte
c_k	= cumulatief verschil tussen zomercijfers in opéénvolgende oneven en even jaartallen
g	= aantal waarnemingen in een groep
n	= aantal waarnemingen in een steekproef
q	= relatief warmte-verdelingsquotiënt
r	= correlatiecoëfficiënt
s	= standaarddeviatie in een steekproef
$u(\dots)$	= excentriciteit van een waarneming (...)
x	= aantal of frekwentie (waargenomen)
y_k	= cumulatieve afwijking van zomercijfers t.o.v. hun gemiddelde in het k^{de} jaar na 1706
$\mu(\dots)$	= gemiddelde van waarnemingen (...), 1721-1970
$\sigma(\dots)$	= standaarddeviatie van idem (...), 1721-1970
v	= aantal vrijheidsgraden

LITERATUUR

- [1] BIJL, W. VAN DER. Toepassing van statistische methoden in de klimatologie. KNMI, Mededelingen en Verhandelingen nr. 58, 1952.
- [2] LABRIJN, A. Het klimaat van Nederland gedurende de laatste twee en een halve eeuw. KNMI, Mededelingen en Verhandelingen nr. 49, 1945.
- [3] MORONEY, M.J. Feiten uit cijfers. Markaboeken 71.
- [4] SUTTON, O.G. Summers in London. Weather, Vol. 17, p. 408, 1962.
- [5] VISSER, M.A.J. en IJNSEN, F. Wanneer winter, wanneer zomer? Zenit 10, 1^e jaargang, oktober 1974.
- [6] VISSER, M.A.J. en IJNSEN, F. Twee-jaarlijkse cyclus in het zomerweer. Zenit 4, 3^e jaargang, april 1976.
- [7] IJNSEN, F. Onderzoek naar het optreden van winterweer in Nederland. KNMI, Wetenschappelijk rapport W.R. 74-2.
- [8] YEVJEVICH, V. Stochastic processes in hydrology. Water resources publications Fort Collins, Colorado, U.S.A. 1972.

publicaties:

- [9] KNMI. Maandelijkse overzichten der weersgesteldheid, publicatie 94^a.