

MEDEDELINGEN LANDBOUWHOGESCHOOL
WAGENINGEN • NEDERLAND • 77-10 (1977)

DE VARIANTIE VAN DE
GEBIEDSNEERSLAG ALS FUNCTIE
VAN PUNTNEERSLAGEN EN HUN
ONDERLINGE SAMENHANG

T. A. BUISHAND

*Afdeling Cultuurtechniek en Afdeling Wiskunde,
Landbouwhogeschool, Wageningen, Nederland*

(Ontvangen 1-II-1977)

1. INLEIDING

Bij vele problemen in de agrohydrologie is niet zozeer het gedrag van de puntneerslag van belang, maar juist het gedrag van de gemiddelde neerslag op een bepaald gebied. Heeft men te maken met een homogeen gebied, dan geldt:

- a. de verwachting van het gebiedsgemiddelde is dezelfde als die van de puntneerslag
- b. de variantie van het gebiedsgemiddelde σ_g^2 is in het algemeen kleiner dan de variantie van de puntneerslag σ_p^2 .

Met betrekking tot het laatste punt kan worden opgemerkt dat de onderlinge samenhang van neerslagstations in het gebied een belangrijke rol speelt. Verondersteld zal worden dat de correlatiecoëfficiënt $\rho(v)$ tussen twee stations slechts afhangt van de onderlinge afstand v (homogeen en isotroop gebied). Kent men het verband tussen $\rho(v)$ en v dan kan σ_g^2 uit σ_p^2 afgeleid worden, zie 3, waarin het verband tussen σ_g^2 en σ_p^2 bestudeerd wordt voor één- en meerdaagse sommen. Uit dit verband voor één- en meerdaagse sommen kunnen enkele conclusies worden getrokken over het gedrag van de kruiscorrelatiefunctie (zie 4).

Alvorens op het hier gestelde probleem in te gaan zullen eerst (in 2) enkele kwaliteitsaspecten worden behandeld daar de kwaliteit van het data-bestand de grootte van de geschatte correlatiecoëfficiënten sterk kan beïnvloeden.

2. KWALITEITSASPECTEN

Het verband tussen de geschatte correlatiecoëfficiënt $r(v)$ en de afstand v wordt sterk beïnvloed door de kwaliteit van het data-bestand. De volgende twee factoren kunnen van belang zijn:

144 590

- a. Veranderingen van de opstelling van het instrument op één van beide of op beide stations. Deze veranderingen kunnen tot gevolg hebben dat $\rho(v)$ sterk onderschat wordt voor neerslagsommen over lange perioden (b.v. jaarsommen); voor kortere perioden (een maand of korter) is de invloed van deze veranderingen op $r(v)$ verwaarloosbaar, vgl. BUIHAND (1977), II.A4.
- b. Tekortkomingen van waarnemers. Dit kan aanleiding geven tot een onderschatting van $\rho(v)$ voor neerslagsommen over korte perioden. Voor decadesommen in de Gelderse Achterhoek is dit uitvoerig onderzocht door DE BRUIN (1975). Een ander voorbeeld wordt hieronder gegeven.

Figuur 1 geeft geschatte correlatiecoëfficiënten tussen dagsommen van een aantal kwalitatief zeer goede Nederlandse stations. De schattingen hebben betrekking op de winter (december, januari, februari) en op de zomer (juni, juli, augustus) van de periode 1953–1971. De seizoenwaarde is het gemiddelde van drie maandelijks schattingen. Voor de periode van vóór 1954 zijn geschatte correlatiecoëfficiënten van dagsommen gegeven in figuur 2 en wel voor de maanden januari en juli.

De geschatte correlatiecoëfficiënten in figuur 2 zijn afkomstig uit een niet gepubliceerd onderzoek van VAN MONTFORT. Hierbij zijn alleen die dagen in beschouwing genomen, waarbij op alle stations aftappingen zijn gedaan. Dit leidt per maand tot een gemeenschappelijke periode van ongeveer 1700 dagen, zodat de geschatte correlatiecoëfficiënten in de figuren 1 en 2 op ongeveer evenveel waarnemingen berusten. Voor nadere bijzonderheden over het uitgangsmateriaal, zie VAN MONTFORT (1966), II.4.1.

Vergelijkt men de figuren 1 en 2 dan ziet men dat bij eenzelfde afstand de geschatte correlatiecoëfficiënt $r(v)$ in figuur 2 aanzienlijk kleiner is dan $r(v)$ in figuur 1. De verschillen zijn in de winter in het algemeen groter dan in de zomer. Bovendien is in figuur 2 de spreiding in de punten groter. Dit alles kan worden toegeschreven aan een betere controle op de regenwaarnemingen sinds 1953.

In figuur 3 is de relatie tussen $r(v)$ en v gegeven voor dagsommen in een klein gebied in het oosten van Nederland. De figuur heeft betrekking op dezelfde periode als figuur 1 en de geschatte correlatiecoëfficiënten zijn ook op dezelfde manier verkregen. Een overzicht van de gebruikte stations is gegeven in tabel 1. Tevens geeft deze tabel per station het aantal dagen met onbekende neerslag-som. Geschatte correlatiecoëfficiënten, die betrekking hebben op één of meer stations met meer dan 100 aangevulde waarden (Heino, Hellendoorn, Lettele, Lochem, Borculo) zijn in figuur 3 met een punt aangegeven ter onderscheiding van de overige correlatiecoëfficiënten. Uit de figuur blijkt dat er nauwelijks verschillen bestaan tussen stations met veel en weinig aanvullingen.

Het verband tussen $r(v)$ en v is vrijwel rechtlijnig. Aanpassing van een rechte lijn door middel van de kleinste kwadratenmethode geeft:

$$\begin{aligned} & \text{– voor de winter} \\ & \hat{r}(v) = 0.970 - 0.0017 v \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} & \text{– voor de zomer} \\ & \hat{r}(v) = 0.862 - 0.0046 v \end{aligned} \tag{2}$$

met v de onderlinge afstand in km.

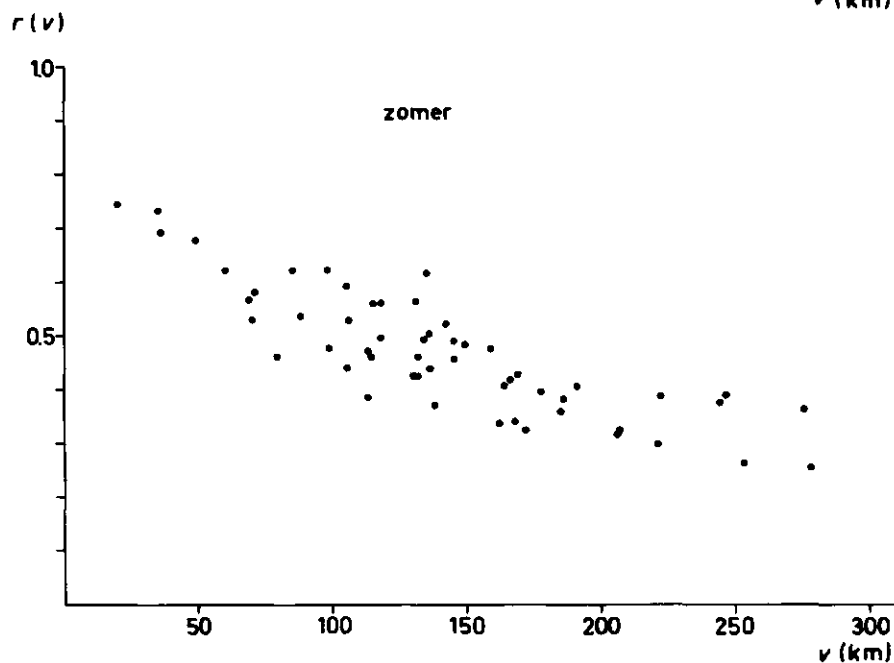
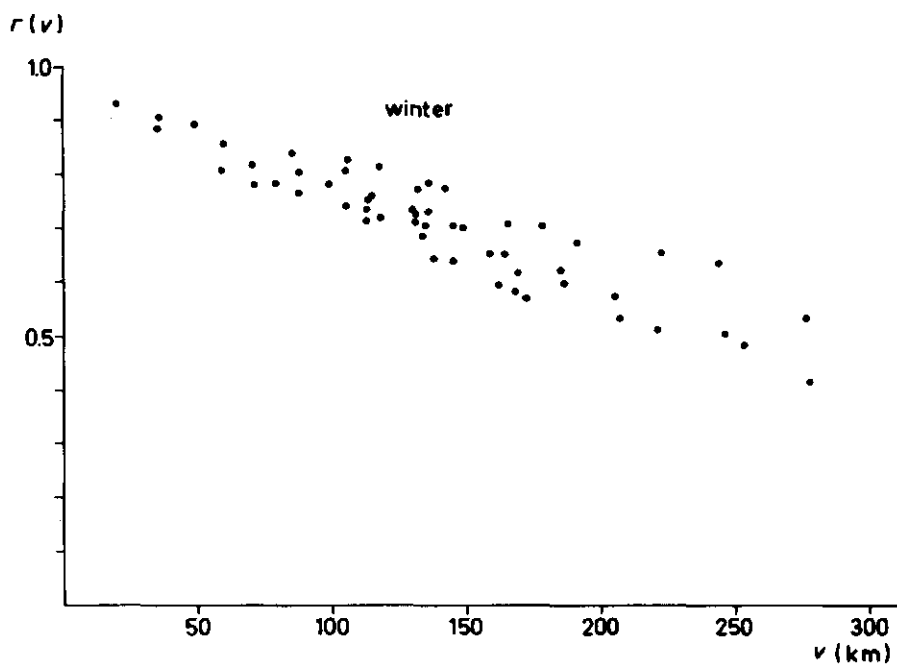


FIG. 1. Geschatte correlatiecoëfficiënten $r(v)$ van dagsommen van de stations Hoorn (Terschelling), Eelde, Twente (Vliegbasis), Scheveningen, Amsterdam (Hortus), De Bilt, Winterswijk, Vlissingen, Gemert, Eindhoven en Beek (L). De schattingen hebben betrekking op de periode 1953-1971.

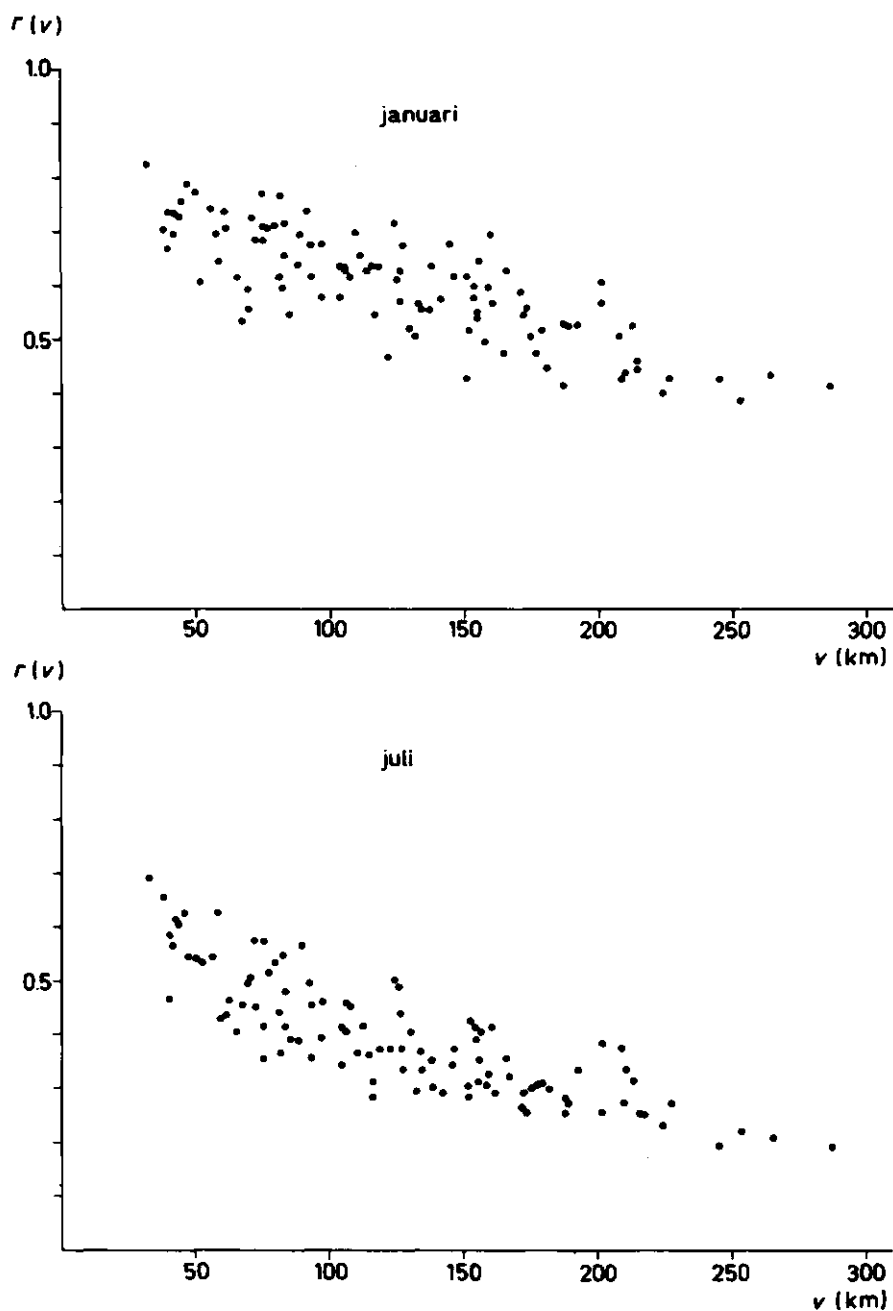


FIG. 2. Geschatte correlatiecoëfficiënten $r(v)$ van dagsommen van de stations Winterswijk, Hoofddorp, Oudenbosch, Roermond, Helmond, Hoorn, West-Terschelling, Lemmer, Den Helder, Leeuwarden, Kerkwerwe, Heusden, Scheveningen, Putten en Maastricht. De schattingen hebben betrekking op de periode vóór 1954.

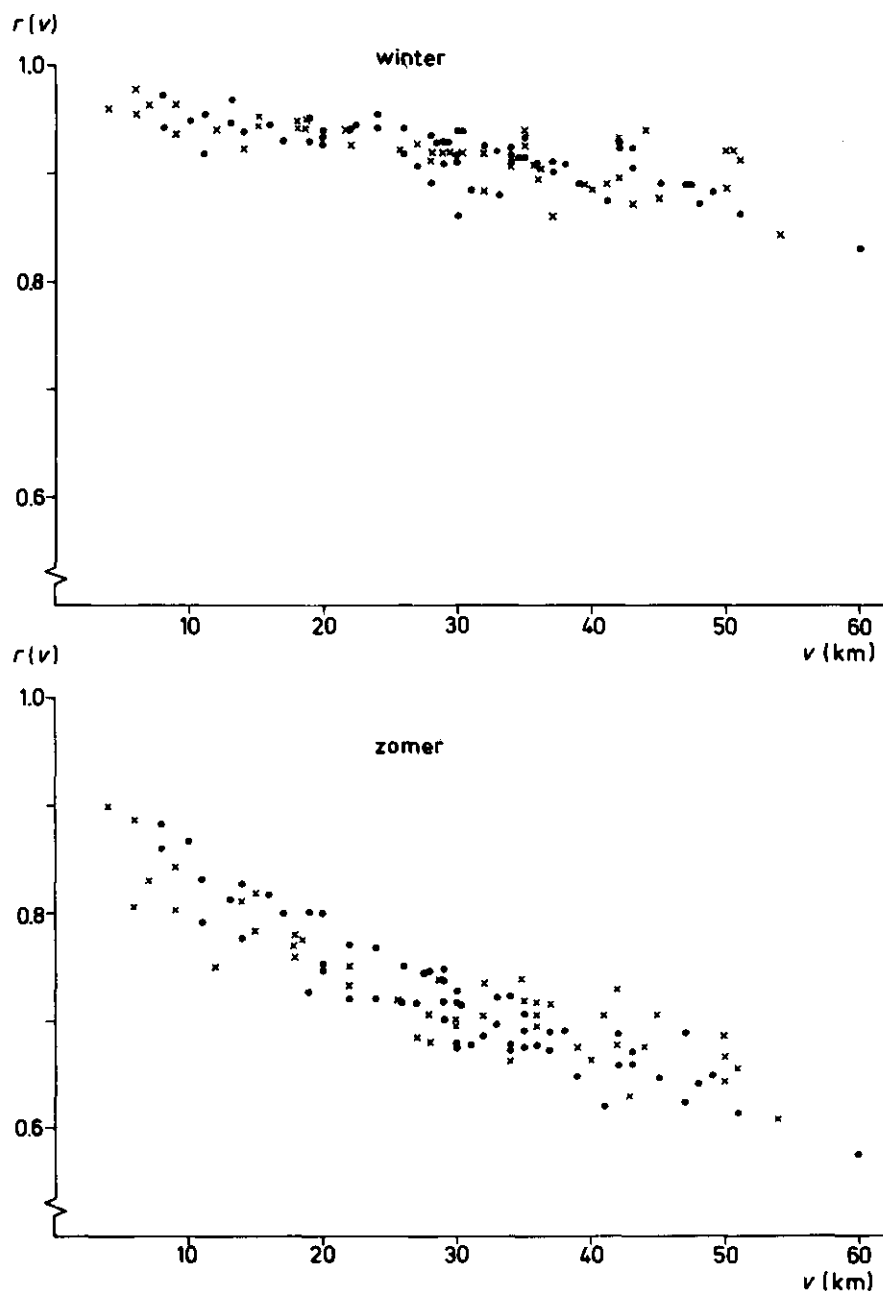


FIG. 3. Geschatte correlatiecoëfficiënten $r(v)$ van dagsommen van stations in een klein gebied in oost Nederland. De stations staan vermeld in tabel 1. Correlatiecoëfficiënten tussen de stations Heino, Hellendoorn, Lettele, Lochem en Borculo onderling en tussen deze stations en andere stations zijn aangegeven met een *punt*; de overige correlatiecoëfficiënten zijn aangegeven met een *kruisje*. De schattingen hebben betrekking op de periode 1953–1971.

TABEL 1. Overzicht van neerslagstations, waarop figuur 3 berust. Per station is het aantal dagen aangegeven, waarvan de originele neerslagsom niet bekend is. Hierbij zijn de volgende gevallen onderscheiden.

- M Dagen, waarvoor de neerslagsom is afgeleid uit een meerdaagse som, die niet op de betreffende dag is afgetapt.
A Dagen, waarvoor de neerslagsom is afgeleid uit een meerdaagse som, die op betreffende dag is afgetapt.
S Dagen waarvoor het KNMI de aangevulde waarde niet heeft afgeleid uit een meerdaagse som.
X Dagen, waarvoor de aangevulde waarde niet is afgeleid door het KNMI. Voor Heino en Lochem zijn neerslaggegevens van resp. Vilsteren en Markelo gebruikt.

Nummer en naam station	M	A	S	X
340 Heino	179	129	13	21
245 Vroomshoop	6	6	4	0
664 Almelo	2	1	2	0
665 Enschede	22	15	5	0
668 Hengelo (Ov.)	4	4	0	0
670 Twente (Vliegbasis)	0	0	1	0
672 Hellendoorn	134	86	8	0
676 Oldenzaal	16	14	7	0
681 Lettele	221	40	128	0
663 Lochem	72	54	65	61
666 Winterswijk	3	3	1	0
669 Borculo	80	54	46	0
674 Rekken	17	16	0	0
677 Deventer	11	11	2	0
678 Almen	4	4	6	0

Merk op dat $\hat{r}(0)$ beduidend kleiner is dan 1. Dit verschijnsel is voor neerslagstations in dit gebied ook gevonden door STOL (1972) en DE BRUIN (1975). De laatste auteur merkt op dat $\hat{r}(0)$ groter is naarmate de neerslagwaarnemingen kwalitatief beter zijn.

De residuele standaardafwijking is voor de winter 0.019 en voor de zomer 0.028. Men kan deze empirische waarden vergelijken met theoretische waarden. Bij N onafhankelijke trekkingen uit een twee-dimensionale normale verdeling geldt bij benadering:

$$\text{var } \underline{r}(v) \approx \frac{(1 - \rho(v)^2)^2}{N} \quad (3)$$

vgl. KENDALL and STUART (1969), 10.9. Voor $N = 1700$ (dit is ongeveer het aantal waarnemingen waarop figuur 3 berust) en $\rho(v) = 0.9$ (gemiddelde situatie voor de winter) bedraagt de standaardafwijking van $\underline{r}(v)$ ongeveer 0.005; voor $\rho(v) = 0.75$ (gemiddelde situatie voor de zomer) krijgt men een waarde van ongeveer 0.010 voor de standaardafwijking. Deze theoretische waarden verschillen aanzienlijk van de empirische waarden.

Door afwijkingen van normaliteit en autocorrelatie is toepassing van formule (3) niet geheel terecht. Hoewel de werkelijke theoretische waarden hoger kunnen zijn, mag men niet verwachten dat deze de empirische waarden ook maar enigszins benaderen (de autocorrelatie in dagsommen is immers ge-

ring). Bovendien moet men bedenken dat de schattingen in figuur 3 sterk positief gecorreleerd zijn; de niet gewogen kleinste kwadratenmethode leidt dan tot een onderschatting van de residuele standaardafwijking.

Een andere mogelijkheid zou een anisotropie van het gebied kunnen zijn. Berekeningen van STOL (1972) voor neerslagsommen in dit gebied geven hier toe echter geen aanleiding. Vermoedelijk moet men de grote verschillen tussen de theoretische en de empirische standaardafwijkingen van $\bar{x}(v)$ toeschrijven aan de kwaliteit van de waarnemingen.

3. DE RELATIE TUSSEN DE VARIANTIES VAN HET GEBIEDSGEMIDDELDE EN VAN DE PUNTNEERSLAG

Beschouwd wordt een homogeen en isotroop gebied G . Kiest men willekeurig twee punten in G (d.w.z. onafhankelijk en met een uniforme verdeling) dan is de afstand v tussen deze twee punten een kansvariabele. De kansdichtheid van v zal worden aangeduid met f_v . Voor de variantie van het gebiedsgemiddelde σ_g^2 en de variantie van de puntneerslag σ_p^2 geven RODRÍGUEZ-ITURBE en MEJÍA (1974) de volgende relatie:

$$\sigma_g^2 = \sigma_p^2 \int_0^d \rho(u) f_v(u) du = \sigma_p^2 E[\rho(v)] \quad (4)$$

waarbij d de maximale afstand is in G (bij een cirkel is d de diameter; bij een rechthoek is d de lengte van de diagonaal). De variantie van de puntneerslag wordt dus gereduceerd met een factor:

$$f = E[\rho(v)] \quad (5)$$

In principe kan deze factor door numerieke uitwerking van de integraal in vergelijking (4) worden bepaald, mits f_v bekend is. Uitdrukkingen voor f_v zijn te vinden in MATÉRN (1960), 2.5, voor het geval G een rechthoek, een cirkel, een gelijkzijdige driehoek of een regelmatige zeshoek is. Vaak kan echter nuttig gebruik worden gemaakt van de benadering:

$$f \approx \rho[E(v)] \quad (6)$$

De benadering (6) houdt in dat f bepaald wordt door de correlatiecoëfficiënt tussen twee stations op afstand $E(v)$. Deze afstand wordt daarom de karakteristieke correlatieafstand van G genoemd. Voor enkele gebieden van verschillende vorm en met oppervlakte 1 is $E(v)$ gegeven in tabel 2. Uit deze tabel blijkt dat vooral de lengte-breedte verhouding α van het gebied van belang is. Verder neemt $E(v)$ enigszins toe naarmate de omtrek groter is. Voor praktische toepassingen mag men echter veelal het gebied door een rechthoek benaderen. Is de oppervlakte van het gebied niet gelijk aan 1 dan moet men de waarde in tabel 2 vermenigvuldigen met de wortel uit de oppervlakte. Zo is voor een rechthoekig gebied met een lengte van 20 km en een breedte van 10 km de karakteristieke correlatieafstand $E(v) = 0.5691 \sqrt{10 \times 20} \approx 8$ km. Met behulp van figuur 3 of

TABEL 2. Grootte van de karakteristieke correlatieafstand $E(v)$ voor gebieden met oppervlakte 1, naar MATÉRN (1960), Table 5. Voor rechthoekige gebieden stelt α de lengte-breedte verhouding voor.

Type gebied	Omtrek	$E(v)$
Cirkel	3.545	0.5108
Regelmatige zeshoek	3.722	0.5126
Vierkant	4.000	0.5214
Gelijkzijdige driehoek	4.559	0.5544
Rechthoek $\alpha = 2$	4.243	0.5691
Rechthoek $\alpha = 4$	5.000	0.7137
Rechthoek $\alpha = 16$	8.500	1.3426

door substitutie van $v = 8$ in de vergelijkingen (1) en (2) vindt men voor de reductiefactor f een waarde van ongeveer 0.95 voor de winter en van ongeveer 0.85 voor de zomer. Dus in de zomer dient de variantie van de puntneerslag sterker gereduceerd te worden om de variantie van het gebiedsgemiddelde te verkrijgen.

Men kan zich afvragen of men voor meerdaagse sommen een andere reductiefactor moet toepassen als voor ééndaagse sommen. Om deze vraag te beantwoorden zijn correlatiecoëfficiënten berekend tussen k -daagse sommen voor verschillende waarden van k . Enige resultaten van deze berekeningen zijn gegeven in tabel 3.

De k -daagse sommen in een bepaalde periode zijn hier met een $(k-1)$ -daagse overlapping genomen en wel zodanig dat een k -daagse som steeds in hetzelfde winter- of zomerseizoen ligt.

TABEL 3. Geschatte correlatiecoëfficiënten van k -daagse sommen voor de periode december 1952–november 1971.

k	Almelo-Vroomshoop (12 km)		Winterswijk-Twente (36 km)		Twente-Gemert (115 km)	
	winter	zomer	winter	zomer	winter	zomer
1	0.944	0.753	0.903	0.698	0.771	0.555
2	0.960	0.787	0.922	0.749	0.808	0.603
3	0.966	0.800	0.930	0.775	0.821	0.623
4	0.968	0.805	0.937	0.785	0.830	0.629
5	0.971	0.813	0.942	0.794	0.836	0.638
10	0.975	0.860	0.956	0.820	0.855	0.697
30	0.975	0.890	0.962	0.843	0.870	0.781
50	0.974	0.907	0.953	0.872	0.838	0.828

In het algemeen wordt de correlatiecoëfficiënt groter bij toename van k . Bij grote waarden voor k ($k > 10$) komen soms onregelmatigheden voor. Dit kan worden toegeschreven aan het feit dat de standaardafwijking van de geschatte correlatiecoëfficiënten vrij groot is (het effectieve aantal neemt immers relatief sterk af naarmate k toeneemt). Daar de correlatie tussen meerdaagse sommen groter blijkt dan de correlatie tussen ééndaagse sommen is de reductie van de variantie van puntneerslagen voor meerdaagse sommen geringer (f ligt dicht bij 1) dan voor ééndaagse sommen.

Daar de reductiefactor niet dezelfde is voor ééndaagse en meerdaagse sommen verschilt de autocorrelatiefunctie van het gebiedsgemiddelde van die van puntneerslagen. Dat de respectievelijke eerste orde autocorrelatiecoëfficiënten verschillen kan als volgt worden aangetoond. Laat $p(t)$ de puntneerslag zijn ten tijde t en $g(t)$ het gebiedsgemiddelde, dan geldt:

$$\text{var } [g(t) + g(t+1)] = 2 \text{ var } [g(t)] + 2 \text{ cov } [g(t), g(t+1)] \quad (7)$$

Stel nu:

$\rho_p^*(1)$: eerste orde autocorrelatiecoëfficiënt van de puntneerslag

$\rho_g^*(1)$: eerste orde autocorrelatiecoëfficiënt van het gebiedsgemiddelde

f_k : reductiefactor (gedefinieerd door (5)) voor de k -daagse som ($k = 1, 2$)

dan gaat (7) over in:

$$f_2 \text{ var } [p(t) + p(t+1)] = 2f_1 \text{ var } [p(t)] + 2\rho_g^*(1) \text{ var } [g(t)] \quad (8)$$

Dit kan herleid worden tot:

$$2f_2(1 + \rho_p^*(1)) \text{ var } [p(t)] = 2f_1(1 + \rho_g^*(1)) \text{ var } [p(t)] \quad (9)$$

of

$$f_2(1 + \rho_p^*(1)) = f_1(1 + \rho_g^*(1)) \quad (10)$$

Sluit men het geval $\rho_p^*(1) = \rho_g^*(1) = -1$ uit dan kunnen de twee autocorrelatiecoëfficiënten slechts gelijk zijn als $f_1 = f_2$. Daar men voor Nederlandse omstandigheden op grond van tabel 3 mag aannemen dat $f_2 > f_1$ zal $\rho_g^*(1)$ groter zijn dan $\rho_p^*(1)$. De verschillen zijn echter gering. Neemt men bijvoorbeeld voor de winter $\rho_p^*(1) = 0.270$, dan vindt men met behulp van de correlatiecoëfficiënten van Almelo-Vroomshoop in tabel 3: $\rho_g^*(1) = 0.292$.

Heeft men een model opgesteld voor puntneerslagen waarvan de parameters eenvoudig zijn uit te drukken in de eerste en tweede orde momenten (verwachting, variantie en autocorrelaties) dan is dit model eenvoudig te modificeren tot een model voor gebiedsgemiddelden. Immers, de verwachting is voor het gebiedsgemiddelde hetzelfde en de varianties en autocorrelaties van het gebiedsgemiddelde kunnen uit die van de puntneerslag worden verkregen met behulp van de boven besproken methode. De verdeling van maandsommen of van neerslagsommen over een langere periode kan redelijk beschreven worden door 2-parameter modellen, vgl. BUIHAND (1977), II.2 en II.3. Neemt men voor het

gebiedsgemiddelde hetzelfde type verdeling dan volgen de parameters hiervan uit de verwachting en de gereduceerde variantie van de puntneerslag. Voor dagsommen treden complicaties op indien men een apart proces voor de opeenvolging van droge en natte dagen gebruikt.

4. OPMERKINGEN MET BETREKKING TOT DE KRUISCORRELATIEFUNCTIE VAN DAGSOMMEN

Uit het feit dat de verhouding tussen σ_θ^2 en σ_p^2 voor één-daagse en meer-daagse sommen niet dezelfde is kunnen enkele conclusies worden getrokken over het gedrag van de kruiscorrelatiefunctie ρ_{xy} van de dagsommen in de punten X en Y . De kruiscorrelatiefunctie kan als volgt worden gedefinieerd. Stel

x_t : neerslagsom in X op dag t

y_t : neerslagsom in Y op dag t

dan is $\rho_{xy}(h)$ de correlatiecoëfficiënt tussen $\underline{x}_t$ en $\underline{y}_{t+h}$ ($h = \dots -1, 0, 1, \dots$). Merk op dat deze correlatiecoëfficiënt niet noodzakelijk gelijk hoeft te zijn aan de correlatiecoëfficiënt tussen $\underline{y}_t$ en $\underline{x}_{t+h}$ (dit is $\rho_{xy}(-h)$). Voor $h = 0$ heeft men:

$$\rho_{xy}(0) = \rho(v) \quad (11)$$

waarbij v de afstand is tussen X en Y . Voor $h \neq 0$ mag men verwachten dat $\rho_{xy}(h)$ kleiner is dan de h^e orde autocorrelatiecoëfficiënt $\rho_p^*(h)$. RODRÍGUEZ-ITURBE en MEJÍA (1974) nemen daarom het volgende model voor de kruiscorrelatiefunctie:

$$\rho_{xy}(h) = \rho(v) \rho_p^*(h) \quad (12)$$

In dit model is $\rho_{xy}(h)$ gesplitst in een functie $\rho(v)$ die alleen van de afstand tussen de twee stations afhangt en een functie $\rho_p^*(h)$ die alleen van de tijdverschuiving afhangt. Merk op dat voor dit model geldt $\rho_{xy}(h) = \rho_{xy}(-h)$. Is er geen correlatie in de tijd, d.w.z. $\rho_{xy}(h) = \rho_p^*(h) = 0$ voor $h \neq 0$, dan is altijd aan (12) voldaan.

Een bezwaar van (12) is echter dat dit model inhoudt dat de correlatiecoëfficiënt van orde nul tussen k -daagse sommen op twee stations voor elke waarde van k gelijk moet zijn aan $\rho(v)$. Immers voor de variantie en de covariantie van k -daagse sommen geldt:

$$\begin{aligned} \text{var} (\underline{x}_1 + \dots + \underline{x}_k) &= (\underline{y}_1 + \dots + \underline{y}_k) = \\ &= k\sigma_p^2 + 2\sigma_p^2 \sum_{i=1}^{k-1} (k-i) \rho_p^*(i) \end{aligned} \quad (13)$$

en

$$\begin{aligned} \text{cov} (\underline{x}_1 + \dots + \underline{x}_k, \underline{y}_1 + \dots + \underline{y}_k) &= \sigma_p^2 \sum_{i=-(k-1)}^{k-1} (k-i) \rho_{xy}(i) = \\ &= \rho(v) [k\sigma_p^2 + 2\sigma_p^2 \sum_{i=1}^{k-1} (k-i) \rho_p^*(i)] \end{aligned} \quad (14)$$

waarbij σ_p^2 de variantie is van de dagsom in een punt. Uit (14) en (13) volgt (door deling) dat de correlatiecoëfficiënt $\rho_{xy}(0) = \rho(v)$ voor alle waarden van k . Daar voor neerslagsommen in Nederland de correlatiecoëfficiënt tussen 2-daagse sommen groter is dan die tussen 1-daagse sommen moet gelden:

$$\rho_{xy}(1) > \rho(v) \rho_p^*(1) \quad (15)$$

Dat voor dagsommen in Nederland vergelijking (12) niet toepasbaar is kan ook aangetoond worden door middel van coherentiespectra. Voor de kruiscorrelatiefunctie in vergelijking (12) is de coherentie voor alle frequenties gelijk en wel $\rho_{xy}(0) = \rho(v)$. Voor dagsommen in Nederland is de coherentie bij de lage frequenties echter groter dan $\rho_{xy}(0)$.

SAMENVATTING

In deze studie is het probleem behandeld hoe men de variantie van gebiedsgemiddelden kan bepalen uit de variantie van puntneerslagen. Uit de literatuur is bekend dat de variantie van de puntneerslag gereduceerd moet worden met een factor waarvan de grootte afhankelijk is van de oppervlakte en de vorm van het gebied (vooral de lengte-breedte verhouding is belangrijk) en van de grootte van de correlatiecoëfficiënt tussen twee stations als functie van hun onderlinge afstand. Met betrekking tot het laatste kan opgemerkt worden dat kwalitatief slechte waarnemingen kunnen leiden tot een onderschatting van de correlatiecoëfficiënt.

De factor waarmee de variantie van puntneerslagen gereduceerd moet worden is voor één- en meerdaagse sommen hetzelfde indien men de kruiscorrelatiefunctie van dagsommen van twee stations kan splitsen in een component die alleen van de onderlinge afstand afhangt en een component die alleen van de tijdverschuiving afhangt. Uit berekeningen is gebleken dat men bij meerdaagse sommen een kleinere reductie moet toepassen dan bij ééndaagse sommen. Hieruit kan geconcludeerd worden dat gebiedsneerslagen sterker in de tijd gecorreleerd zijn dan puntneerslagen.

DANKBETUIGING

Bij de berekeningen werd gebruik gemaakt van duplicaten van magneetbanden van het KNMI. Dank is verschuldigd aan Ir. K. L. LINGBEEK voor het converteren van deze magneetbanden en aan de heer J. VAN DEN BERG voor het uitvoeren van computerberekeningen.

SUMMARY

THE VARIANCE OF THE AMOUNT OF RAINFALL ON AN AREA RELATED TO POINT RAINFALL AMOUNTS

This study deals with the determination of the variance of the areal mean rainfall from the variance of point rainfall. In literature it is known that the variance of point rainfall should be reduced with a factor depending on the size and the shape (especially the length to width ratio is of importance) of the area and of the height of the correlation coefficient between two stations as a function of their distance. With respect to the last point it should be noticed that poor rainfall observations may result in a negative bias in the correlation estimator.

For k -day totals the reduction factor should be the same for every k when the cross correlation function is separable in a space and a time component. Analysis of data shows, however, that the variance reduction of point rainfall decreases with k . A consequence of this is that serial correlation is more pronounced for the areal mean than for point rainfall.

LITERATUUR

- BRUIN, H. A. R. DE (1975). Over het interpoleren van de neerslaghoogte. W.R. 75-2 KNMI, De Bilt.
- BUISHAND, T. A. (1977). Stochastic modelling of daily rainfall sequences. Mededelingen Landbouwhogeschool Wageningen 77-3.
- KENDALL, MAURICE G. and STUART, ALAN D. (1969). The Advanced Theory of Statistics. Three-volume edition: Volume 1 Distribution Theory, Third edition. Charles Griffin & Co. Ltd, London.
- MATÉRN, BERTIL (1960). Spatial Variation. Stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations. Meddelanden från Statens Skogsforskningsinstitut Band 49-Nr 5.
- MONTFORT, M. A. J. VAN (1966). Statistische beschouwingen over neerslag en afvoer. H. Veenman & Zonen N.V. Wageningen.
- RODRÍGUEZ-ITURBE, IGNACIO and MEJÍA, JOSÉ M. (1974). On the Transformation of Point Rainfall to Areal Rainfall. Water Resources Research, 10, 729-735.
- STOL, PH. TH. (1972). The relative efficiency of the density of rain-gage networks. Journal of Hydrology, 15, 193-208.