

STATISTISK ANALYS AV NEDERBÖRDSDATA.
DEL I. AREALNEDERBÖRD

Statistical Analysis of Precipitation
Data.

Part I. Area Precipitation

av Bertil Eriksson

SMHI Rapporter

METEOROLOGI OCH KLIMATOLOGI

Nr RMK 16 (1979)

SMHI

Sveriges meteorologiska och hydrologiska institut

STATISTISK ANALYS AV NEDERBÖRDSDATA.
DEL I. AREALNEDERBÖRD

Statistical Analysis of Precipitation
Data.

Part I. Area Precipitation

av Bertil Eriksson

SMHI Rapporter

METEOROLOGI OCH KLIMATOLOGI

Nr RMK 16 (1979)

SVERIGES METEOROLOGISKA OCH HYDROLOGISKA INSTITUT

Norrköping 1979

ISSN 0347-2116

Tryckt på SMHI:s tryckeri, Norrköping 1979

FÖRORD

Denna rapport, del I i en planerad serie om statistisk analys av nederbördsdata, behandlar arealnederbörd för stora områden. Del II kommer att redovisa frekvensanalys av månadsnederbördssummor för punktvärden (c:a 270 stationer för perioden 1931-78). Denna redogörelse kommer huvudsakligen att bestå av kartor och tabeller. Del III avser att behandla den mer än 200-åriga serien av nederbördsdata från Stockholms gamla observatorium. Del IV är tänkt redovisa autokorrelationsanalys (spektralanalys) och test av olika statistiska prognosmodeller, t ex ARMA(p,q)-modeller, för att utröna om det i nederbördsserier finns någon identifierbar prediktabilitet.

Föreliggande redogörelse har kunnat utföras tack vare medverkan av flera SMHI-tjänstemän. Lena Trzos har sammanställt datamaterialet och även utfört flera manuella bearbetningar. Lars Gottschalk har välvilligt ställt datorprogram för frekvensanalys till förfogande. Sten Ljungkvist har modifierat detta program för att passa till indata. Lars E Olsson, R Taesler och L Gottschalk har granskat manuskriptet och kommit med värdefulla synpunkter. Gun-Britt Rosén och Anita Bergstrand har renritat figurerna och Agneta Åström har renskrivit manus.

Till samtliga som bistått mig med arbetet framföres härmed ett varmt tack.

Norrköping i augusti 1979

Bertil Eriksson

Innehållsförteckning

List of contents

	Sid
Sammanfattning	I
Summary	
Sammanställning av tabellernas innehåll	V
Summary of the contents of the tables	
Sammanställning över figurer	IX
Summary of the figures	
1. Inledning	1
Introduction	
2. Datamaterialet och felkällor	3
The data used and its reliability	
2.1 Feltyper hos punktmätningar	3
Types of errors for point values	
2.2 Samplingfel hos arealnederbördsdata	12
Sampling errors of area precipitation values	
2.3 Sammanfattning av felkällor och sannolika korrektioner	18
Summary of errors and probable corrections	
3. Tidsserieanalys	20
Time series analysis	
3.1 Run-test	20
3.2 Frekvens av sekvenser med samma tecken på avvikelserna från medelvärdet	
Frequencies of sequences with the same sign of the departure from the mean	
3.3 Filtrering av tidsserier	26
Filtering of time series	
3.4 Sammanfattning av tidsserieanalyserna	38
Summary of the time series analyses performed	
4. Frekvensanalys av arealnederbörd	39
Frequency analysis of area precipitation	
4.1 Testade fördelningsfunktioner	39
Frequency distributions tested	
4.2 Val av teoretisk modell och resultat av frekvensanalyserna.	42
Choice of theoretic model and results of the frequency analysis	

4.3 Medelvärden, spridning etc.	58
Mean values, variation coefficients etc.	
4.4 Gammafördelningen	60
The gamma distribution	
4.5 Förslag till klimatologisk terminologi	62
A proposal for a climatological terminology	
4.6 Kommentarer till percentilvärdena enligt gammafördelningen	64
Comments to the percentiles according to gamma distribution	
4.7 Kommentarer till percentilvärden enligt Weibullfördelningen	67
Comments to the percentiles according to the Weibull distribution	
4.8 De mest extrema månaderna enligt gammafördelningen	69
The most extreme monthly values according to the gamma distribution	
4.9 Sammanfattande synpunkter beträffande frekvensanalysen	71
Some points of view regarding the frequency analysis	
Referenser	72

Sammanfattning

Nederbördsdata avseende medelvärde över stora areor har analyserats ur två synvinklar. Dels har data betraktats som tidsserier, dels som stickprov.

Inledningsvis analyseras felkällor hos datamaterialet. Det konstateras att arealvärdena kan vara underskattade med c:a 30% varav halva beloppet beror på stationsfördelningen, andra hälften på förluster av olika slag vid nederbördsmätningarna.

Tidsserieanalysen består av en undersökning om serierna är stationära. Testet, ett s k run-test, som användes, visar att så tycks vara fallet. En undersökning görs av frekvensen av perioder med samma tecken på anomalierna. Dessa frekvenser jämförs med dels vad ren slumpprocess skulle ge, dels mot modeller med låga autokorrelationer. Bästa överensstämmelsen erhöles med slumpmodellen. Några av tidsserierna har filtrerats med "låg-pass"-filter. Filtreringen gav samma resultat som run-testet, nämligen att några lineära eller cykliska trender ej tycks förekomma i serierna.

Den andra avdelningen av föreliggande rapport betraktar data som stickprov ur populationer, vars utseende och parametrar det gäller att bestämma. Följande teoretiska fördelningsfunktioner prövades: Normal-, lognormal- (både två och tre parametrar), gamma- (både två och tre parametrar), Weibull- och Fisher-Tippett- (typ I) fördelningar. Dessa fördelningars parametrar skattades antingen medelst maximum-likelihood- eller momentmetoden. χ^2 -test gav inget klart utslag, vilken av de sju prövade fördelningarna som är mest användbar. Enda tämligen klara indikation detta test gav var att lognormalfördelningen med tre parametrar var minst lämpad. Dessutom visade testet att gammafördelning med tre parametrar ej hade några fördelar gentemot ordinarie Γ -fördelning. Genom att studera fördelningarnas ytterområden kunde konstateras att normal- och

lognormalfördelningarna ej gav godtagbar beskrivning av observerade data. Valet kom att stå mellan Γ - och Weibullfördelningarna. Vissa fakta talar för Γ andra för Weibull. Percentilvärden P_{01} , P_{05} , P_{10} , P_{25} , P_{50} , P_{75} , P_{90} , P_{95} och P_{99} beräknade från Γ -fördelning presenteras, medan för Weibullfördelning endast P_{01} , P_{05} , P_{95} och P_{99} redovisas.

Ett förslag till klimatologisk terminologi läggs fram. Variationsområdet för en klimatvariabel föreslås indelas i 7 klasser omfattande 1, 4, 20, 50, 20, 4 resp. 1% av frekvensytan. Värden som hamnar i ytterklasserna, dvs kan förväntas inträffa en gång på 100 år bör kallas extrema värden. Värden i mellersta klassen föreslås benämnas normala.

Slutligen ges en lista på de 10 värden som enligt gammafördelningen har den lägsta klimatologiska sannolikheten. Några fall med exceptionellt låg sannolikhet redovisas.

Summary

Precipitation data on mean values for large areas have been analysed from two points of view. In the first section of this report the data have been looked upon as time series. In the second section they have been regarded as samples from a population.

The reliability of the data is discussed. It is stated that the values are underestimated. The correction factor may be as high as 30%. Half of this correction is related to the representativity of the precipitation network and is mainly due to the fact that the proportion of stations at high levels is too low. The other half is related to measurement errors, mainly losses due to wind, turbulence and evaporation.

The time series analysis consists of three parts. In the first one a so-called run-test is used to investigate the stationarity of the series. There seems

to be no reason to reject the hypothesis that the series are stationary. After that the frequencies of long runs are χ^2 -tested against a random model and against models with very low autocorrelation lag-one coefficients. The best fit is found for the model without autocorrelation. In the third part some of the series are filtered with low-pass filters. The results are in accordance with the run-test viz. that there are no detectable trends neither linear nor cyclic.

In the second section seven different distribution functions are tested. The following ones are used: Normal, log-normal (both two and three parameters), gamma (two and three parameters), Weibull and Fisher-Tippett type I. The parameters of these functions are estimated with the maximum-likelihood method or the momentum method. The χ^2 -test gave no definite answer to the question which one is the most suitable function. It was possible to reject the lognormal distribution with three parameters, and the three-parameter Γ -distribution had no advantage compared with the two-parameter version.

By studying the outermost values of the distributions it was evident that neither the normal nor the log-normal distribution were able to fit the observed data satisfactory. It was not possible to say which of the two distributions, Γ or Weibull, is the best one. For very low and even very high values the Weibull distribution seems to be able to describe the observed values somewhat better than the gamma distribution can do. Arguments can be delivered both in the favour of Γ and of Weibull.

The percentiles, according to the gamma distribution, P_{01} , P_{05} , P_{10} , P_{25} , P_{50} , P_{75} , P_{90} , P_{95} and P_{99} are presented. Even P_{01} , P_{05} , P_{95} and P_{99} calculated from Weibull distribution are given.

Those monthly values laying outside P_{01} and P_{99} as well as those outside P_{05} and P_{95} are listed both according to gamma and Weibull distributions.

A proposal to a climatological terminologi is presented. The range of a climatological variable is divided into 7 classes. These classes contains 1, 4, 20, 50, 20, 4 respectively 1% of the events. The values belonging to the outmost classes are called extreme values, those in the middle class should be called normal values.

At the end of the report a list is given of the 10 events, which, according to gamma distributions, have the lowest climatological probability. Some cases have extremely low probabilities.

Sammanställning av tabellernas innehåll

Summary of the contents of the tables

Tabell nr Table number	Sid Page
1. A. Arealnederbörd i mm för Sverige för åren 1919-78. Månads- och årsvärden. Area precipitation in mm for Sweden for the period 1919-78. Monthly and annual values.	4
1. B. Arealnederbörd i mm för Norrland åren 1926-78. Månads- och årsvärden. Area precipitation in mm for Norrland for the period 1926-78. Monthly and annual values.	5
1. C. Enligt 1. B. men för Svealand. As in 1. B. but for area Svealand.	6
1. D. Enligt 1. B. men för Götaland. As in 1. B. but for area Götaland.	8
1. E. Arealnederbörd årstidsvis för hela landet, Norrland, Svealand och Götaland. Area precipitation for the four seasons for the four areas.	10
2. Fördelning av nederbördsstationer efter höjdlägen. Distribution of precipitation stations according to height above sea level.	14
3. A. Kvoten mellan årsnederbörden i Baramossa och i Barkåkra åren 1973-78. The quotient between annual precipitation amounts at the two neighbouring stations in southern Sweden.	16

3. B. Kvoten mellan årsnederbörd i Flahult och Jönköping samt mellan Jönköpings flygplats och Jönköping åren 1967-1977. 16
The quotient between annual precipitation at three stations in the Jönköping area.
4. Kvoten mellan arealnederbörd beräknad från fiktivt och aktuellt stationsnät enligt tabell 2 för olika årsnederbörd och olika ökning av nederbörden med h. ö. h. 18
The quotient between area precipitation calculated from fictive and actual net of stations according to table 2 under certain assumptions.
5. Uppskattade korrektioner till arealvärden av rikets årsnederbörd vid olika uppmätt årsnederbörd. 19
Estimated corrections to area precipitation values for Sweden.
6. Resultat av "run"-test. Värden på normerad variabel u (se texten) och antalet "runs". 21
Results of the run-test. Values of the normalized variabel u and the number of runs.
7. Fall då minst 4 år i följd haft samma tecken på avvikelser från medelvärdet. 22
Cases with at least 4 years in sequence with the same sign of the departure from the arithmetic mean.
8. Sannolikheten för att få exakt n år i följd med samma tecken på avvikelser från medianvärdet. 24
The probability of getting the same sign of the departure from the median.
9. Observerade och teoretiska frekvenser för sekvenser av längden minst 4 år med samma tecken, 25

plus eller minus, på avvikelserna från ett värde i fördelningarnas mitt.

Observed and theoretical frequencies for sequences of length at least 4 years with the same sign of the departure from a central value.

10. Exempel på datorutskrift från frekvensanalys. 41
An example of computer out-print from the frequency analysis program.

11. Sammanfattning av χ^2 -test av 7 olika teoretiska fördelningar. 43
Summary of results of χ^2 -tests of 7 different theoretical distributions (0 means not significant difference, 1, 2 and 3 different degrees of significance).

12. A. Percentilvärden P_{01} , P_{05} , P_{95} och P_{99} enligt lognormalfördelning. 48
Percentiles P_{01} , P_{05} , P_{95} och P_{99} according to lognormal distribution.

12. B. Percentilvärden P_{01} , P_{05} , P_{10} , P_{25} , P_{50} , P_{75} , P_{90} , P_{95} and P_{99} enligt Γ -fördelningen. 48
Percentiles P_{01} , P_{05} , P_{10} , P_{25} , P_{50} , P_{75} , P_{90} , P_{95} och P_{99} according to Γ distribution.

12. C. Percentilvärden P_{01} , P_{05} , P_{95} och P_{99} enligt Weibullfördelning. 50
Percentiles P_{01} , P_{05} , P_{95} och P_{99} according to Weibull distribution.

12. D. Enligt 12. C. men enligt normalfördelningen. 51
As in 12. C. but according to normal distribution.

13. Antal observerade fall under (över) P_{01} (P_{99}) resp. P_{05} (P_{95}). 51

Number of observations below (above) P_{01} (P_{99})
resp. P_{05} (P_{95}).

A. Hela landet

B. Norrland

C. Svealand

D. Götaland

14. Sannolikheten i % för att av N år erhålla X år
med värden under (över) P_{01} (P_{99}) resp. P_{05}
(P_{95}).

55

The probability in % of getting X years from
a sample of N with values below (above) P_{01}
(P_{99}) resp. P_{05} (P_{95}).

15. Förväntad och observerad frekvens (jan t o m
dec) av fall med värden $\leq P_{01}$, $\leq P_{05}$, $\geq P_{95}$
och $\geq P_{99}$ enligt Γ -, Weibull-, lognormal- och
normalfördelningarna.

57

Expected and observed frequencies (Jan-Dec) of
cases with values $\leq P_{01}$, $\leq P_{05}$, $\geq P_{95}$ and $\geq$
 P_{99} according to Γ -, Weibull-, lognormal- and
normal distribution.

16. Medelvärde, standardavvikelse, variations-
koefficient, skevhetsmått och excess för are-
alnederbörd.

59

Aritmethic means, standard deviation, variation
coefficient, scewness and curtosis for monthly
and yearly values of area precipitation.

17. Skattade värden på parametrarna γ och β hos
gammafördelningen.

61

Estimated values of the parameters γ and β
of the gamma distribution.

18. Månader med extrem torka resp. extrema neder-
bördsöverskott enligt gammafördelning.

66

Months with droughts and extreme wetness
according to gamma distribution.

19. Enligt tabell 18 men baserad på Weibullfördelningen.

68

As in table 18 but based upon Weibull distribution.

20. De 10 händelser som enligt gammafördelningen har lägsta klimatologiska sannolikhet.

70

Those 10 events having the lowest climatological probability according to gamma distribution.

Sammanställning över figurer

Summary of the figures

Figur nr Figure no	Sid Page
1. Karta över Sverige med de tre delområdena. Map of Sweden showing the three subareas.	1
2. Antal nederbördsstationer i Sverige under åren 1919-78. Number of precipitation stations in Sweden during the years 1919-78.	13
3. Tvärsnitt mellan två nederbördsstationer på olika h ö h (Ängelholm-Hallandsåsen) i södra Sverige. Höjd- och nederbördsprofil. Cross section between two precipitation sta- tions in southern Sweden.	15
4. Responskurvor för tre olika uppsättningar av vikter. Responce function for three different filters.	27
5. Årsnederbördens variation i Sverige 1919-78. Grunddata plus filtrerade värden. The variation of the annual precipitation in Sweden 1919-78. Base data and filtered values.	29
6. Som ovan, men vårnederbörd (mars-maj). As above but for spring (March-May) precipi- tation.	29
7. Samma som i figur 5 men för sommarnederbörden (juni-aug). As in figure 5 but for summer (June-August) precipitation.	30
8. Samma som i figur 5 men för höstnederbörden (sept-nov). As in figure 5 but for autumn (Sept-Nov) precipitation.	30

9. Samma som i figur 5 men för vinternederbörd
(dec-febr). 31
As in figure 5 but for winter (Dec-Febr) pre-
cipitation.

10. Årsnederbördens variation i Norrland, Svealand
och Götaland under tiden 1926-78. Filtrerade
värden. 32
The variation of the annual precipitation in
Norrland, Svealand and Götaland during the
period 1926-78. Only filtered values.

11. Samma som i figur 10 men för vårnederbörden. 34
As in figure 10 but for the spring precipi-
tation.

12. Sommarnederbördens variation. 34
The variation of the summer precipitation.

13. Höstnederbördens variation.
The variation of the autumn precipitation.

14. Vinternederbördens variation. 35
The variation of the winter precipitation.

15. Årsnederbörden i Sverige utjämnad över 9 resp.
11 år. 37
The annual precipitation in Sweden with 9 res-
pectively 11 weights used.

16. a-f. Frekvensfördelningar av månadsnederbörd för
hela riket. Normalfördelning, gammaför-
delning och observerad fördelning. 44
Frequency distributions of monthly pre-
cipitation for the whole country. Normal,
gamma and observed distributions.

17. Exempel på frekvensfördelningar (febr och juli
för rikets nederbörd). Weibull-, Fisher-Tippett
typ I och normalfördelningar inlagda. 47

Two examples of Weibull and Fisher-Tippett
type I distributions (Febr and July data).

18. Förslag till klimatologisk indelning av en variabels
variationsområde i 7 klasser. 63
Proposed climatological division of the variation
of a variabel into 7 classes.

STATISTISK ANALYS AV NEDERBÖRDSDATA

DEL I. AREALNEDERBÖRD

1. Inledning

I flera sammanhang är uppgifter om arealnederbörd av större värde än data om nederbörden i vissa punkter. Det gäller särskilt för hydrologiska ändamål. Men även inom andra områden, jordbruk inte minst, och även vid vissa tekniska tillämpningar, är datakraven beträffande nederbördsmängd snarare arealmedelvärden

än punktvärden. Trots att användarnas krav är inriktade mot arealinformation, är den vanliga metoden att lämna information om nederbörden att ge den i diskreta punkter.

Vid klimattjänsten i Sverige beräknas rutinmässigt arealnederbördsvärden för stora områden, landskap eller delar av landskap. I denna redogörelse behandlas arealnederbördsserier för ännu större områden, nämligen för Götaland, Svealand, Norrland samt för hela riket. Serier av månads-, säsong- och årsvärden behandlas. Tidsserierna för hela landet omfattar en 60-årsperiod, 1919-78, och serierna för de tre delområdena Götaland, Svealand och Norrland är 7 år kortare, eftersom data för dessa områden började publiceras först 1926.



Figur 1. Områdesindelning samt några orter som nämns i texten.

Data behandlas ur två skilda aspekter. Dels betraktas dessa som tidsserier, dels betraktas data som stickprov ur en moderpopulation.

Efter en diskussion om felkällor i materialet följer en statistisk test av om serierna är stationära. Resultat av en filtrering av årstids- och årsvärden redovisas i diagramform. Därefter följer ett avsnitt, där frekvensanalys av serierna utförs. Resultaten av denna analys redovisas genom att parametrarna ges för den teoretiska fördelning, som bedömdes vara en av de bästa för att beskriva materialet. Värden på percentilerna P_{01} , P_{05} , P_{10} , P_{25} , P_{50} , P_{75} , P_{90} , P_{95} och P_{99} redovisas. En indelning av variationsområdet görs i 7 klasser: Extremt torrt, mycket torrt, torrt, normalt, nederbördsrikt, mycket nederbördsrikt, extremt nederbördsrikt. Dessa klasser omfattar 1, 4, 20, 50, 20, 4 resp. 1% av den teoretiska frekvensfördelningen. Slutligen har beräknats, med hjälp av den teoretiska fördelningen, den klimatologiska sannolikheten för vissa extremvärden.

2. Datamaterialet och felkällor

De arealnederbördsdata som använts i denna undersökning har hämtats från publicerade data i meteorologiska årsböckerna "Nederbörden i Sverige" och "Månadsöversikt över väderlek och vattentillgång". Månads- och årsvärden för hela landet, för Norrland, Svealand och Götaland ges i tabellerna 1 A-D. I tabell 1 E ges årstidsvärden.

Arealnederbörden har beräknats på följande enkla sätt. Landet är indelat i ett antal områden, län eller landskap eller delar därav. För varje sådan delarea beräknas ett oviktat medelvärde $\bar{x}_i$. Detta värde multipliceras med områdets area a_i . För ett större område A, bestående av flera (k st) mindre områden, beräknas dess arealnederbördsvärde $\bar{X}_A$ som ett viktat medelvärde, där vikterna utgörs av delområdenas areor.

$$\bar{X}_A = \frac{\sum_{i=1}^k \bar{x}_i a_i}{\sum_{i=1}^k a_i} \quad (1)$$

Antalet delområden är 13 för Norrland, 8 för Svealand och 12 för Götaland. k är alltså 33 för hela riket.

Arealmedelvärdena $\bar{X}_A$ är behäftade med två typer av fel, dels de fel som vidlåter punktmätningarna, dels de fel som beror på den enkla metoden för beräkning av arealnederbörd.

2.1 Feltyper hos punktmätningar

Punktmätningarna har förutom rena observatörsfel såsom felavläsningar, instrumentfel (läckage), borttappade mängder etc, fel till följd av vindförluster, vätningsförluster och avdunstningsförluster. Samtliga feltyper utom felavläsningar leder till att rapporterade nederbördsmängder systematiskt är underskattningar av den mängd nederbörd som når marken.

Tabell 1 A

Arealnederbörd i mm för hela landet 1919-78

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1919	41	20	25	39	25	79	59	79	69	33	40	44	553
1920	53	48	35	59	48	46	95	79	53	11	24	23	571
1921	62	17	32	27	31	72	66	136	37	58	26	55	612
1922	29	27	32	39	37	79	75	92	54	18	30	47	556
1923	48	16	11	23	57	49	59	100	94	84	55	28	622
1924	33	26	34	31	69	71	67	83	88	70	32	40	644
1925	45	39	24	29	41	49	82	71	57	53	35	59	583
1926	28	33	28	34	72	48	52	64	52	58	66	36	569
1927	58	29	41	40	55	88	78	85	89	75	29	16	680
1928	38	32	18	18	37	82	71	100	41	65	78	25	604
1929	31	11	23	31	48	56	62	89	61	86	59	71	623
1930	35	20	30	31	41	40	66	89	49	67	63	43	571
1931	51	27	18	36	54	49	93	103	39	48	31	42	589
1932	47	14	19	39	43	49	72	56	85	63	43	21	549
1933	28	33	24	16	24	32	97	63	39	64	21	23	462
1934	35	46	39	36	31	43	74	86	69	91	59	53	662
1935	39	59	17	49	23	76	78	41	100	105	58	78	723
1936	72	24	24	49	27	35	110	83	25	42	46	44	570
1937	27	46	44	28	45	62	59	36	111	17	53	47	576
1938	57	21	41	20	55	76	89	61	59	91	64	36	672
1939	61	40	15	37	22	59	105	52	32	21	67	34	544
1940	27	26	40	22	24	27	73	106	93	43	67	33	580
1941	14	37	31	12	7	44	53	141	56	42	25	54	516
1942	23	22	18	18	48	61	63	50	62	85	43	39	532
1943	49	47	27	36	25	41	68	93	44	61	51	33	575
1944	56	22	41	19	38	77	63	65	96	43	96	80	696
1945	55	39	31	48	48	64	79	103	38	46	38	46	635
1946	29	47	24	37	22	92	48	73	108	23	50	35	588
1947	22	10	31	36	8	62	77	15	59	29	59	58	466
1948	60	20	30	30	58	48	56	94	58	50	34	32	570
1949	56	27	26	43	45	48	55	65	31	73	67	80	616
1950	35	42	26	69	32	58	83	49	76	59	72	50	651
1951	37	39	32	43	15	54	66	99	40	13	68	55	561
1952	34	37	19	35	34	85	61	78	64	63	47	46	603
1953	39	39	33	48	44	64	95	87	67	32	35	25	608
1954	42	19	35	23	33	72	99	97	87	55	49	64	675
1955	37	33	24	20	56	33	29	32	77	54	46	70	511
1956	46	29	9	26	16	80	63	87	42	41	26	35	500
1957	46	45	33	17	42	49	104	97	87	53	37	36	646
1958	32	38	22	28	54	45	81	73	29	60	41	59	562
1959	73	19	26	51	34	33	47	34	29	56	55	59	516
1960	48	30	18	25	33	67	101	129	39	43	86	59	678

Tabell 1 A forts.

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1961	37	32	34	18	46	74	108	92	48	69	58	40	656
1962	55	41	22	43	44	47	64	96	68	35	35	38	588
1963	18	17	19	30	36	56	68	90	62	56	77	29	558
1964	22	29	4	26	26	67	68	88	62	70	51	56	569
1965	58	28	32	36	26	55	92	56	86	37	46	63	615
1966	31	50	60	36	37	36	84	71	59	55	53	97	669
1967	44	44	46	32	57	38	59	97	58	106	61	53	695
1968	44	22	40	35	56	50	43	50	43	79	48	37	547
1969	50	29	19	40	53	25	55	63	63	33	68	22	513
1970	24	21	51	59	27	23	107	42	67	82	71	26	600
1971	46	41	35	29	30	47	67	58	48	52	68	46	567
1972	20	23	31	47	50	59	73	55	58	37	69	38	560
1973	34	44	22	55	50	39	94	48	57	31	52	59	585
1974	49	45	16	9	25	53	122	60	85	78	79	62	680
1975	68	19	23	29	54	28	41	56	100	40	35	57	550
1976	47	25	19	23	24	34	63	25	52	43	59	66	484
1977	74	32	39	63	37	64	100	46	46	50	73	43	666
1978	45	23	51	20	14	67	63	86	96	34	47	23	569

Tabell 1 B

Arealnederbörd i mm för Norrland 1926-78

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1926	20	29	36	42	71	30	45	73	46	50	67	36	542
1927	46	29	34	33	47	76	70	84	83	64	24	14	600
1928	33	32	13	16	41	93	78	77	34	55	64	23	557
1929	29	10	32	23	40	54	58	98	72	74	60	66	613
1930	33	20	37	27	31	38	38	82	28	59	54	41	486
1931	40	21	16	27	43	62	96	115	33	57	33	38	578
1932	53	19	17	30	32	52	74	64	93	45	33	19	529
1933	28	34	21	17	11	19	106	77	34	57	22	30	456
1934	33	53	31	41	26	43	73	77	65	79	53	48	622
1935	43	56	10	50	23	74	88	44	80	100	62	80	709
1936	69	22	24	41	14	35	105	87	14	32	38	50	515
1937	24	33	35	25	42	68	54	25	117	23	52	35	534
1938	62	23	53	20	64	84	89	58	53	93	63	29	690
1939	43	47	15	33	24	59	97	38	34	11	60	31	489
1940	28	27	31	18	23	26	66	112	100	41	60	36	569
1941	17	32	30	13	6	45	58	144	71	30	25	50	521
1942	17	19	22	16	42	66	66	46	71	104	36	25	530
1943	35	48	33	42	25	39	67	68	39	55	40	36	527
1944	50	21	48	14	27	67	64	82	71	38	79	82	643
1945	50	35	36	55	37	62	79	88	31	43	37	40	593

Tabell 1 B forts.

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1946	29	41	25	41	18	81	43	64	93	22	41	29	527
1947	21	13	18	34	8	66	73	16	74	37	44	68	472
1948	48	17	35	20	59	48	46	85	53	53	35	31	530
1949	57	31	32	36	54	52	38	62	26	58	59	68	573
1950	30	29	29	69	30	62	88	34	72	51	57	44	595
1951	20	34	17	38	10	51	82	81	38	15	64	53	503
1952	30	44	21	28	23	103	60	76	63	36	43	42	569
1953	40	40	48	47	42	52	85	90	57	32	29	21	583
1954	32	13	28	23	25	74	104	111	81	36	33	57	617
1955	40	35	25	16	47	39	31	32	83	42	58	58	506
1956	40	31	7	27	16	78	68	78	36	41	23	28	473
1957	50	34	32	13	49	41	105	90	74	45	38	42	613
1958	32	24	22	26	45	42	70	62	28	64	38	45	498
1959	64	28	20	40	39	35	46	41	27	46	57	51	494
1960	34	28	19	24	32	73	92	125	38	29	69	46	609
1961	33	36	40	12	36	84	110	96	38	63	52	36	636
1962	48	37	17	41	33	47	55	76	65	36	34	35	524
1963	21	18	21	26	36	45	70	73	67	42	60	37	516
1964	27	33	6	29	25	68	65	115	58	50	54	46	576
1965	54	33	43	31	24	47	74	60	64	48	40	50	568
1966	26	36	62	30	35	34	94	70	65	50	41	98	641
1967	36	39	47	21	53	39	71	97	35	92	68	49	647
1968	37	19	41	36	47	50	24	44	41	66	36	37	478
1969	39	23	21	38	42	18	66	52	66	38	50	26	479
1970	23	23	47	46	25	17	111	38	71	75	55	27	558
1971	48	49	27	32	30	45	60	43	48	57	63	50	552
1972	14	19	31	45	42	61	74	52	64	44	75	33	554
1973	34	39	28	61	45	43	87	54	50	31	46	63	581
1974	45	49	7	14	25	56	146	68	82	55	66	55	668
1975	59	22	15	22	58	45	36	63	81	44	33	73	551
1976	49	32	20	20	15	36	75	22	46	34	55	45	450
1977	65	27	31	59	34	68	98	48	38	44	53	37	599
1978	47	17	36	25	14	70	66	94	89	43	44	18	563

Tabell 1 C

Arealnederbörd i mm för Svealand 1926-78

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1926	38	34	15	20	85	59	72	55	66	60	74	31	607
1927	84	38	47	39	70	91	106	83	120	85	28	16	804
1928	45	29	34	18	27	71	67	122	49	80	75	26	639
1929	32	11	9	43	69	63	54	95	53	107	58	80	669
1930	43	18	21	33	50	51	100	101	76	68	70	57	686

Tabell 1 C forts.

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1931	59	37	18	47	61	30	92	97	42	33	29	51	594
1932	31	9	21	53	60	55	64	47	72	79	74	23	584
1933	29	25	23	13	44	28	74	43	53	76	18	10	437
1934	37	40	56	35	40	42	88	104	82	86	74	72	755
1935	36	55	36	48	23	76	62	42	131	119	52	90	769
1936	88	21	18	56	46	41	105	88	49	46	62	35	656
1937	26	63	55	38	46	58	61	52	112	10	54	57	632
1938	48	17	22	22	37	72	108	70	81	90	65	52	688
1939	84	29	9	35	23	63	118	77	28	22	83	36	609
1940	18	21	41	29	19	30	84	104	77	51	73	21	569
1941	9	45	33	7	6	43	40	146	40	45	26	59	499
1942	31	26	6	19	54	72	43	56	56	62	53	49	527
1943	67	38	14	20	31	34	73	118	39	80	67	26	604
1944	57	20	31	29	54	104	57	50	144	50	131	90	817
1945	55	36	22	38	63	65	77	92	51	46	33	53	631
1946	24	42	22	36	30	113	34	86	109	20	65	49	630
1947	26	3	47	39	8	60	71	9	32	13	63	36	407
1948	72	19	25	38	59	51	78	109	68	48	28	35	630
1949	50	17	15	43	34	46	83	80	30	105	83	95	681
1950	43	46	17	78	34	61	78	63	79	52	91	52	694
1951	46	56	47	47	16	69	38	154	48	10	72	49	652
1952	31	24	16	52	45	64	60	79	52	84	48	56	611
1953	35	38	6	58	44	85	143	76	79	36	33	25	658
1954	52	30	40	22	43	68	93	82	97	72	79	74	752
1955	30	28	10	24	66	30	24	34	58	74	32	75	485
1956	54	25	11	20	14	107	61	98	52	35	31	38	546
1957	30	61	29	23	28	73	119	117	123	54	37	16	710
1958	26	35	19	30	77	61	92	91	30	52	52	76	641
1959	90	5	39	61	33	24	39	23	28	75	69	82	568
1960	66	32	15	23	37	62	115	147	48	59	117	62	783
1961	42	26	22	21	65	66	94	102	53	84	65	41	681
1962	61	42	33	45	59	48	75	107	68	36	26	39	639
1963	14	16	11	36	44	79	62	110	54	74	87	16	603
1964	7	27	1	17	31	75	75	58	73	100	42	60	566
1965	70	19	15	46	20	72	125	50	123	20	45	72	667
1966	42	67	50	40	34	21	80	86	48	59	69	112	708
1967	44	51	44	37	74	37	44	105	85	118	61	51	751
1968	41	28	38	29	77	47	60	66	47	109	63	39	644
1969	61	34	16	52	39	12	58	72	70	22	82	24	542
1970	30	14	46	71	27	32	111	36	62	76	91	21	617
1971	48	31	42	21	28	40	86	89	44	39	67	35	570
1972	30	32	31	47	57	54	64	57	55	31	49	40	547
1973	28	47	10	41	58	33	143	45	54	21	49	52	581
1974	49	38	24	3	25	53	99	48	92	99	101	59	690
1975	58	11	28	32	47	22	45	57	96	28	35	36	495
1976	36	17	14	22	26	34	44	37	69	44	72	93	511
1977	89	30	37	71	46	67	109	49	49	62	92	41	742
1978	40	26	64	14	18	56	54	80	80	16	40	20	508

Tabell 1 D

Arealnederbörd i mm för Götaland 1926-78

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1926	42	43	20	23	62	89	53	47	57	80	54	42	609
1927	66	21	56	61	60	116	74	94	81	98	45	24	790
1928	42	37	19	24	36	61	57	142	55	78	121	32	703
1929	36	15	11	41	49	54	79	57	40	99	58	77	612
1930	35	21	18	40	63	33	115	98	83	88	82	36	708
1931	72	32	26	54	76	33	87	75	53	37	27	44	613
1932	45	7	22	51	59	33	74	41	74	102	44	22	574
1933	26	35	33	14	40	73	94	41	39	72	23	13	503
1934	40	31	49	23	35	43	65	94	66	130	61	51	689
1935	31	72	19	47	24	81	66	34	130	106	48	61	719
1936	66	31	27	66	46	28	131	66	34	65	54	35	649
1937	36	66	60	29	52	51	71	52	93	8	53	72	643
1938	49	16	21	20	49	58	75	63	53	86	66	40	601
1939	90	28	19	52	19	55	117	67	29	48	71	39	638
1940	31	29	64	25	30	27	82	90	87	40	81	35	618
1941	10	43	31	15	12	42	51	127	28	72	22	63	516
1942	34	28	18	22	59	40	72	59	66	52	54	67	571
1943	73	53	22	34	19	53	64	139	65	60	66	33	681
1944	71	25	33	26	56	80	66	33	120	50	110	63	733
1945	69	52	24	36	65	69	81	155	46	53	43	53	746
1946	37	68	25	28	28	106	77	86	147	27	59	40	728
1947	22	8	52	39	7	41	94	19	41	18	98	49	488
1948	80	31	22	50	56	44	63	106	62	43	38	31	626
1949	56	27	18	61	47	37	77	60	47	85	77	101	693
1950	38	75	28	62	35	43	73	77	88	87	97	66	769
1951	78	40	62	52	27	46	45	99	40	10	74	65	638
1952	48	27	16	36	57	52	63	83	76	120	58	50	686
1953	37	37	18	43	52	78	81	90	85	28	52	36	637
1954	59	27	49	23	46	71	93	71	95	92	67	76	769
1955	34	34	31	27	74	18	27	34	77	68	24	97	545
1956	56	26	14	30	18	59	53	102	51	44	31	51	535
1957	51	62	41	25	34	49	86	96	91	76	34	37	682
1958	39	83	28	32	60	41	102	90	32	58	39	86	690
1959	84	7	31	72	20	38	57	26	36	66	37	61	535
1960	72	32	16	27	33	54	113	126	36	69	106	93	777
1961	42	28	30	32	38	56	114	72	68	72	68	47	687
1962	70	52	29	50	59	47	80	144	74	30	45	43	723
1963	14	17	22	37	31	64	66	119	56	77	117	19	639
1964	20	21	2	28	27	58	70	39	63	98	49	79	554
1965	58	23	19	43	35	62	111	50	112	23	63	91	690
1966	34	75	62	50	47	53	62	60	50	67	70	80	710
1967	69	51	48	60	55	37	37	89	96	135	41	67	785
1968	67	27	42	37	65	56	80	54	45	92	68	32	665
1969	69	39	18	38	101	58	24	86	49	27	106	20	603
1970	21	20	65	81	34	30	93	58	62	107	98	28	699

Tabell 1 D forts.

Årtal	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
1971	40	29	49	27	29	59	67	71	50	50	82	48	601
1972	26	25	31	55	66	55	80	62	44	22	71	54	591
1973	39	52	19	53	55	32	68	36	82	40	70	55	601
1974	60	41	34	3	25	45	77	48	90	122	96	86	713
1975	100	17	39	43	48	18	51	37	95	38	42	33	561
1976	49	14	23	33	46	30	50	21	54	69	58	100	551
1977	84	46	62	67	34	51	100	41	66	56	112	64	784
1978	46	37	84	14	13	67	61	70	130	34	62	39	657

Tabell 1 E

Nederbörd årstidsvis i mm för hela riket 1919-78 samt för Norrland, Svealand och Götaland 1926-78

Årtal	Hela riket				Norrland				Svealand				Götaland			
	Vinter	Vår	Sommar	Höst	Vinter	Vår	Sommar	Höst	Vinter	Vår	Sommar	Höst	Vinter	Vår	Sommar	Höst
1919	-	89	217	142												
1920	145	142	220	88												
1921	102	90	274	121												
1922	111	108	246	102												
1923	111	91	208	233												
1924	87	134	221	190												
1925	124	94	202	145												
1926	120	134	164	176	-	149	148	163	-	120	186	200	-	105	189	191
1927	123	136	251	193	111	114	230	171	153	156	280	233	129	177	284	224
1928	86	73	253	184	79	70	248	153	90	79	260	204	103	79	260	254
1929	67	102	207	206	62	95	210	206	69	121	212	218	83	101	190	197
1930	126	102	195	179	119	95	158	141	141	104	252	214	133	121	246	253
1931	121	108	245	118	102	86	273	123	153	126	219	104	140	156	195	117
1932	103	101	177	191	110	79	190	171	91	134	166	225	96	132	148	220
1933	82	64	192	124	81	49	202	113	77	80	145	147	83	88	208	134
1934	104	106	203	219	116	98	193	197	87	131	234	242	84	107	202	257
1935	151	89	195	263	147	83	206	242	163	107	180	302	154	90	181	284
1936	174	100	228	113	171	79	227	84	199	120	234	157	158	139	225	153
1937	117	117	157	181	107	102	147	192	124	139	171	176	137	141	174	154
1938	125	116	226	214	120	137	231	209	122	81	250	236	137	90	196	205
1939	137	74	216	120	119	72	194	105	165	67	258	133	158	90	239	148
1940	87	86	206	203	86	72	204	201	75	89	218	201	99	119	199	208
1941	84	50	238	123	85	49	247	126	75	46	229	111	88	58	220	122
1942	99	84	164	190	86	80	178	211	116	79	171	171	125	99	171	172
1943	135	88	202	156	108	100	174	134	154	65	225	186	193	75	256	191
1944	111	98	205	235	107	89	213	188	103	114	211	325	129	115	179	280
1945	174	127	246	122	167	128	229	111	181	123	234	130	184	125	305	142
1946	122	83	213	181	110	84	188	156	119	88	233	194	158	81	269	233
1947	67	75	154	147	63	60	155	155	78	94	140	108	70	98	154	157
1948	138	118	198	142	133	114	179	141	127	122	238	144	160	128	213	143
1949	115	114	168	171	119	130	152	143	102	92	209	218	114	126	174	209
1950	157	127	190	207	127	128	184	180	184	129	202	222	214	125	193	272
1951	126	90	219	121	98	65	214	117	154	110	261	130	184	141	190	124
1952	126	88	224	174	127	72	239	142	104	113	203	184	140	109	198	254
1953	124	125	246	134	122	137	227	118	129	108	304	148	124	113	249	165
1954	86	91	268	191	66	76	289	150	107	105	243	248	122	118	235	254
1955	134	100	94	177	132	88	102	183	132	100	88	164	144	132	79	169
1956	145	51	230	109	129	50	224	100	154	45	266	118	179	62	214	126
1957	126	92	250	177	112	94	236	157	129	80	309	214	164	100	231	201
1958	106	104	199	130	98	93	174	130	77	126	244	134	159	120	233	129
1959	151	111	114	140	137	99	122	130	171	133	86	172	177	123	121	139
1960	137	76	297	168	113	75	290	136	180	75	324	224	165	76	293	211
1961	128	98	274	175	115	88	290	153	130	108	262	202	163	100	242	208
1962	136	109	207	138	121	91	178	135	144	137	230	130	169	138	271	149
1963	73	85	214	195	74	83	188	169	69	91	251	215	74	90	249	250
1964	80	56	223	183	97	60	248	162	50	49	208	215	60	57	167	210
1965	142	94	203	169	133	98	181	152	149	81	247	163	160	97	223	198
1966	144	133	191	167	112	127	198	156	181	124	187	176	200	159	175	187
1967	185	135	194	225	173	121	207	195	207	155	186	264	200	163	163	272
1968	119	131	143	170	105	124	118	143	120	144	173	219	161	144	190	205
1969	116	112	143	164	99	101	136	154	134	107	142	174	140	157	168	182
1970	67	137	172	220	72	118	166	201	68	144	179	229	61	180	181	267
1971	113	94	172	168	124	89	148	168	100	91	215	150	97	105	197	182
1972	89	128	187	164	83	118	187	183	97	135	175	135	99	152	197	137
1973	116	127	181	140	106	134	184	127	115	109	221	124	145	127	136	192
1974	153	50	235	242	157	46	270	203	139	52	200	292	156	62	170	308
1975	149	106	125	175	136	95	144	158	128	107	124	159	203	130	106	175
1976	129	66	122	154	154	55	133	135	89	62	115	185	96	102	101	181
1977	172	139	210	169	137	124	214	135	212	154	225	152	230	163	192	234
1978	111	85	216	177	101	75	230	176	107	96	190	136	147	111	198	216

Olämplig placering av nederbördsrätnaren, antingen alltför vindexponerad placering, vilket är relativt vanligt, eller placering alltför nära skuggande föremål som träd och byggnader, medför att för lite nederbörd fångas upp i rätaren. Felen av denna typ är större under den undersökta periodens första del p g a att många nederbördsrätare då saknade vindskärm.

Ett exempel på vad en mindre lämplig placering av nederbördsrätnaren kan innebära är följande. I Abisko mäts nederbörden sedan 1913 på en liten kulle och vinden har ganska fritt spelrum runt rätaren. Sedan 1975 görs parallella mätningar på en plats 140 m NW om ordinarie mätplats. Den nya mätplatsen befinner sig på en nivå 7-10 m lägre än den förra platsen. Den nya platsen har visat vindskydd från fjällbjörkar speciellt väster om rätaren. I genomsnitt under de fyra år parallellmätningar pågått har 12% mera nederbörd mätts upp vid den lägre belägna mätplatsen. Vissa månader under vintertid har 30-50% mera snö fångats i den något mindre vindexponerade rätaren. Av 48 månader har en visat mindre mängd vid nya mätplatsen, 3 har gett samma värden och i samtliga övriga 44 fall har mera nederbörd mätts upp vid den lägre belägna platsen.

Vindförlusterna är olika vid regn och snö. Vid snö-nederbörd uppgår förlusterna till 30-40% vid kustnära stationer, till c:a 20% inom slättbygd och till 15-50% inom skogsbygd. Motsvarande siffror för nederbörd i smält form är 10-14% inom områden med höga vindhastigheter, c:a 8 i slättbygder och 6% i inlandet i skyddade lägen. Siffrorna har hämtats från C Karlström 1975 (ref 5). Vindförlusterna för stationerna i Götaland kan antagas vara större än för stationerna i Svealand p g a att Götaland har längre kuststräckor och mera slättland och därmed högre vindhastigheter. Ser man till årsnederbörden torde emellertid större korrektioner behöva användas för Norrland än för södra Sverige till följd av att snönederbördens andel är 30-40% i Norrland och 10-20% i Götaland.

Vättningsförlusterna brukar för den nu använda SMHI-mätaren av lättmetall anges till 1 mm/mån, men värdet är egentligen beroende av antalet nederbördsdygn per mån. För tidigare använda SMHI-mätare av zinkplåt, dels den med 1000 cm² uppsamlingsyta, dels den med 200 cm², var sannolikt vättningsfelet större till följd av att dessa mätare var svårare att tömma.

Avdunstningsförlusterna uppskattas till 0-4.5 mm/mån beroende på årstid. Felen kan vara större dels p g a att vissa observatörer glömmar att på våren sätta i tratten, som minskar avdunstningen, dels kan nederbörden enstaka månader falla så att uppkläringar och kraftig solstrålning på eftermiddagarna ger upphov till stor avdunstning. Avdunstningsfelen med gamla mätartyperna av förzinkad plåt var c:a 3 gånger så stora som för lättmetallmätarna. Gamla mätartyperna utbyttes vid de flesta stationer under 1960-talet.

Felen hos punktmätningarna kan sägas vara större för den bearbetade periodens första del än under de senare åren. Skälen till detta är följande: Vindskärmar sakades vid flera stationer, nederbörds-mätare med sämre egenskaper användes, kontroll och inspektion av stationerna har skett mera ambitiöst under senaste årtionden, då också en medveten strävan har varit att placera mätarna mera vindskyddat än tidigare.

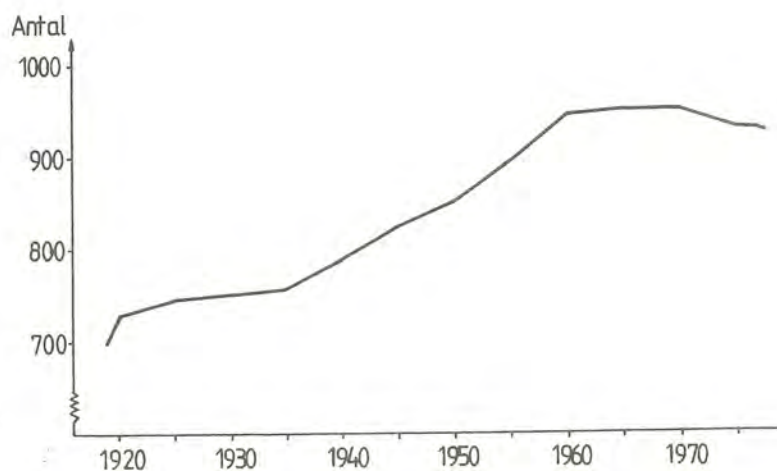
2.2 Samplingfel hos arealnederbördsvärden

Noggrannheten hos beräknade arealnederbördsvärden är beroende av förutom tillförlitligheten hos stationsvärdena, av antalet stationer inom ett delområde, representativiteten hos dessa stationer, hur stationerna ligger fördelade inom området, dels horisontellt, dels i höjddled.

Tillförlitligheten i skattningen av arealnederbörd från nederbördsdata i ett antal punkter har av flera forskare undersökts som en funktion av ytans storlek, antalet

stationer inom området och den statistiska strukturen hos ett givet nederbördsfält. Se Czelnai, ref 2. I denna rapport görs inget försök att ge mått på konfidensintervall för arealvärdena.

Antalet nederbördsstationer har varierat under undersökningsperioden. Enligt fig 2 ökade antalet nederbördsrapporterande stationer från c:a 700 år 1919 till omkring 750 år 1935 för att därefter öka med jämn takt till c:a 900 år 1960 och därefter hålla sig ganska konstant. Stationstätheten är större i södra än i norra



Figur 2. Antalet nederbördsstationer i Sverige 1919-78

Sverige. Karakteristiska avståndet (under antagande att stationerna är placerade i ett trombiskt nät) var 1977 för Götaland 19, för Svealand 22 och för Norrland 31 km. Under periodens första del var skillnaderna mellan landets södra och norra del ännu större. Av ovanstående framgår dels att samplingfelen är större för äldre än för yngre arealvärden, dels att värdena för Norrland är osäkrare än värdena för Götaland.

Ytterligare en faktor av vikt för arealvärdenas onoggrannhet är hur väl stationerna representerar olika höjdintervall. Tabell 2 ger fördelningen av nederbördsstationer efter höjdlägen (enl "Nederbörden i Sverige

1976". Att antalet stationer inte stämmer med fig 1 beror på att i "Nederbörden i Sverige" publiceras endast stationer med fullständiga eller så gott som under året kompletta mätningar).

Tabell 2

Fördelning av nederbördsstationer efter höjdlägen (Enl Nederbörden i Sverige 1976)

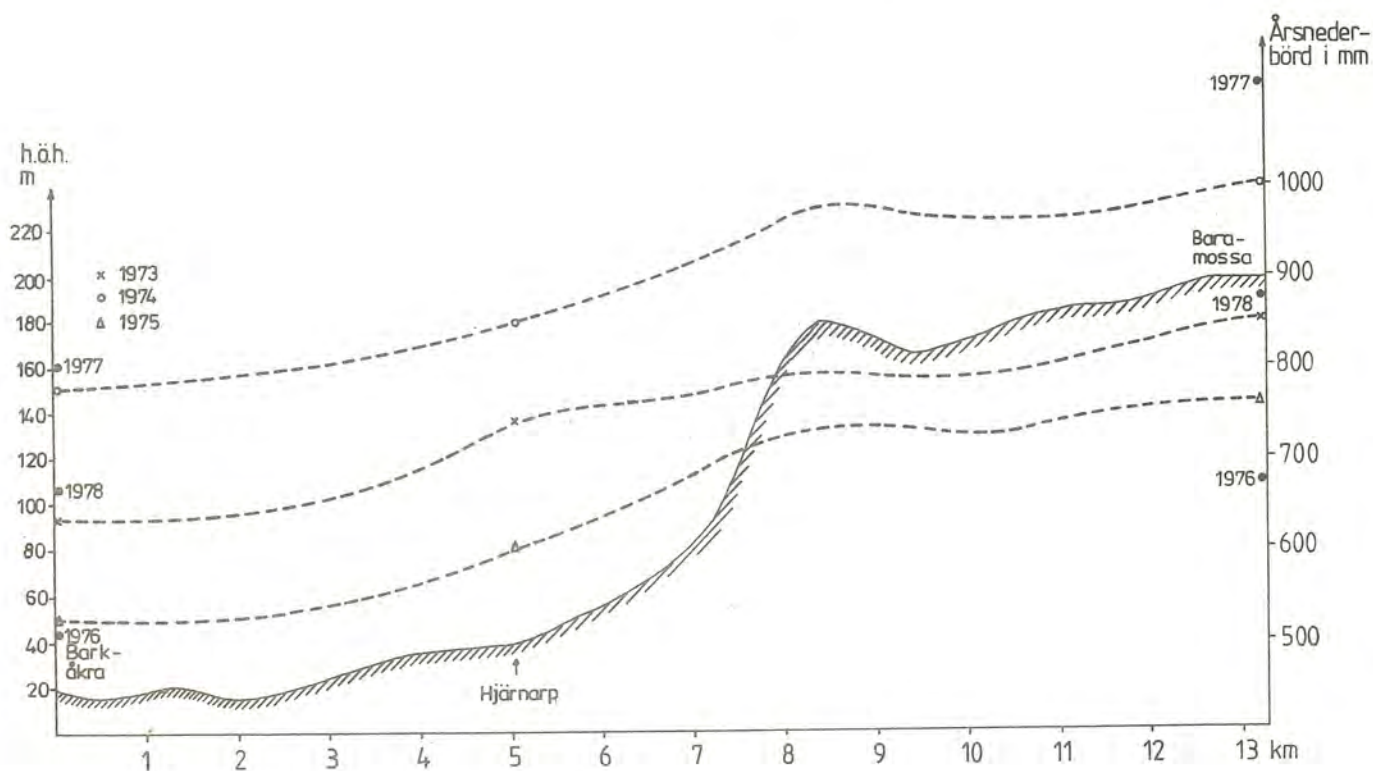
Höjd- intervall m	NORRLAND			SVEALAND			GÖTALAND			HELA RIKET		
	Antal obs	stn %	Yta %	Antal obs	stn %	Yta %	Antal obs	stn %	Yta %	Antal obs	stn %	Yta %
0- 49	53	16	10	93	41	34	123	37	45	269	30	26
50- 99	26	8		36	16		84	25		146	16	
100- 149	17	5	9	22	10	18	42	13	41	81	9	17
150- 199	22	6		21	9		45	14		88	10	
200- 249	26	8	16	13	6	15	15	5	13	54	6	15
250- 299	26	8		12	5		14	4		52	6	
300- 399	69	21	19	7	3	10	8	2	1	84	9	13
400- 499	55	16	16	19	8	7	-	-	-	74	8	10
500- 599	29	9	10	2	1	6	-	-	-	31	4	6
600- 699	6	2	6	3	1	2	-	-	-	9	1	4
700- 799	5	1	14	1	0	8	-	-	-	6	1	3
800-2123	0	0		0	0		-	-	-	0	0	6
Summa	334	100	100	229	100	100	331	100	100	894	100	100

Av tabellen framgår att i Norrland är stationer belägna i intervallet 0-199 m överrepresenterade, underrepresenterade i intervallet 600-2123 m. I Svealand är det en stark överrepresentation i intervallet 0-100 m, underrepresentation i intervallet 500-1204 m. I Götaland ligger 62% av stationerna under 100 m medan 45% av ytan ligger lägre än 100 m. Underrepresentationen är därför stor inom höjdområdena 100-378 m.

Eftersom nederbörden ökar med höjden över havet, innebär den sneda fördelningen av nederbördsstationer inom olika

höjdintervall, att de beräknade arealnederbördsvärdena utgör underskattningar av den verkliga nederbörds-
mängden.

Nederbördens ökning med höjden är olika i olika delar av landet. Den är dessutom olika vid sommarnederbörd, som till stor del är av konvektiv art, och vid vinternederbörd. Ökningen med höjden är naturligtvis olika om en plats ligger på lä- eller lovartsidan för de förhärskande nederbördsförande vindarna. Ett exempel från södra Sverige ges i figur 3, där årsnederbörden anges vid två platser på 13 km avstånd från varandra och med en höjdskillnad på 180 m.



Figur 3. Höjdprofil längs ett snitt från Ängelholm (Barkåkra) åt NE till en punkt Baramossa uppe på Hallandsåsen.

Årsnederbördsvärden inlagda för åren 1973, 74 och 75 för 3 stn.

Årsvärden 1976-78 för Barkåkra och Baramossa angivna med •.

Förhållandet mellan årsnederbörden vid Baramossa och Barkåkra håller sig ganska konstant från ett år till ett annat, vilket framgår av tabell 3 A nedan. Det valda exemplet är kanske ett extremt fall, eftersom området uppvisar utpräglade kontraster mellan kust- och inlandsklimat. Ytterligare en orsak till de stora differenserna mellan Barkåkra och Baramossa är att vindförlusterna vid nederbördsmätningarna vid den förstnämnda stationen är större än vid den senare.

Tabell 3 A

Kvoten mellan årsnederbörden i Baramossa och Barkåkra.
(%)

År	1973	74	75	76	77	78
Kvot	135	128	145	133	139	134

Ett annat exempel, också från södra Sverige, ges i tabell 3 B där jämförelse görs mellan årsnederbörden i Jönköpings stad (98 m ö h) och Flahult (225 m ö h och c:a 7 km SSW om mätplatsen inne i staden). I tabell 3 B ges även kvoten mellan nederbörden vid flygplatsen (c:a 7 km SW om staden och på höjden 225 m ö h). En trolig huvudanledning till de i allmänhet något lägre värdena vid Jönköpings flygplats än i Flahult torde vara den vindexponerade mätaruppställningen på flygplatsen.

Tabell 3 B

Kvoten mellan årsnederbörd i Flahult (F) och Jönköpings stad (J) samt mellan Jönköpings flygplats Axamo (A) och Jönköping (%).

År	1967	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77
F/J	119	121	134	128	136	124	124	126	121	120	126
A/J	119	118	116	122	128	127	115	118	110	126	111

Orografiens och vegetationen har stor inverkan på nederbörden, vilket visats av Bergeron i projektet Pluvius.

Ökningen i % per 100 m varierar alltså mellan 14 och 22 i första exemplet. Uttryckt i ökning av årsnederbörden i mm per 100 m varierar värdena från 85 till 145 mm. I exemplet Jönköping-Flahult varierar ökningen per 100 m mellan 15 och 28%.

Enligt undersökningar av C Karlström (1975) av årsnederbörden i Jämtlandsfjällen konstaterades att i de västra fjällen är ökningen av årsnederbörden 230 mm per 100 m. I de östra områdena var motsvarande ökning 90 mm.

Från en undersökning av sommarnederbörden inom ett avrinningsområde i södra Norrland anger Waldenström att nederbörden ökar med 7% per 100 m ökning med höjden.

För att uppskatta hur stora felen kan vara p g a att stationsfördelningen ej är lika inom olika höjdintervall, kan man under mycket förenklade antaganden göra en grov uppskattning. Metoden tar ej hänsyn till effekten av kustkonvergens och ökad instabilitet över land och därmed sammanhängande ökning av nederbörden innanför kusten.

Antag årsnederbörden inom ett område är densamma för platser som ligger på samma höjd över havet. Välj t ex att årsnederbörden är P mm för platser inom lägsta höjdintervallet, 0-99 m, att nederbördens ökning med höjden är densamma k mm/100 m. Med den fördelning av stationer som anges i tab 2 skulle medelårsnederbörden för hela landet $\bar{x}_1$ bli:

$$\bar{x}_1 = 0.01 [46P + 19(P+k) + 12(P+2k) + 9(P+3k) + 8(P+4k) + 4(P+5k) + (P+6k) + (P+7k)] = P + 1.35k$$

Om i stället stationsfördelningen varit proportionell mot landets yta för varje höjdintervall skulle ett enkelt medelvärde ($\bar{x}_2$) i stället bli:

$$\bar{x}_2 = 0.01 [26P + 17(P+k) + 15(P+2k) + 13(P+3k) + 10(P+4k) + 6(P+5k) + 4(P+6k) + 3(P+7k) + 6(P+9k)] = P + 2.55k$$

Tabell 4

Kvoten mellan $\bar{x}_2$ och $\bar{x}_1$ får några olika värden på P och k.

P mm	500	500	750	750	1000	1000
k mm	100	200	100	200	100	200
$\frac{\bar{x}_2}{\bar{x}_1}$	1.19	1.31	1.14	1.24	1.11	1.19

Felen i skattningarna av arealnederbörden p g a att stationer i höjdlägen är underrepresenterade torde beträffande rikets årsnederbörd vara 10-30%.

2.3 Sammanfattning av felkällor och sannolika korrektioner

Sammanfattningsvis kan konstateras att de data som har bearbetats i denna rapport uppvisar stora brister. Några konfidensintervall för värdena har inte beräknats, då feltyperna är av många olika slag, som dock kan indelas i två huvudtyper, dels statistiska (samplingfel), dels instrumentella. Dessutom har tidsserierna den svagheten att värdena från den tidigare perioden är osäkrare (p g a mindre antal stationer, mätutrustning med sämre egenskaper, mindre inspektion och kontroll) än värdena under senare tidsperioden.

Arealnederbördsvärdena kan inte användas för att ange hur mycket nederbörd, som når jordytan inom ett område. Däremot bör värdena kunna användas för jämförelser mellan olika år och olika områden. Vill man försöka uppskatta sannolika värden för den verkliga arealnederbörden måste ett flertal korrektioner (olika för olika områden, olika under olika årstider) tillämpas. För årsnederbörden för hela Sverige kan följande medelkorrektioner verka rimliga.

Vindförluster: +10-15%

Vättningsförluster: +12 mm

Avdunstningsförluster: +10 mm

Samplingfel: +15%

I tabell 5 nedan görs ett försök att uppskatta troliga

korrektioner av arealvärden för årsnederbörden för hela landet. Ett fel i skattningen av rikets nederbörd på endast 1 mm betyder en avsevärd mängd vatten, nämligen 438 milj ton (m^3). Detta är lika mycket vatten som i genomsnitt rinner ut ur Vänern under 9 dygn. Det är ungefär samma mängd vatten som finns i sjön Ransaren, som ligger i södra Lapplands fjälltrakter väster om Dikanäs.

Tabell 5

Uppskattade korrektioner till arealvärden av rikets årsnederbörd vid olika uppmätt årsnederbörd.

Årsnbd mm (uppmätt)	500	550	600	650	700	750
Korrektion mm	162	176	190	204	218	232

Uttryckt i % är korrektionen som föreslås 32.

I följande avsnitt användes okorrigerade värden. Med tanke på datamaterialets brister ifråga om tillförlitlighet är det inte befogat att använda avancerade statistiska metoder för analys av tidsserierna.

3. Tidsserieanalys

För att undersöka om tidsserier uppvisar några trender eller cykliska variationer är den vanliga metoden att beräkna autokorrelationskoefficienter. Här har i stället använts ett enkelt parameterfritt test, det s k "run"-testet.

3.1 Run-test

Man studerar om värdena i tidsserien ligger under eller över medianvärdet eller aritmetiska medelvärdet. En följd av värden med samma tecken på avvikelser kallas ett "run". Man räknar efter hur många sådana "runs" (r), som förekommer. Antalet värden med positiva resp negativa avvikelser betecknas med n_1 resp n_2 och totala antalet observationer i serien är N . För att kunna avgöra om det erhållna värdet på r är signifikant större eller mindre än vad man kan få av ren slump, måste man känna r 's felfördelning. För $N > 30$ är fördelningen tillräckligt väl approximerad av normalfördelningen. Nollhypotesen lyder att observationerna är av varandra oberoende, vilket är liktydigt med att trender eller cykliska variationer ej förekommer. Den alternativa hypotesen är att det förekommer anhopningar av observationer med samma tecken på avvikelserna, och detta skulle resultera i alltför få "runs". Därför bör man välja ett nedre kritiskt område. Populationsmedelvärdet för r , μ_r , kan skrivas som

$$\mu_r = \frac{2n_1 \cdot n_2}{N} + 1 \quad (2)$$

Populationens standardavvikelse σ_r är

$$\sigma_r = \left[\frac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - N)}{N^2 (N-1)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

För att testa hypotesen beräknas

$$u = \frac{r + \frac{1}{2} - \mu_r}{\sigma_r} \quad (4)$$

Är detta värde mindre än -1.64 kan nollhypotesen förkastas med 95% konfidens. Sätts värdena på μ_r och σ_r in i (4) erhålles:

$$u = [N(r-1/2) - 2n_1n_2] \cdot \left[\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - N)}{N-1} \right]^{-1/2} \quad (5)$$

Resultatet av beräkningarna av u och r visas i tabell 6. Testet indikerar att värdena är slumpmässigt fördelade kring medelvärdet. Sex serier visar visserligen en signifikant avvikelse. Tre av dessa har färre "runs" än man kan förvänta sig av slumpen, tre stycken serier har fler "runs" än man bör vänta vid slumpmässig fördelning. Testet utesluter emellertid inte att det kan finnas någon form av mönster i tidsserierna, ty metoden är för grov för att komma eventuella lagbundenheter på spåren.

Tabell 6

Resultat av "run"-test. Värden på normerad variabel u och antalet "runs" r (Tecknet på avvikelsen från medelvärdet har studerats)

Mån, år årstid	HELA RIKET		NORRLAND		SVEALAND		GÖTALAND	
	u	r	u	r	u	r	u	r
J	0.66	33	0.02	27	1.54	32	1.09	30
F	1.21	35	0.84	30	0.63	29	0.62	28
M	-0.14	31	-0.27	26	0.70	29	0.00	25
A	-0.13	30	-1.56	21	-1.38	22	-0.22	26
M	-0.62	28	0.02	27	-0.55	25	-1.10	23
J	-0.62	28	0.70	29	2.48 ^x	18	-1.38	22
J	1.70	36	-0.21	26	-0.21	26	0.86	30
A	-1.67 ^x	24	-1.94 ^x	20	0.02	27	-0.77	24
S	0.73	32	2.22 ^x	35	1.83	33	1.36	31
O	-0.13	30	-1.61	21	0.02	27	0.00	27
N	-1.17	26	-0.53	25	1.75	33	-0.77	24
D	-1.05	26	-1.33	22	-0.81	24	-1.28	22
År	-0.45	28	0.02	27	-1.37	22	-0.55	25
Vinter (dec-febr)	-0.77	27	-0.69	24	0.70	29	-1.53	21
Vår (mars-maj)	0.40	32	0.02	27	-0.43	25	-0.25	26
Sommar (juni-aug)	-2.71 ^x	20	0.02	27	0.91	30	-0.07	26
Höst (sept-nov)	1.26	35	1.42	32	0.63	29	1.67 ^x	33

x) betecknar signifikans

3.2 Frekvens av sekvenser med samma tecken på avvikelserna från medeltalet

Frekvens och längd av sekvenser av år med samma tecken på avvikelserna från medelvärdet belyses i tabell 7. Endast fall med minst fyra år i följd med samma avvikelse har medtagits. Av tabellen framgår att längsta tidsperioden med samma tecken på avvikelserna inträffade för sommarnederbörden i Götaland, då de 13 senaste åren visar en obruten följd av negativa anomalier.

Tabell 7

Fall då minst 4 år i följd haft samma tecken på avvikelserna från medelvärdet.

Mån, år årstid	HELA RIKET		NORRLAND		SVEALAND		GÖTALAND	
	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period
Jan	6-	1950-55	5+?	1974-?	4-	1932-36	4-	1932-35
	4+	1974-77	4-	1940-53			4-	1970-73
Febr	4-	1921-24	5-	1928-32	4+	1970-74	6-	1929-35
	4-	1928-32	4+	1964-67				
	4+	1950-53						
Mars	4+	1965-68	4+	1965-68	5-	1928-33	8-	1958-65
	4-	1973-76	4-	1973-76			5-	1927-32
April	5+	1948-53	6-	1928-33	9+	1945-53	7-	1940-46
	5-	1954-58	6+	1968-73	7-	1938-44	5+	1947-51
			5-	1954-58	5-	1954-58	5-	1954-58
			5-	1963-67			4+	1929-32
Maj	5+	1923-27	5-	1932-36	5+	1929-33	5-	1932-36
	4+	1929-32	4+?	? -29	4-	1938-41	4+?	? -29
	4-	1933-36	4+	1966-69	4+	1952-55	4+	1966-69
	4-	1963-66						
Juni	7-	1965-71	7-	1965-71	11-	1966-76	6-	1947-52
	5-	1930-34	4+	1944-47	5-	1930-34	5-	1973-77
	4+	1944-47			5+	1950-54	4+	1943-46
	4-	1973-76			4+?	? -29	4+	1963-66
					4+	1944-47		
Juli	5-	1940-44	5-	1940-44	7-	1941-47	4-	1941-44
			4-	1948-49				
Augusti	5-	1940-44	10-	1968-77	6-	1971-77	9-?	1970-?
			6+?	? -31	5+	1927-31	5-	1935-39
			5+	1960-64	4+	1960-63	4+	1950-53
			4+	1951-54			4+	1960-63

Tabell 7 forts

Mån, år årstid	HELA RIKET		NORRLAND		SVEALAND		GÖTALAND	
	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period	Sekv längd	Period
Sept	4-	1928-31	5-	1958-61	6-	1958-63	5-	1968-72
	4+	1952-55			4-	1970-73	4+	1952-55
	4-	1958-61						
Okt	5+	1926-30	7-	1951-57	5+?	? -30	7-	1942-48
	5-	1944-48	6+?	? -31	5-	1944-48	5+?	? -30
	4+	1932-35	4-	1944-47	4+	1932-35	4+	1932-35
			4-?	1975-?				
Nov	7-	1952-58	7-	1951-57	5+?	? -30	7+	1968-74
	6+	1969-74	6+?	? -31	5-	1944-48	7-	1931-37
	4-?	? -22	4-	1944-47	4+	1932-35	5-	1955-59
	4+	1937-40	4-?	1975-?				
Dec	5-	1968-72	4-	1930-33	5-	1968-72	5-	1930-34
	4-	1930-33	4-	1937-40	4+	1964-67	4+	1964-67
	4+	1964-67	4+	1964-67			4-	1968-71
	4+	1973-76	4+	1973-76				
Året	5-	1939-43	5-	1968-72	5+	1934-38	7-	1936-42
	4-	1930-33	4+	1964-67	5-	1939-43	4+	1943-46
					4+	1927-30	4+	1965-68
					4+	1965-68		
Vinter (dec-febr)	6-	1968-73	5-	1940-44	4+	1959-62	8+	1955-62
	4-	1921-24	4+	1959-62	4+	1970-73	4-?	? -30
	4+	1950-53	4+	1974-77			4-	1969-72
	4+	1959-62						
	4+	1974-77						
Vår (mars-maj)	6-	1939-44	6+	1965-70	6-	1938-43	5+	1966-70
	5+	1966-70	5-	1960-64	5+	1950-54	4-	1941-44
	4+	1929-32	4-	1939-42	5+	1966-70		
	4-	1954-57			4+	1934-37		
Sommar (juni-aug)	9-	1965-73	6-	1968-73	5+	1927-31	13-?	1966-?
	6+?	? -24	5-	1945-50	5-	1965-70	4+	1960-63
	5+	1960-64	4+	1951-54	4+	1937-41		
	4-	1932-35			4+	1960-63		
	4+	1938-41						
	4-	1947-50						
Höst (sept-nov)	4+	1951-54						
	5+	1926-30	5-	1958-62	5+?	? -30	4+	1927-30
	4-?	? -22	4-	1951-54	4-?	1975-?		

Ett frågetecken anger att perioden ligger i början eller slutet av den studerade tidsperioden.

Det finns ganska många sekvenser med längden 5-11 och att få 4 år i följd med samma tecken på avvikelserna är relativt vanligt. Man kan fråga sig om detta resultat står i överensstämmelse med hypotesen att värdena i serierna uppträder helt slumpmässigt.

Om man antar att autokorrelationsfunktionen är noll erhålles de sannolikheter för att få exakt n år i följd med samma tecken på avvikelserna från medianvärdet som ges i tabell 8 (Modell I).

Tabell 8

Sannolikheten (sh) för att få exakt n år i följd med samma tecken på avvikelserna (+ eller -) från medianvärdet. n = sekvenslängd

ρ_i = autokorrelationsfunktion

n ρ_i	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	Modell
$\rho_1=0$ för $i=1,2,3..$	$31 \cdot 10^{-3}$	$16 \cdot 10^{-3}$	$78 \cdot 10^{-4}$	$39 \cdot 10^{-4}$	$19 \cdot 10^{-4}$	$98 \cdot 10^{-5}$	$48 \cdot 10^{-5}$	$24 \cdot 10^{-5}$	$12 \cdot 10^{-5}$	$6 \cdot 10^{-5}$	I
$\rho_1=0.1$ $\rho_i=0$ för $i=2,3,4..$	$37 \cdot 10^{-3}$	$20 \cdot 10^{-3}$	$112 \cdot 10^{-4}$	$61 \cdot 10^{-4}$	$33 \cdot 10^{-4}$	$186 \cdot 10^{-5}$	$102 \cdot 10^{-5}$	$56 \cdot 10^{-5}$	$31 \cdot 10^{-5}$	$17 \cdot 10^{-5}$	II
$\rho_1=0.2$ $\rho_i=0$ för $i=2,3,4..$	$41 \cdot 10^{-3}$	$25 \cdot 10^{-3}$	$149 \cdot 10^{-4}$	$90 \cdot 10^{-4}$	$54 \cdot 10^{-4}$	$322 \cdot 10^{-5}$	$193 \cdot 10^{-5}$	$116 \cdot 10^{-5}$	$70 \cdot 10^{-5}$	$42 \cdot 10^{-5}$	III
$\rho_1=0.3$ $\rho_i=0$ för $i=2,3,4..$	$44 \cdot 10^{-3}$	$28 \cdot 10^{-3}$	$185 \cdot 10^{-4}$	$120 \cdot 10^{-4}$	$78 \cdot 10^{-4}$	$509 \cdot 10^{-5}$	$330 \cdot 10^{-5}$	$215 \cdot 10^{-5}$	$140 \cdot 10^{-5}$	$91 \cdot 10^{-5}$	IV

Autokorrelationen med tidsförskjutningen ett år kan beräknas på följande enkla sätt under förutsättning av symmetri. Antag vi har a fall då en positiv (negativ) avvikelse följs av en positiv (negativ) och att antalet fall då en positiv (negativ) följs av en negativ (positiv) är b . Autokorrelationen ρ_1 kan då skrivas som

$$\rho_1 = \frac{a-b}{a+b} \quad (6)$$

Med hjälp av detta samband har sannolikheterna för modell II-IV beräknats, och dessa återges i tabell 8.

Vilken av modellerna passar bäst in på de studerade tidsserierna? De 17 tidsserierna (12 mån plus år plus 4 årstider) har slagits samman till en, vilket naturligtvis ger en viss underskattning av frekvenserna av långa perioder med samma tecken på anomalierna. Värdena i tabell 7 är baserade på avvikelserna från medeltalet, medan tabell 8 förutsätter att man räknat avvikelser från medianen.^{x)} I tabellen nedan redovisas frekvenser avseende dels tidsserien för hela landet, dels för Götaland.

Tabell 9

Observerade och teoretiska frekvenser (enl modellerna I-IV i tab 8) för sekvenser av längden minst 4 år med samma tecken, plus eller minus, på avvikelserna från ett värde i fördelningarnas mitt.

A. Hela riket

Sekv längd	Frekvens under 17·60 = 1020 år				
	Observ	Teoretisk enl modell			
		I	II	III	IV
4	32	31.6	37.7	41.8	44.9
5	13	16.3	20.4	25.5	28.6
6	5	8.0	11.4	15.2	18.9
7	2	4.0	6.2	9.2	12.2
8	0	1.9	3.4	5.5	8.0
9	1	1.0	1.9	3.3	5.2
10	0	0.5	1.0	2.0	3.4
11	0	0.2	0.6	1.2	2.2
12	0	0.1	0.3	0.7	1.4
13	0	0.06	0.2	0.4	0.9
χ^2	-	4.72	16.08		

x) Denna inkonsekvens medför allvarliga fel om fördelningarna är starkt skeva, dvs skillnaden mellan medianvärdet och det aritmetiska medelvärdet är stor.

Tabell 9 forts

B. Götaland

Sekv längd	Frekvens under 17.53 = 901 år				
	Observ	Teoretisk enl modell			
		I	II	III	IV
4	21	27.9	33.3	36.9	39.6
5	11	14.4	18.0	22.5	25.2
6	2	7.0	10.1	13.4	16.7
7	5	3.5	5.5	8.1	10.8
8	2	1.7	3.0	4.9	7.0
9	1	0.9	1.7	2.9	4.6
10	0	0.4	0.9	1.7	3.0
11	0	0.2	0.5	1.1	1.9
12	0	0.1	0.3	0.6	1.3
13	1	0.05	0.15	0.4	0.8
χ^2	-	6.48	14.51		

Anm. Vid beräkning av χ^2 har frekvenserna för 7-13 slagits samman för att teoretiska frekvensen skall överstiga 5.

Tabellen visar att både för Götaland och för hela landet passar modell I (ingen autokorrelation) bäst. χ^2 -testet visar att det inte finns någon signifikant skillnad mellan modell I och observerade frekvenser. Resultatet står alltså i överensstämmelse med den förra testmetoden (run-testet). Redan modell II med en autokorrelation av endast 0.1 visar signifikant skillnad. Att få 13 år i följd med samma tecken på anomalien står alltså inte i strid med antagandet att torra och våta månader, årstider eller år inträffar slumpmässigt. Visserligen är sannolikheten för en sådan händelse enligt tab 8 endast 0.00006.

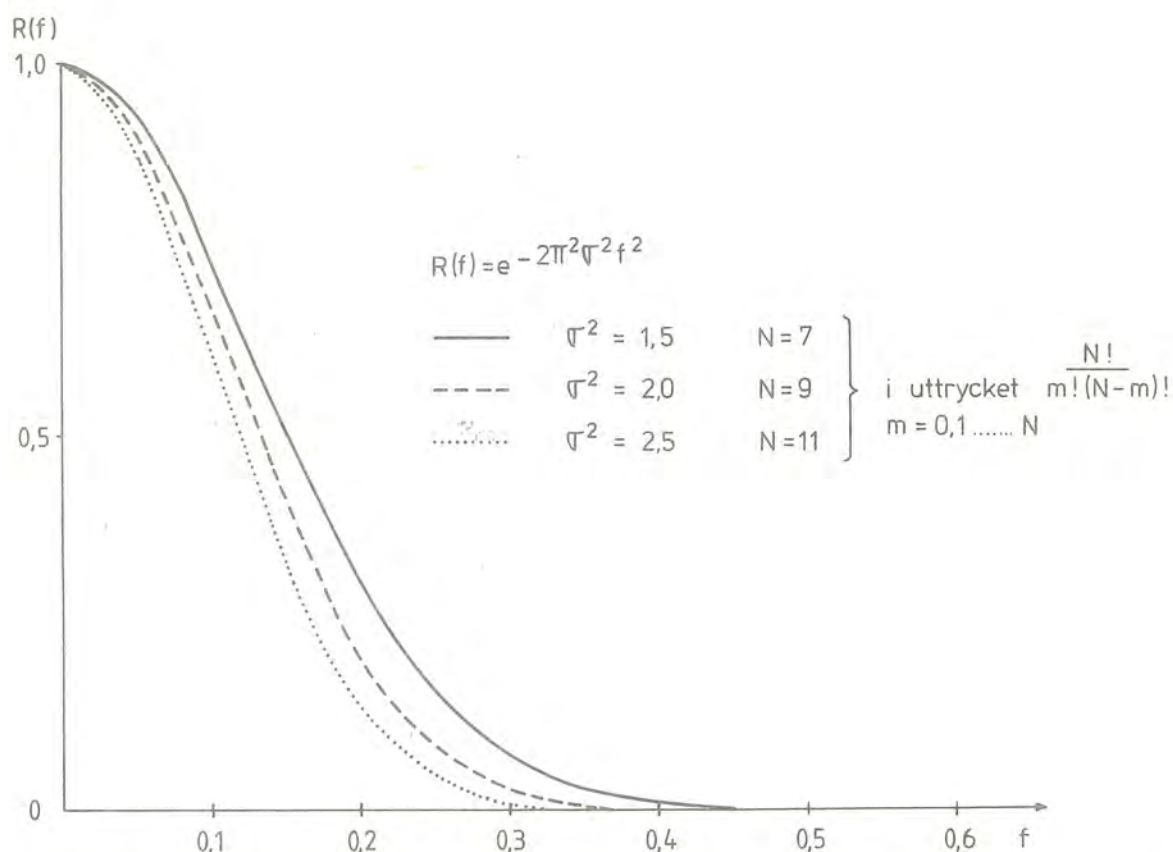
3.3 Filtrering av tidsserier

För att eliminera de höga frekvenserna i en tidsserie användes statistiska filter som kallas "låg-pass"-filter och består av en serie vikter. Utjämning av tids-serier med hjälp av "låg-pass"-filter påverkar knappast

de låga frekvenserna (långa perioderna). En utjämnad tidsserie är en skattning av värdena i serien, om oönskade höga frekvenser ej förekom.

Man vill känna till hur spektrum hos originalserien förändras genom filtreringen. Detta uttrycks genom den sk response-funktionen, som är kvoten mellan amplituden hos en svängning av given frekvens efter filtreringen i förhållande till amplituden före filtreringen. Funktionen varierar från nära 1 vid låga frekvenser till 0 för höga frekvenser.

Det är lämpligt att välja vikter som är proportionella mot normalfördelningen. Vikter proportionella mot binomialkoefficienterna ger approximativt samma resultat som vikter proportionella mot normalfördelningen. Responsefunktionen $R(f)$ kan approximeras enligt ekv 7.



Figur 4. Responsefunktioner då binomialkoefficienter användes som statistiskt filter.

$$R(f) = e^{-2\pi^2 \sigma^2 f^2} \quad (7)$$

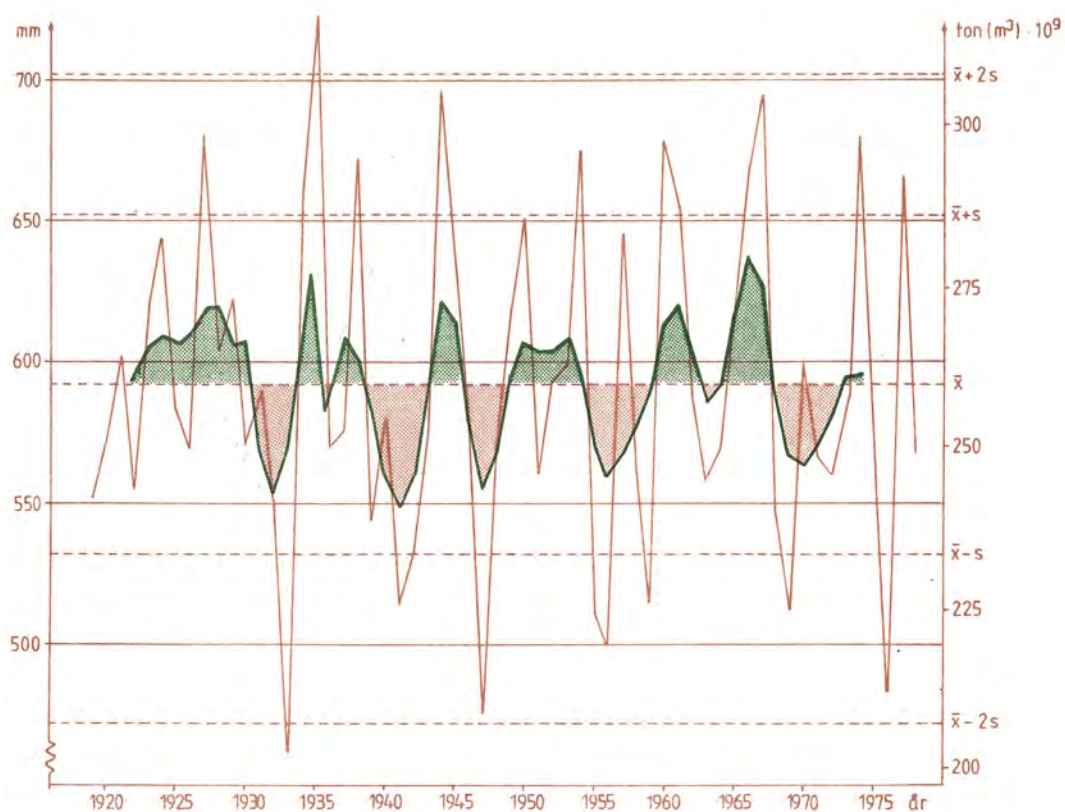
där σ är standardavvikelsen för vikterna och f är frekvensen.

I denna undersökning valdes först följande vikter v_i .
 $v_i = 1, 6, 15, 20, 15, 6, 1$
 Variansen σ^2 är 1.5 och responsfunktionen har det utseende som framgår av figur 4. Senare prövades även två andra uppsättningar av vikter.

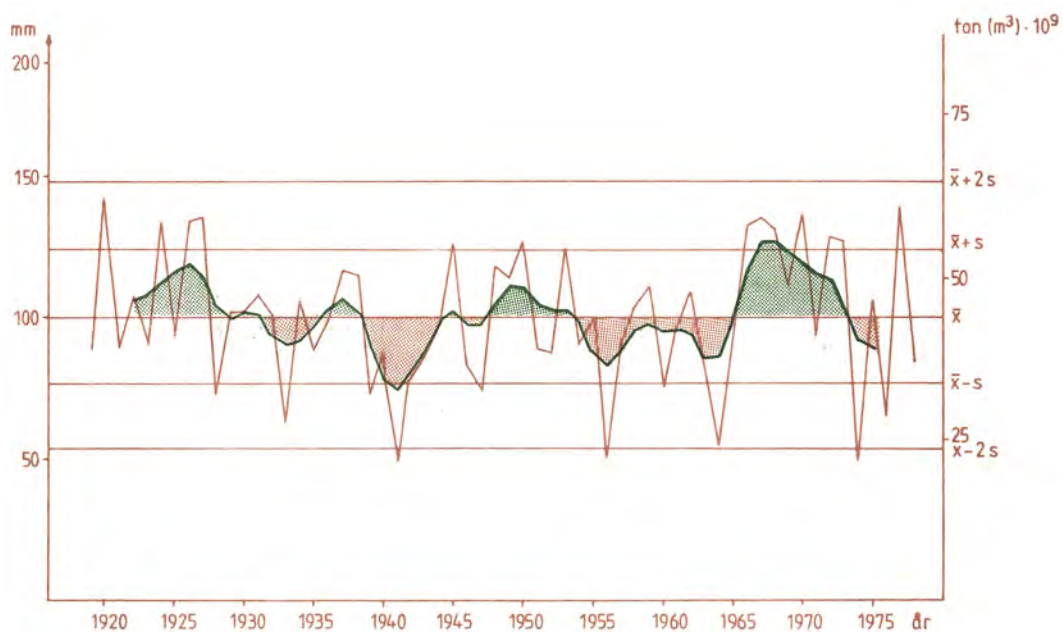
Resultatet av filtreringen av några tidsserier, års-, vår-, sommar- och höstnederbörd för hela landet visas i figurerna 5-9. I dessa figurer har även lagts in de ursprungliga värdena.

Figur 5, som illustrerar arealnederbördsvärden för året, visar att det inte finns någon tendens till förskjutning av medelvärdet (trend) eller någon ändring beträffande variabilitet. Perioder med nederbördsöverskott växlar på ett till synes slumpmässigt sätt med perioder som visar värden under genomsnittet. Ett kraftigare filter, dvs utjämnning över en längre period än 7 år, hade möjligen varit lämplig (se längre fram). Även de signaler, som passerat filtret tycks bestå av brus (white noise).

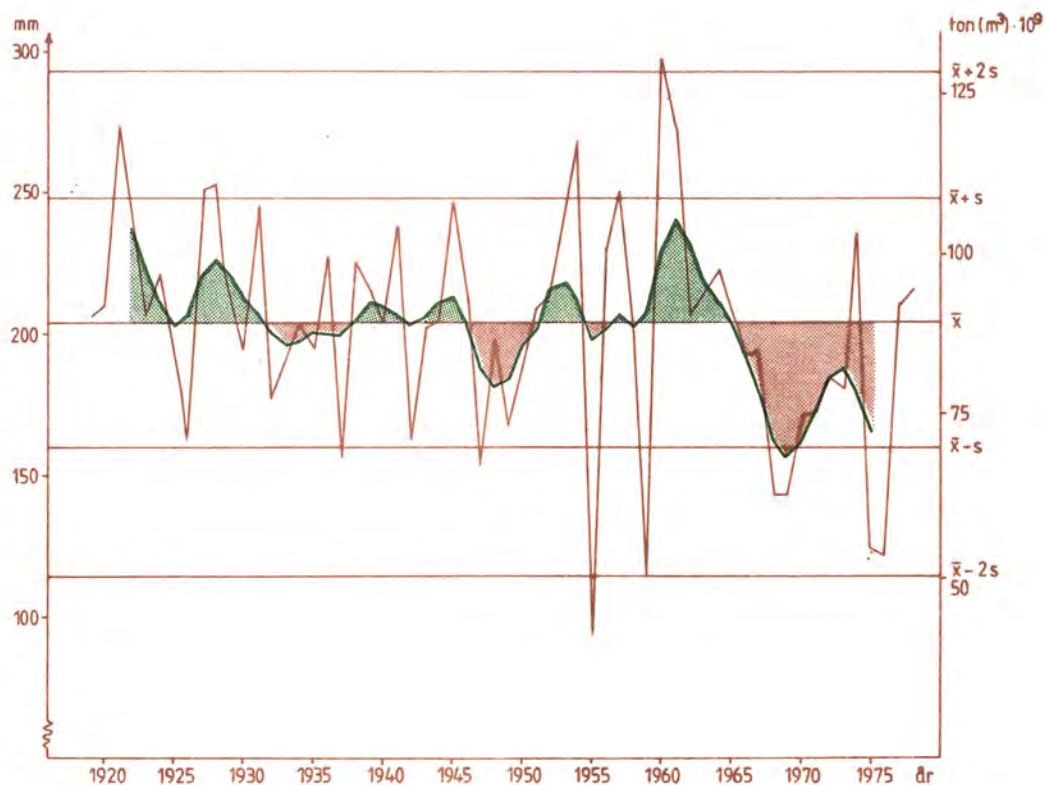
Figur 6 visar att det förekom några blöta vårar i början av serien och även under år 1965-73. Sommarnederbörden (fig 7) visar att efter en nederbördsrik period i början av 1960-talet följde en lång period med liten nederbörd; speciellt omkring åren 1968 och 69. Noteras kan att torrsommaren 1955 hamnar utanför $2s$ -gränsen. Höstdiagrammet (fig 8) visar på våta perioder både under seriens första och sista del. Filtrerade värdena ligger under medelvärdet från 1945-61. Ett värde, hösten 1935, ligger en bra bit utanför $(\bar{x}+2s)$. Vinterdiagrammet visar mera kortperiodiska svängningar kring medelförhållandena, och det är endast under periodens första del, som en lång följd av år visar nederbördsunderskott. Vid studiet av figurerna 5-9 och även de följande 10-14 bör man ha i minnet tidigare påpekande att data för den tidigare



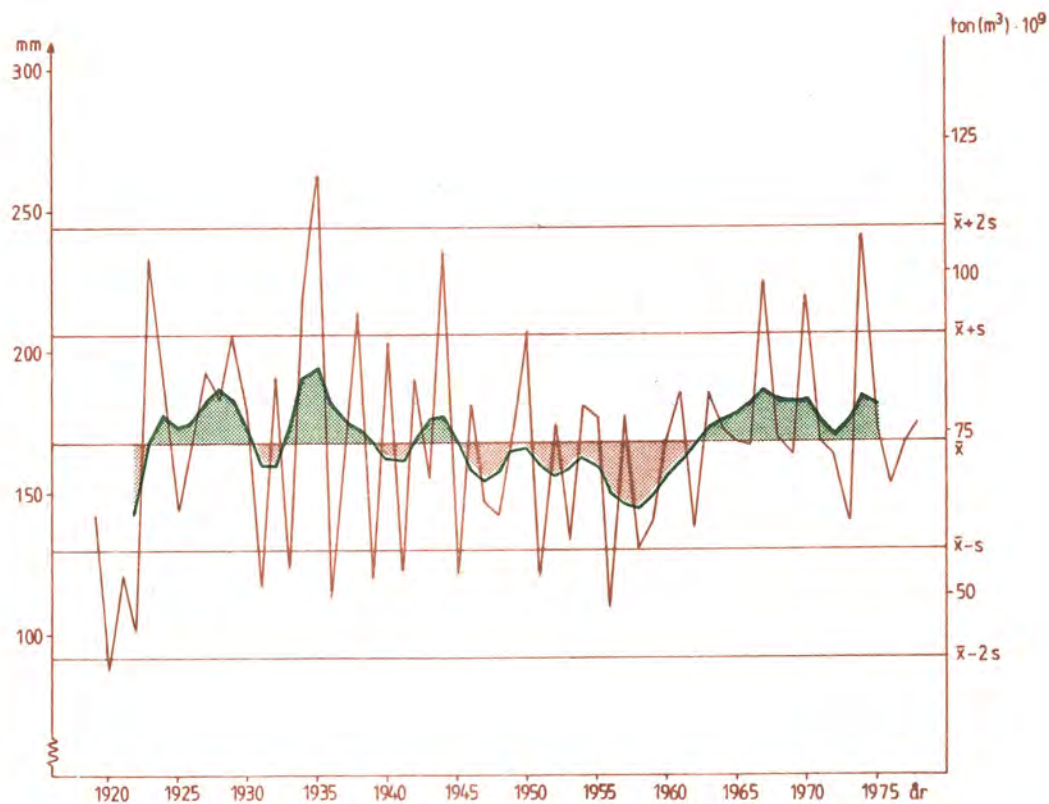
Figur 5. Årsnederbördens (arealnederbörd) variation i Sverige 1919-1978. Kurvan med grov linjemarkering är filtrerad tidsserie.



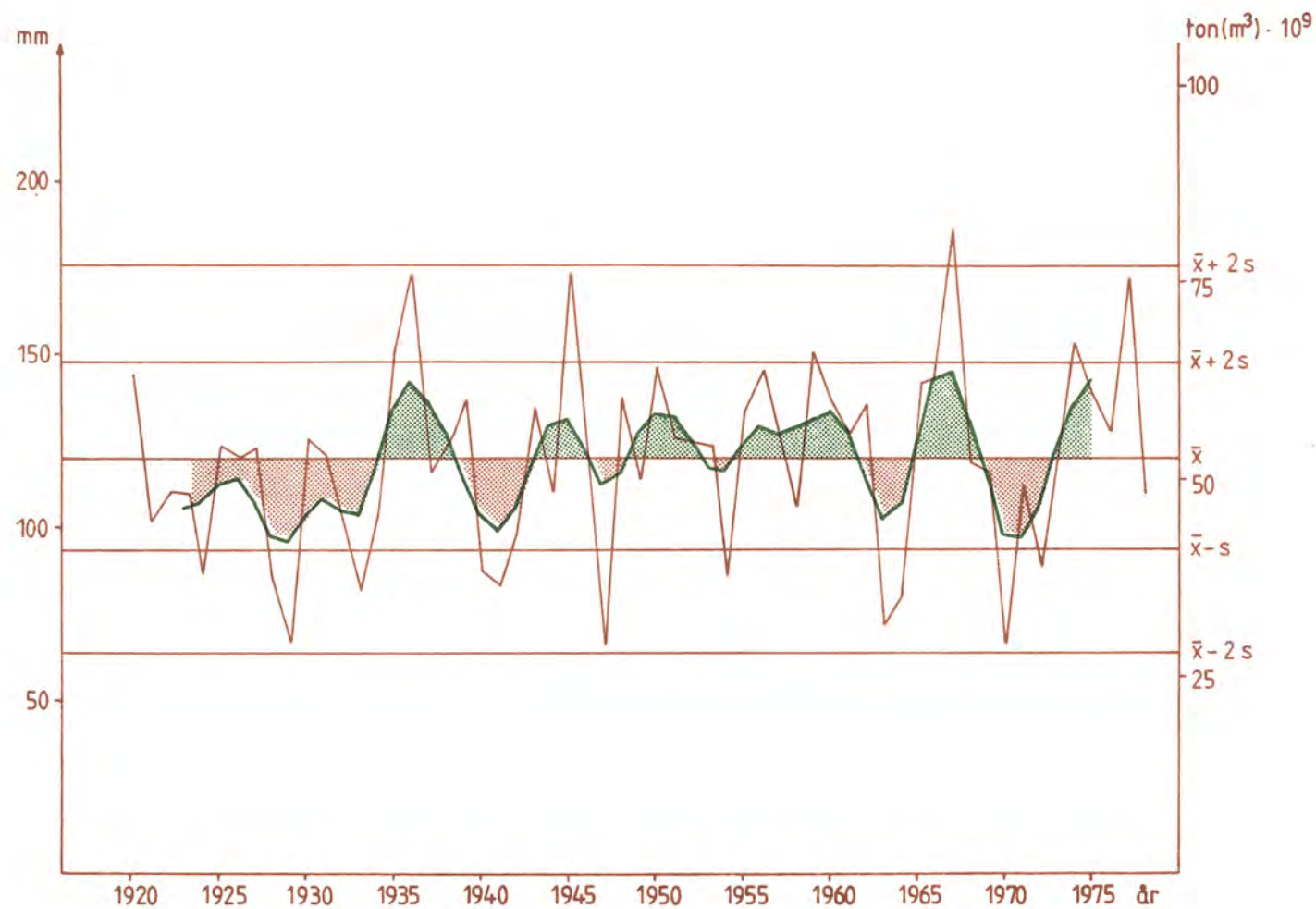
Figur 6. Vårnederbördens (arealnederbörd) variation i Sverige 1919-1978. Kurva med grov linjemarkering är filtrerad tidsserie.



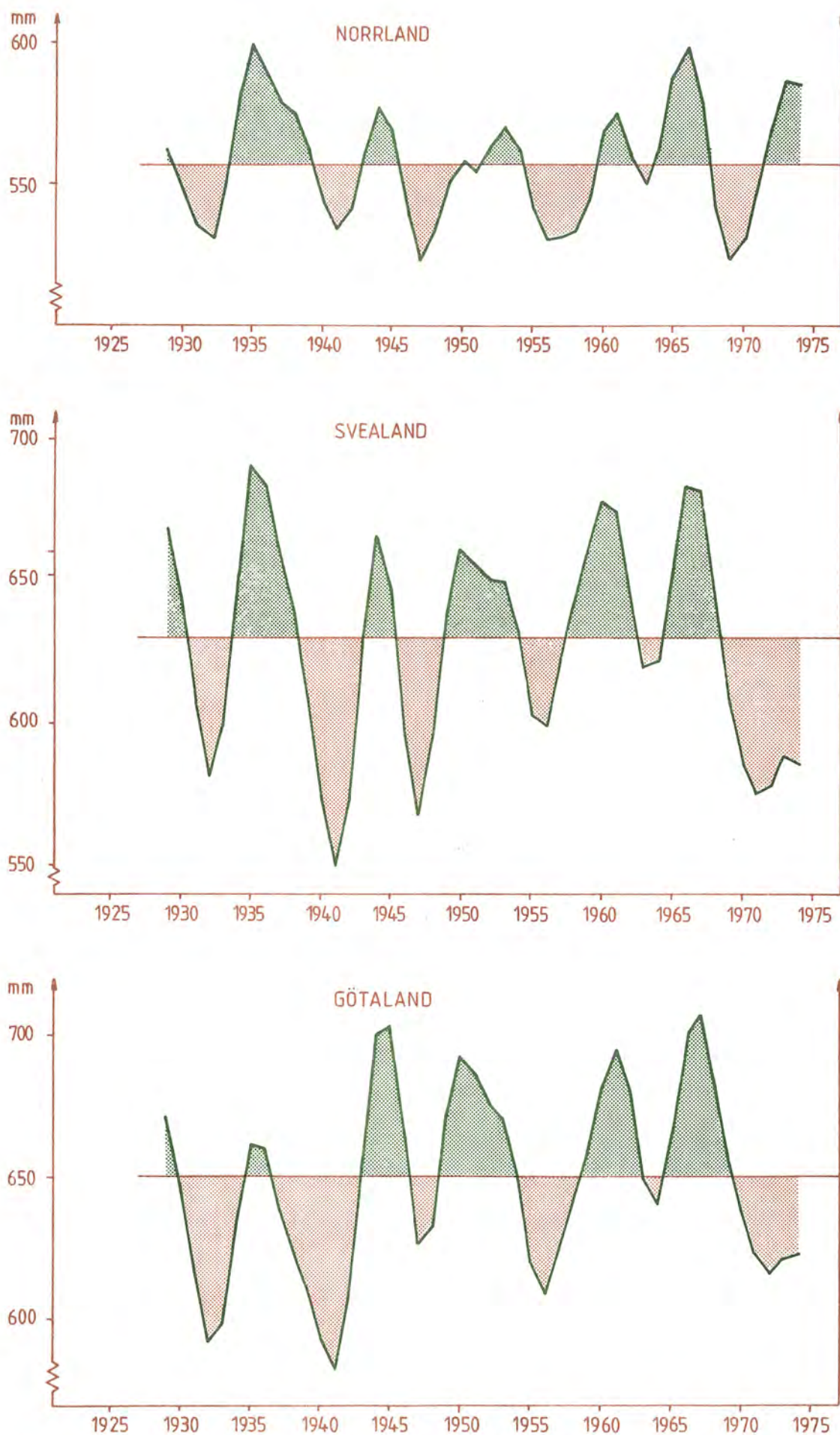
Figur 7. Sommarnederbördens (arealnederbörd) variation i Sverige 1919-1978. Kurvan med grov linjemarkering är filtrerad tidsserie.



Figur 8. Höstnederbördens (arealnederbörd) variation i Sverige 1919-1977. Kurvan med grov linjemarkering är filtrerad tidsserie.



Figur 9. Vinternederbördens (arealnederbörd) variation i Sverige 1920-1978.
Kurvan med grov linjemarkering är filtrerad tidsserie.



Figur 10. Årsnederbördens variation i Norrland, Svealand och Götaland under tiden 1926-1978. Filtrerade värden.

perioden har större osäkerhet än under den senare. Eftersom underskattningarna är störst för de tidiga åren, är det kanske tänkbart att de "sanna" arealvärdena skulle kunna uppvisa en trend mot avtagande årssummor.

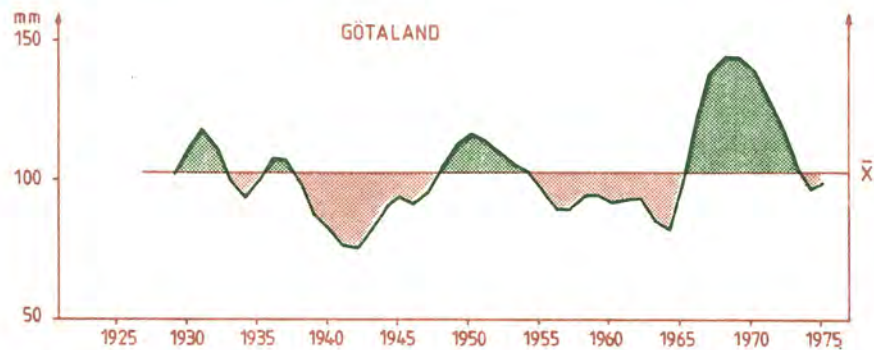
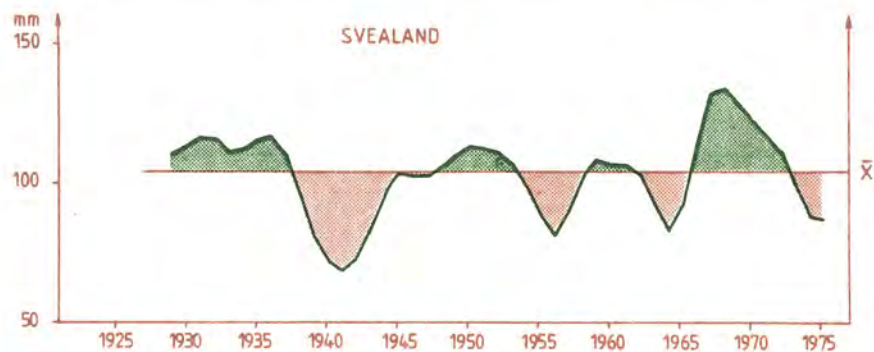
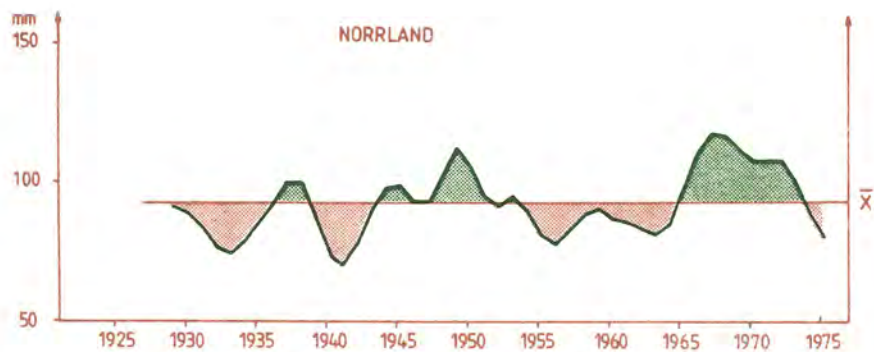
I figurerna 10-14 har plottats de filtrerade serierna för Norrland, Svealand och Götaland för året och årstiderna.

Figur 10, som illustrerar årsnederbördens variation, visar en viss parallellitet hos kurvorna för de tre delområdena. Amplituden hos svängningarna kring medeltalet är påfallande större i Götaland och Svealand än i Norrland. Detta beror helt enkelt på att Norrlands yta är tre gånger så stor som Svealands, och arealnederbördsvärdena för Norrland är mera utjämnade eftersom enligt ekv 1 ytan ingår i beräkningen. Nederbördsförhållandena under 1970-talet har varit olika i Norrland och i södra Sverige. I Götaland och Svealand har nederbördsunderskott dominerat men motsatsen har varit fallet i norra Sverige.

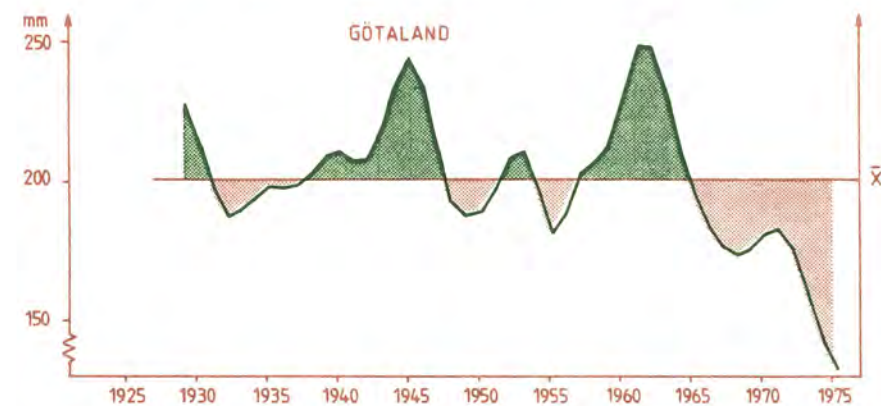
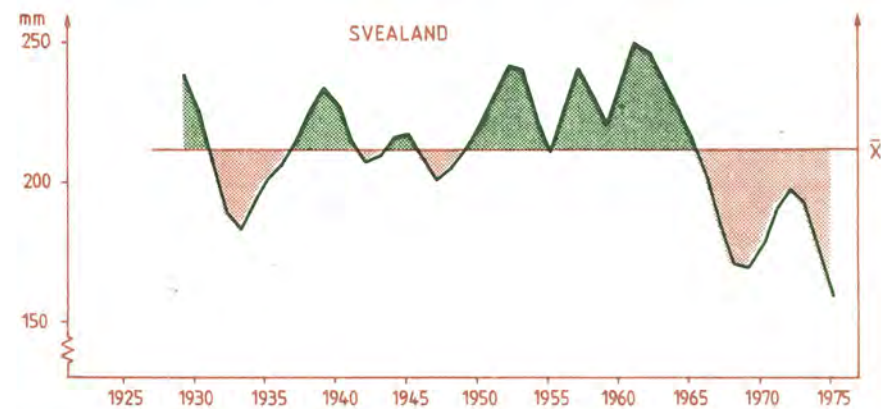
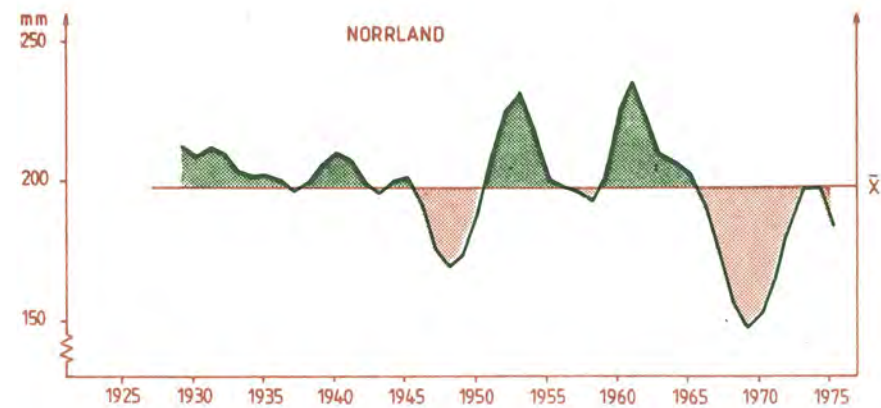
Vårdiagrammet, figur 11, visar en torr period för samtliga delområden omkring 1940. Nederbördsrika vårar var vanliga under en lång följd av år under senare delen av 1960-talet och i början av 1970-talet, medan de sista åren i serierna haft övervägande underskott.

Sommarkurvorna visar tydligt de nederbördsrika somrarna i början av 1960-talet. Götaland hade en serie våta somrar omkring 1945. De senaste somrarna visar stora nederbördsunderskott. Särskilt markerat är detta i Götaland.

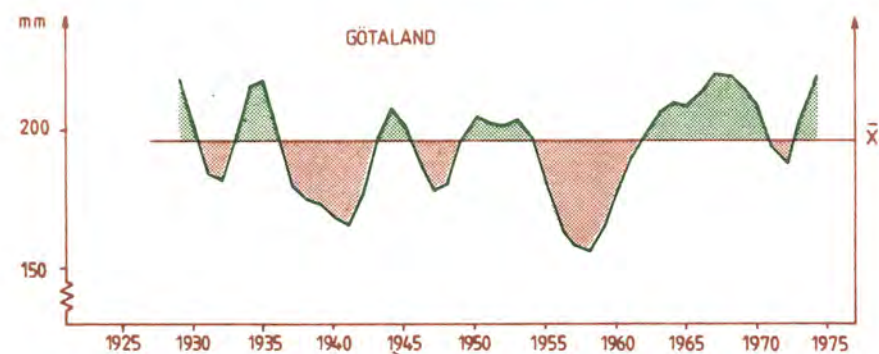
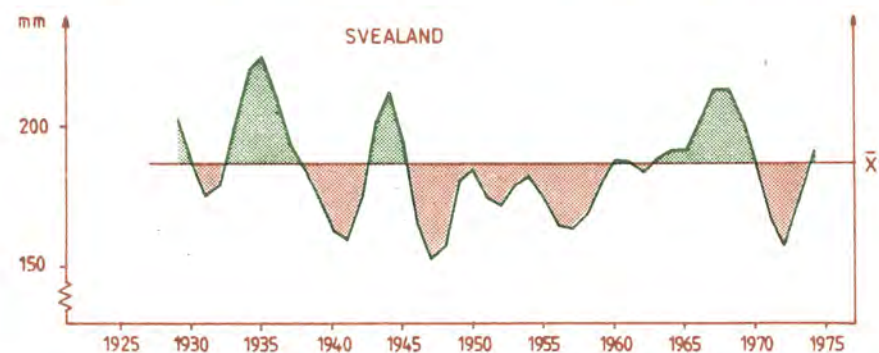
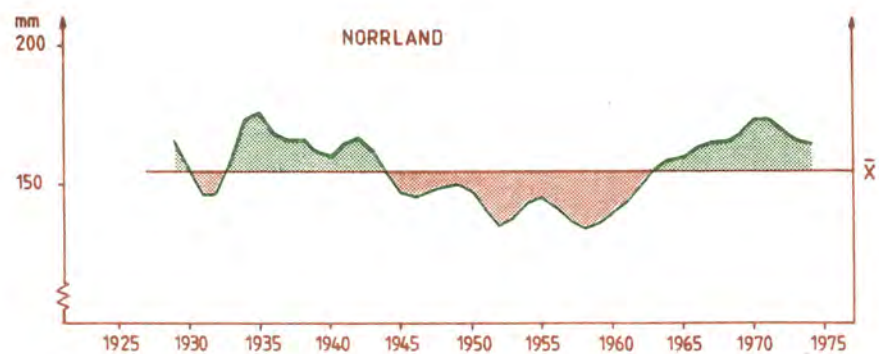
Figur 13 visar den utjämnade tidsserien för höstarna. I Norrland var höstarna torra under en lång period från 1945-1962. Skillnaderna mellan de tre landsdelarna är ganska stor. Medan Svealands-värdena i början av 1970-talet låg under medelvärdena hade Norrland överskott.



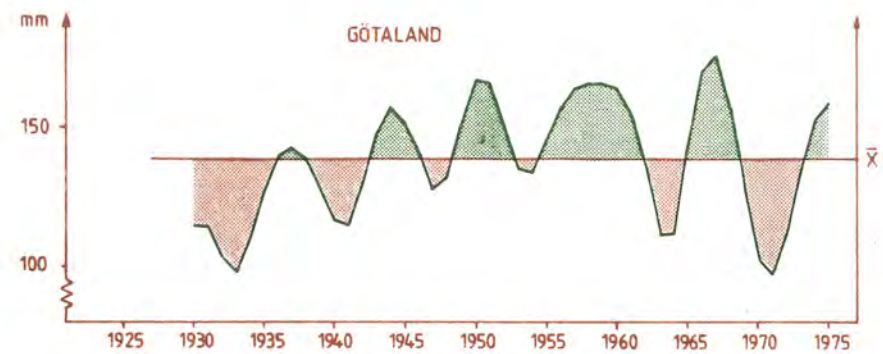
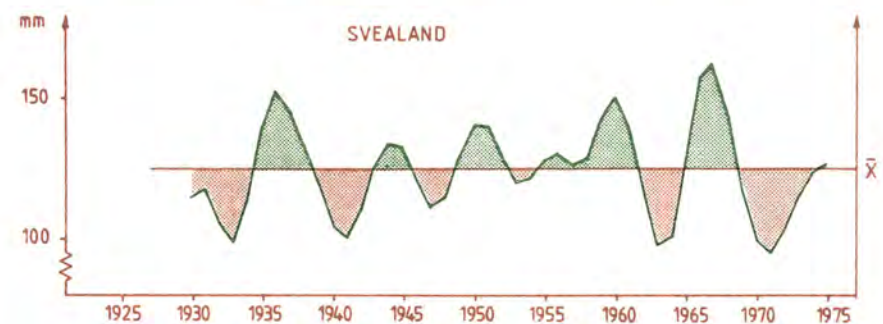
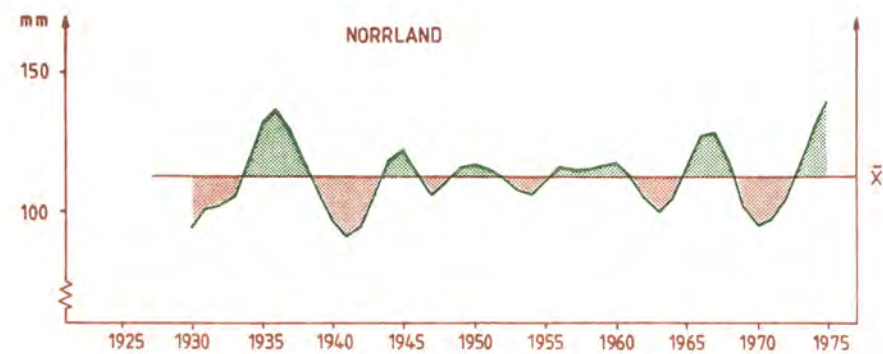
Figur 11. Vårnederbördens variation i Norrland, Svealand och Götaland under tiden 1926-1978. Filtrerade värden.



Figur 12. Sommarnederbördens variation i Norrland, Svealand och Götaland under tiden 1926-1978. Filtrerade värden.



Figur 13. Höstnederbördens variation i Norrland, Svealand och Götaland under tiden 1926-1978. Filtrerade värden.



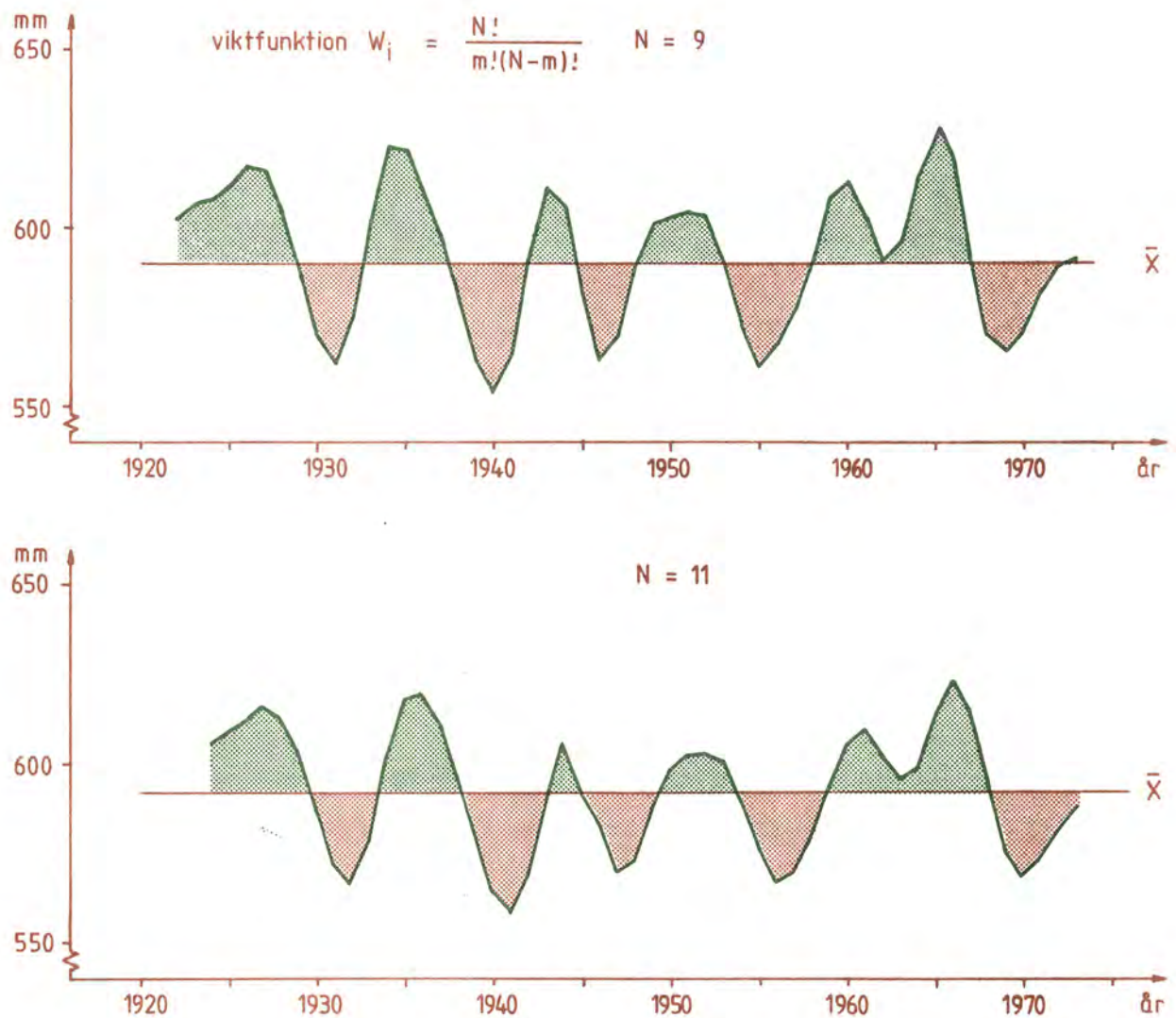
Figur 14. Vinternederbördens variation i Norrland, Svealand och Götaland under tiden 1926-1978. Filtrerade värden.

Vinternederbördens variation (fig 14) i de tre landsdelarna är tämligen likartad. I Norrland och Svealand var nederbörden i genomsnitt riklig omkring 1935, vilket inte var fallet i Götaland. Däremot hade Götaland flera nederbördsrika vintrar under senare delen av 1950-talet, medan under samma tid Norrlandsvärdena låg nära medeltalen.

Figurerna 10-14 visar att tidsserierna för Götaland, Svealand och Norrland ej är av varandra oberoende. Det finns en positiv korrelation mellan exempelvis nederbördsmängderna i Götaland och de i Norrland. Detta är kanske något överraskande. Man kunde tänka sig att perioder med stor (liten) nederbörd i norr ofta sammanfaller med liten (stor) nederbörd i söder p g a systematiska skillnader i cyklonbanornas lägen.

Sammanfattningsvis kan sägas att resultaten av filtreringen pekar i samma riktning som run-testet, nämligen att serierna av arealnederbördsdata är stationära.

Det använda statistiska filtret, medelvärdesbildning över 7 år, kan sägas vara ganska "grovmaskigt". Det släpper igenom en hel del signaler, som måste klassas som brus. För årsnederbörden har ett par kraftigare utjämnningar utförts vilka redovisas i fig 15. Denna figur bör jämföras med figur 5. En utjämnning över dels 9, dels 11 år gjordes med vikterna $w_i = \frac{N!}{m!(N-m)!}$ för $N = 9$ resp 11 och där m går från 0 till N . Responsfunktionen för dessa filter har lagts in i figur 3, som visar att dämpningen av amplituderna inte blir så särskilt mycket starkare, om man väljer N till 11 i st f 7. Figur 15 visar i princip samma sak. Det kanske är något oväntat att man med såpass kraftig filtrering som i fig 15 ändå får en bild som visar så stora svängningar kring medelvärdet och antydningar till någon form av periodiska svängningar. Det kan vara frestande att från figur 15 dra en förkastad slutsats att vi de närmaste åren kan vänta oss nederbördsöverskott.



Figur 15. Årsnederbörden för hela riket utjämnad över 9 resp 11 år med vikterna $w_i = \frac{N!}{m!(N-m)!}$. Jämför fig 5 sid 29.

3.4 Sammanfattning av tidsserieanalyserna

Samtliga tre använda metoder, run-testet, χ^2 -testet av frekvenser av årssekvenser med samma anomalier jämfört med vad man skulle kunna vänta sig av ren slump samt bortfiltrering av höga frekvenserna med "låg-pass"-filter tyder på att serierna är stationära, d v s att de statistiska egenskaperna, t ex medelvärdet, ej signifikant förändrats under årens lopp. Studien visar att man kan erhålla en lång följd av år med nederbörds- under- eller överskott utan att det behöver betyda att det finns någon autokorrelation mellan värdena. Vid de statistiska testen har de olika serierna betraktats som av varandra oberoende, vilket ej är helt korrekt. Dels finns det samband mellan successiva månadsvärden för ett område, dels finns det samband mellan områdenas serier för en och samma månad. Trots att flera fakta talar för att nederbördsserierna kan uppkomma ur en slumpprocess finns det anledning att göra en närmare studie medelst autokorrelationsteknik. En enstaka undersökning av en av de här ingående serierna visade en signifikant autokorrelation mellan differenser av första ordningen.

4. Frekvensanalys av arealmedelvärdena

Vid den fortsatta behandlingen av arealnederbörds-
värdena kommer dessa ej längre att betraktas som tids-
serier utan som stickprov ur moderpopulationer, vars
egenskaper skattas från stickproven. Ett försök görs
att välja ut den teoretiska fördelningsfunktion, som
bäst passar materialet och funktionens parametrar
beräknas.

4.1 Testade fördelningsfunktioner

Eftersom grunddata utgörs av medelvärden beräknade från
hundratals enskilda observationer skulle man kunna för-
vänta sig att fördelningarna för arealmedeltalen närmar
sig normalfördelningen. Men de observationer, månads-
eller årssummor, som användes vid bildandet av areal-
medelvärdena är ganska starkt korrelerade sinsemellan,
vilket gör att antalet frihetsgrader hos varje medeltal
är betydligt mindre än antalet observationer som ingår
i medelvärdet.

Anledningen till att man vill anpassa teoretiska fördel-
ningar till de empiriska är att, i varje fall om stick-
proven är små, bestämningen av statistiska parametrar,
t ex percentilvärden, blir behäftade med stora sampling-
fel, och att man genom att gå via en teoretisk fördel-
ning får bättre skattningar än att direkt använda den
empiriska fördelningen.

Följande teoretiska fördelningar har testats.

Normalfördelning

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad -\infty < x < \infty \quad (8)$$

Lognormalfördelning

$$f(x) = \frac{1}{\sigma x \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad 0 < x < \infty \quad (9)$$

Lognormalfördelning med en undre gräns g

$$f(x) = \frac{1}{\sigma x \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(\ln(x-g)-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad g < x < \infty \quad (10)$$

Gammafördelning

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\gamma) \beta^\gamma} \cdot x^{\gamma-1} e^{-x/\beta} \quad 0 < x < \infty \quad (11)$$

Gammafördelning med en undre gräns g

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\gamma) \beta^\gamma} \cdot (x-g)^{\gamma-1} e^{-\frac{(x-g)}{\beta}} \quad g < x < \infty \quad (12)$$

Weibullfördelning

$$f(x) = e^{-\left(\frac{x-g}{\beta-g}\right)^\alpha} \quad g < x < \infty \quad (13)$$

Fisher-Tippett typ I (Gumbel-fördelning)

$$f(x) = e^{-e^{-\frac{(x-\alpha)}{\beta}}} \quad -\infty < x < \infty \quad (14)$$

Parametrarna till fördelningarna 8-12 skattades enligt maximum-likelihood-metoden, medan för de två sista momentmetoden användes. Sedan parametrarna skattats beräknades motsvarande teoretiska frekvenser, som jämfördes med de observerade. χ^2 -metoden användes för att avgöra om skillnaderna var signifikanta. I tabell 11 ges en sammanfattning av resultaten av χ^2 -testerna. 0 betyder ingen signifikant skillnad; 1 signifikans på 90%-nivån; 2 signifikant skillnad på 95%-nivån och 3 betyder signifikans på 99%-nivån. Exempel på en datorutskrift ges i tabell 10. Beteckningarna överensstämmer ej helt med de i texten använda. På första raden för varje fördelning ges värden för den transformerade variabeln $\ln x_i / \bar{x}$. I det givna exemplet ger lognormalfördelning med undre gräns signifikant skillnad på 95%-nivån, gammafördelning med undre gräns är signifikant skild från observerad frekvens. Samma gäller för Fisher-Tippett typ I (Gumbel).

Tabell 10

Exempel på datorutskrift. (Hela riket. Februari).

Medelvärde	31.000	Standardavv	11.079	CV	.357	CS	.245	CS/CV	.684	Hela riket. FEBRUARI							
Fördelning	Parametrar				CHI-2	Q01	Q05	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q99			
Normal	My	1.000	.357		1	.168	.412	.542	.759	1.000	1.241	1.458	1.588	1.832			
						5.2	12.8	16.8	23.5	31.0	38.5	45.2	49.2	56.8			
Lognormal	2	My	-.069	sigma	.389	0	.378	.492	.567	.718	.933	1.213	1.535	1.768	2.304		
						11.7	15.3	17.6	22.3	28.9	37.6	47.6	54.8	71.4			
Lognormal	3	My	-.282	sigma	.496	UG	.161	2	.399	.495	.561	.701	.916	1.215	1.586	1.867	2.553
						12.4	15.3	17.4	21.7	28.4	37.7	49.2	57.9	79.2			
Gamma	2	Alfa	7.9	beta	.135	0	.344	.480	.566	.733	.955	1.218	1.490	1.672	2.047		
						10.7	14.9	17.6	22.7	29.6	37.8	46.2	51.8	63.5			
Gamma	3	Alfa	3.700	beta	.205	UG	.242	1	.384	.488	.559	.711	.933	1.216	1.527	1.740	2.208
						11.9	15.1	17.3	22.0	28.9	37.7	47.3	53.9	68.5			
Weibull	K	.356	loc	1.114	UG	.073	0	0	.275	.434	.540	.741	.987	1.242	1.474	1.612	1.866
						8.5	13.5	16.7	23.0	30.6	38.5	45.7	50.0	57.9			
Gumbel	Alfa	3.589	mode	.839		1	.414	.533	.607	.748	.941	1.186	1.466	1.667	2.121		
						12.8	16.5	18.8	23.2	29.2	36.8	45.5	51.7	65.8			

4.2 Val av teoretisk modell och resultat av frekvensanalyserna

Det är inte självklart att man skall välja samma teoretiska fördelning för samtliga arealnederbördsdata från de fyra olika områdena. Teoretiskt borde fördelningarna av arealnederbörden för hela landet ligga närmare normalfördelning än vad fallet är för mindre områden.

Som framgår av tabell 11 är χ^2 -testet inte tillräckligt kraftfullt för att ge ett entydigt svar på frågan vilken av de sju prövade teoretiska fördelningarna som är mest lämplig. Det finns flera observerade fördelningar, där enligt χ^2 -testet samtliga teoretiska fördelningar kan accepteras. Å andra sidan finns det två fördelningar, marsdata för Götaland och novemberdata för Norrland, där ingen av de sju prövade funktionerna på ett tillfredsställande sätt kan beskriva observerade data.

Lognormalfördelning med tre parametrar tycks vara mindre lämplig än lognormalfördelning med två parametrar. Därför behandlas ej resultaten från den förstnämnda. På samma sätt finns ingen indikation om att gammafördelning med tre parametrar är bättre än tvåparametersversionen. Gamma 3 stryks därför från listan över lämpliga alternativ. Fisher-Tippet typ I har också strukits därför att denna fördelning har härletts för extremvärden. I figur 17, sid 47 ges två exempel på utseendet av Fisher-Tippet typ I-fördelningar tillsammans med normal- och Weibullfördelningar.

De fyra alternativ som återstår, normal-, lognormal-, gamma 2- och Weibullfördelningarna har studerats närmare. Man kan göra detta på olika sätt. Man kan plotta samtliga teoretiska fördelningar tillsammans med de empiriska och göra en bedömning med ledning av den grafiska bilden. I fig 16 visas samtliga tolv månadsfördelningar för rikets arealnederbörd. I detta diagram jämförs observerade frekvenser med normal- och gamma 2-fördelningar. För flertalet fördelningar är det tydligt att gamma 2 ger en bättre anpassning än vad normalfördelningen kan göra.

Tabell 11

Resultat av χ^2 -test. 0 betyder ej signifikans, 1 90%-, 2 95%- och 3 99%-nivån.

A. Arealnederbördsdata för hela landet

Teoretisk fördeln

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
N	0	1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
Log - N	0	0	3	0	3	0	0	1	0	0	0	0
Log - N2	2	2	2	1	3	0	0	2	0	0	1	0
r^2	0	0	2	0	1	0	0	2	0	0	0	0
r^3	0	1	3	1	3	0	0	2	0	0	0	0
W	0	0	0	0	0	2	0	1	0	0	0	0
F - T	0	1	0	1	0	0	0	3	0	0	0	0

B. Arealnederbördsdata för Norrland

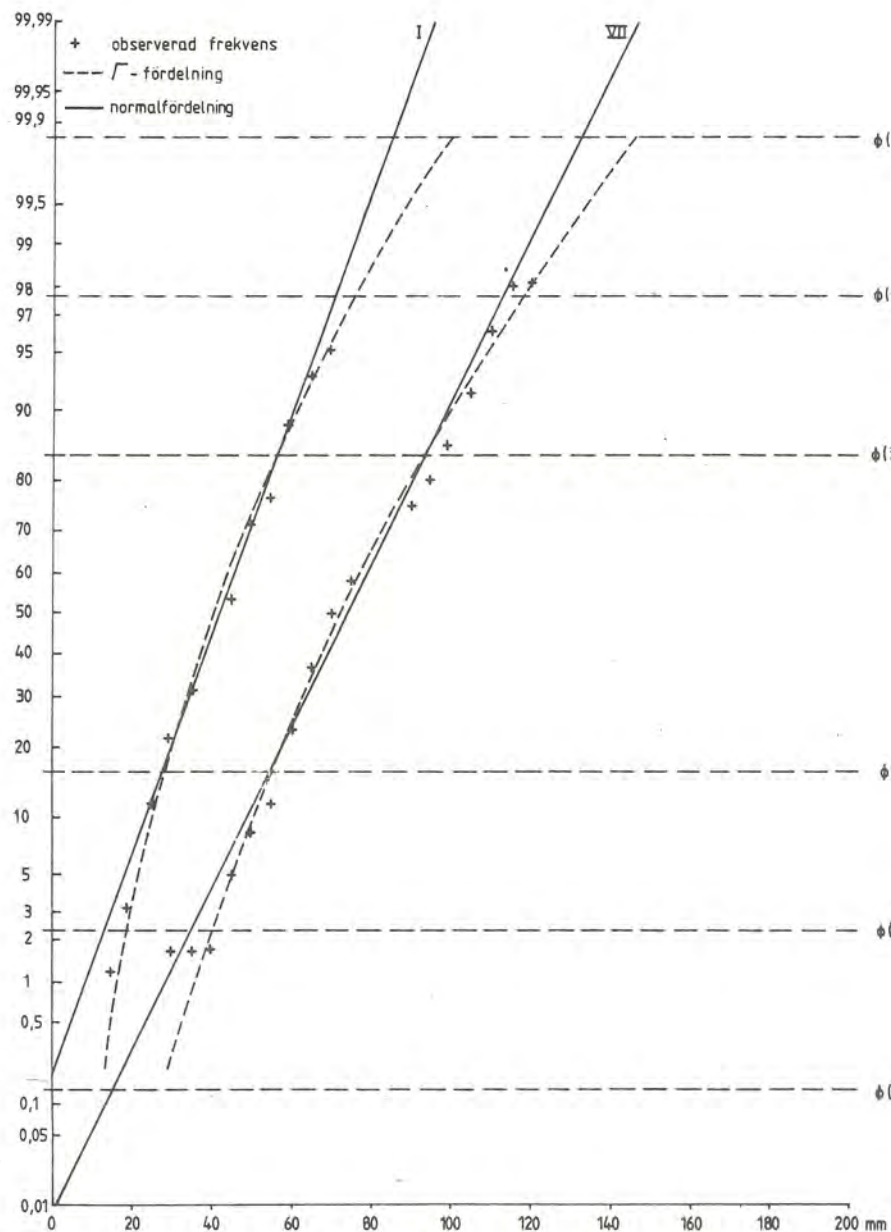
N	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0
Log N	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	2	0
Log N2	0	2	1	0	2	0	1	1	0	0	3	0
r^2	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	2	0
r^3	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	3	0
W	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	2	0
F - T	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2	0

C. Arealnederbördsdata för Svealand

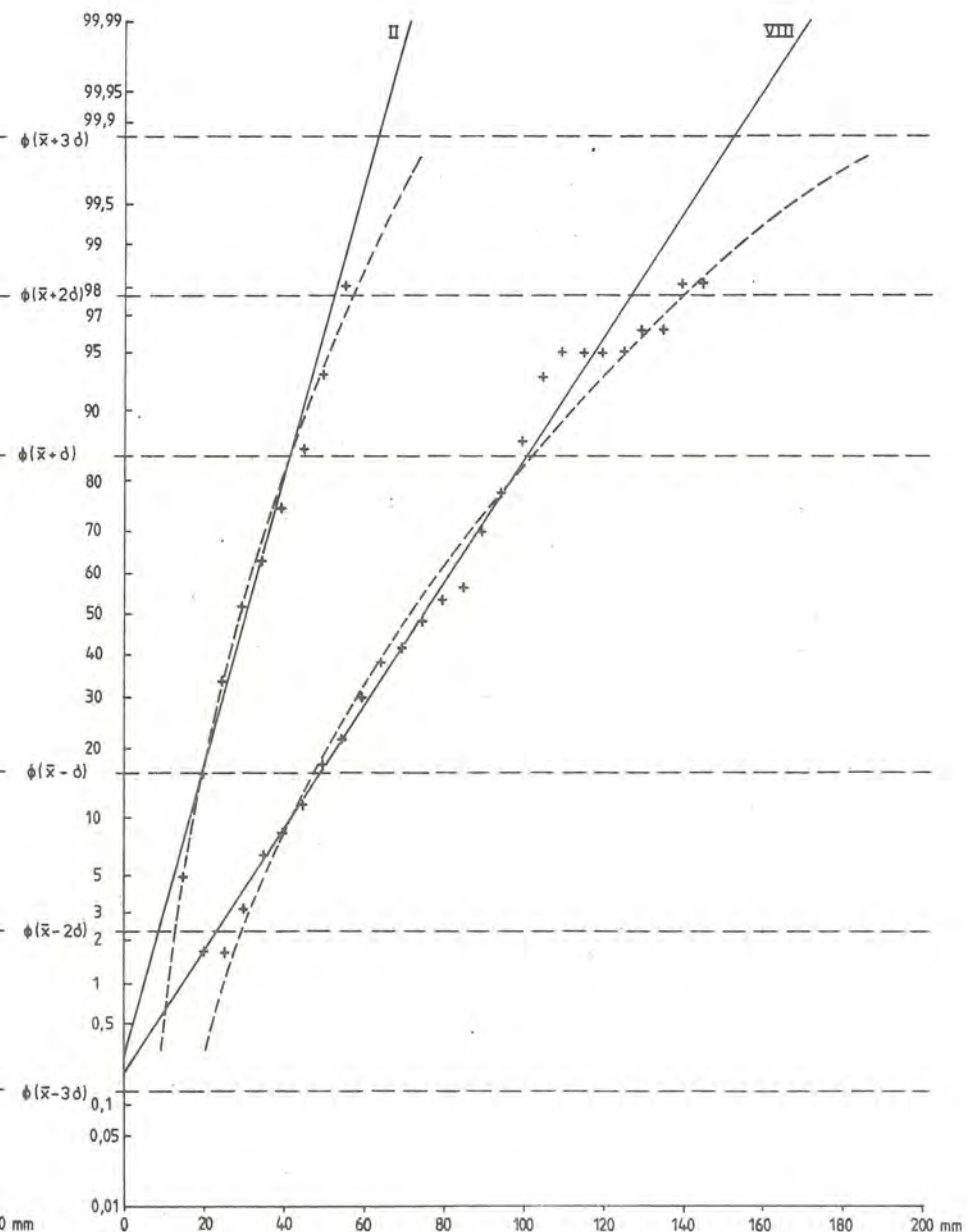
N	0	0	0	2	0	0	0	0	2	0	0	0
Log - N	0	0	1	0	0	0	0	1	2	0	3	0
Log - N2	0	0	1	1	1	2	1	2	2	3	3	2
r^2	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	1	0
r^3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0
W	0	0	0	3	0	0	0	0	3	0	0	0
F - T	0	0	0	2	0	0	0	0	3	0	2	0

Arealnederbördsdata för Götaland

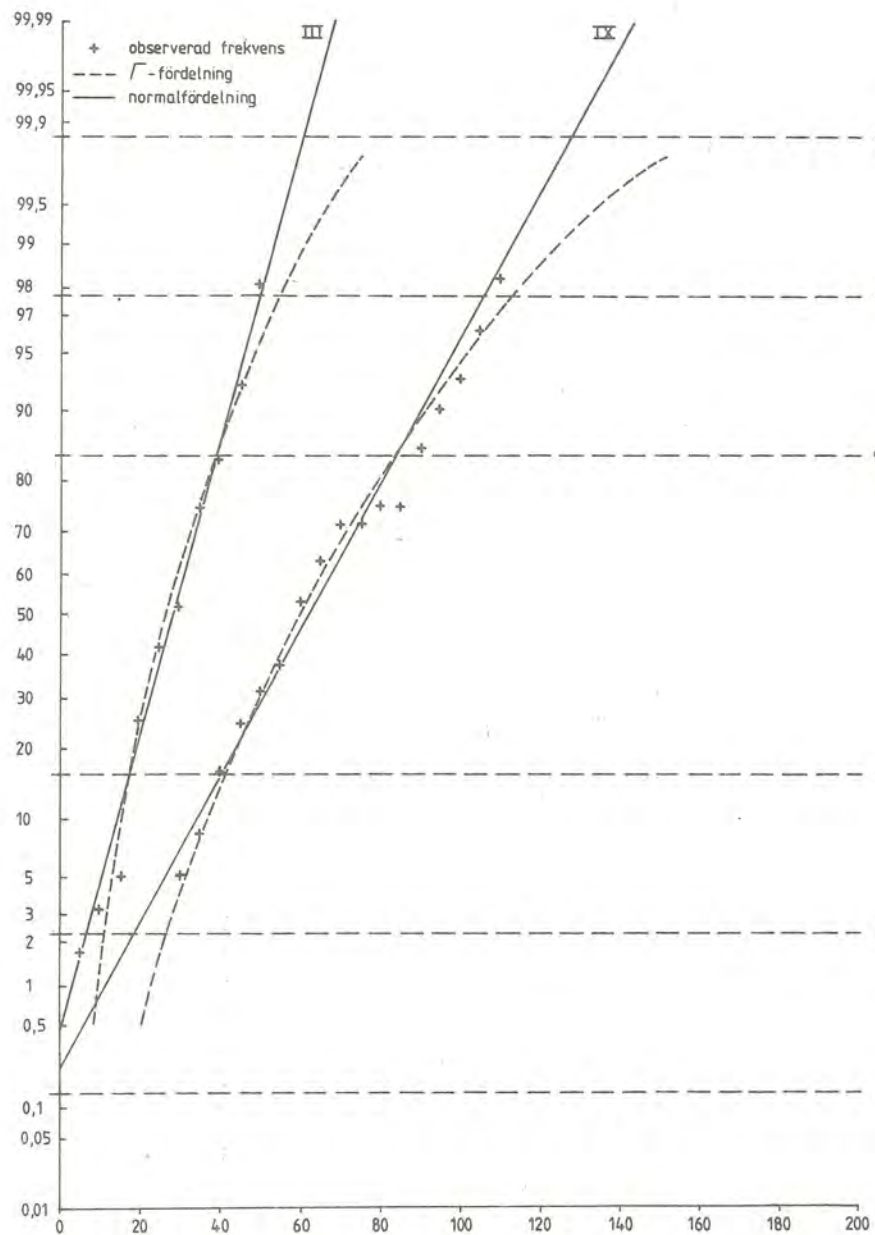
N	1	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Log - N	2	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Log - N2	2	1	3	2	2	0	0	0	1	2	0	0
r^2	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	0
r^3	1	1	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0
W	2	0	3	0	2	0	1	0	0	0	0	0
F - T	0	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0



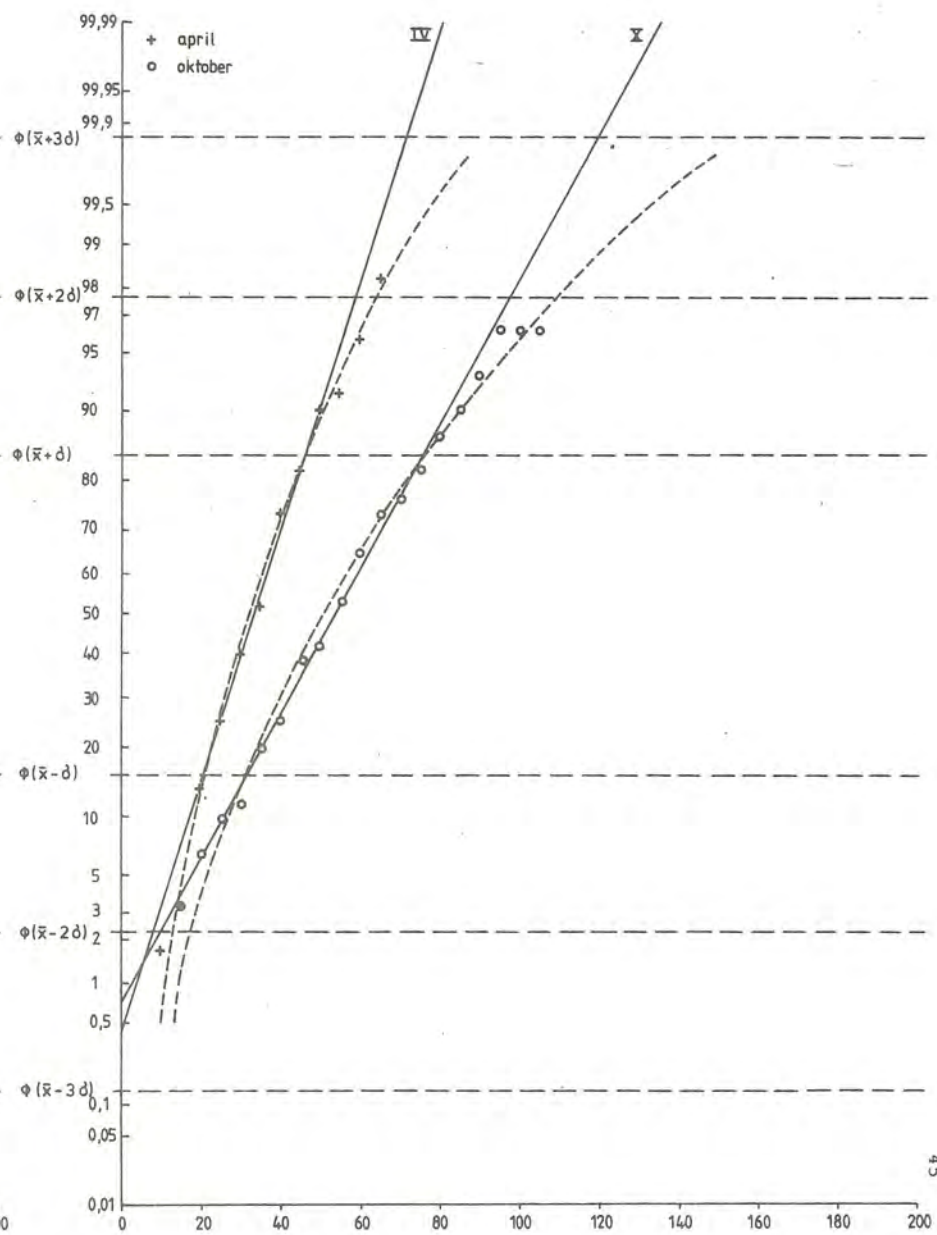
Figur 16 a. Frekvensfördelningar av månadsnederbörd för hela riket.
Normalfördelning, gammafördelning och observerad fördelning. Jan och juli.



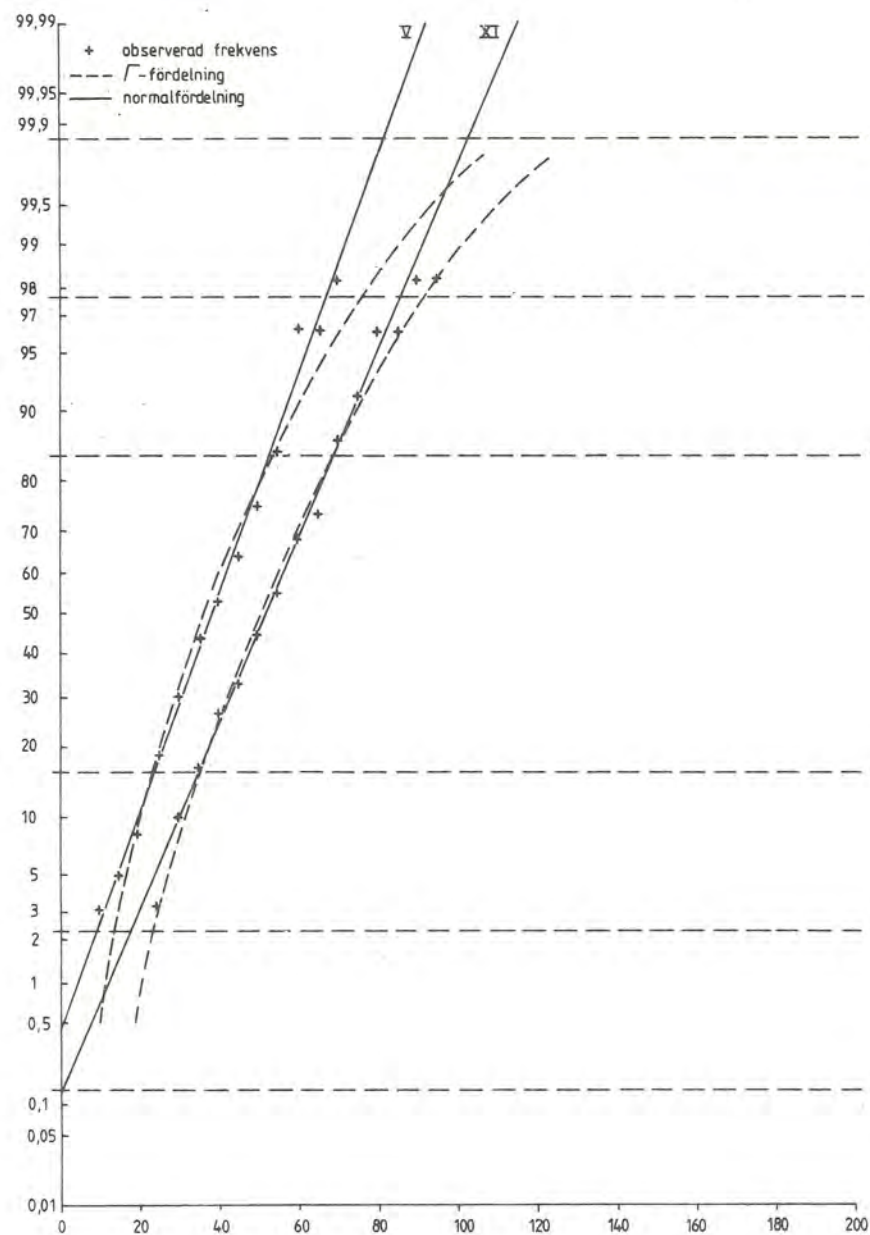
Figur 16 b. Februari och augusti.



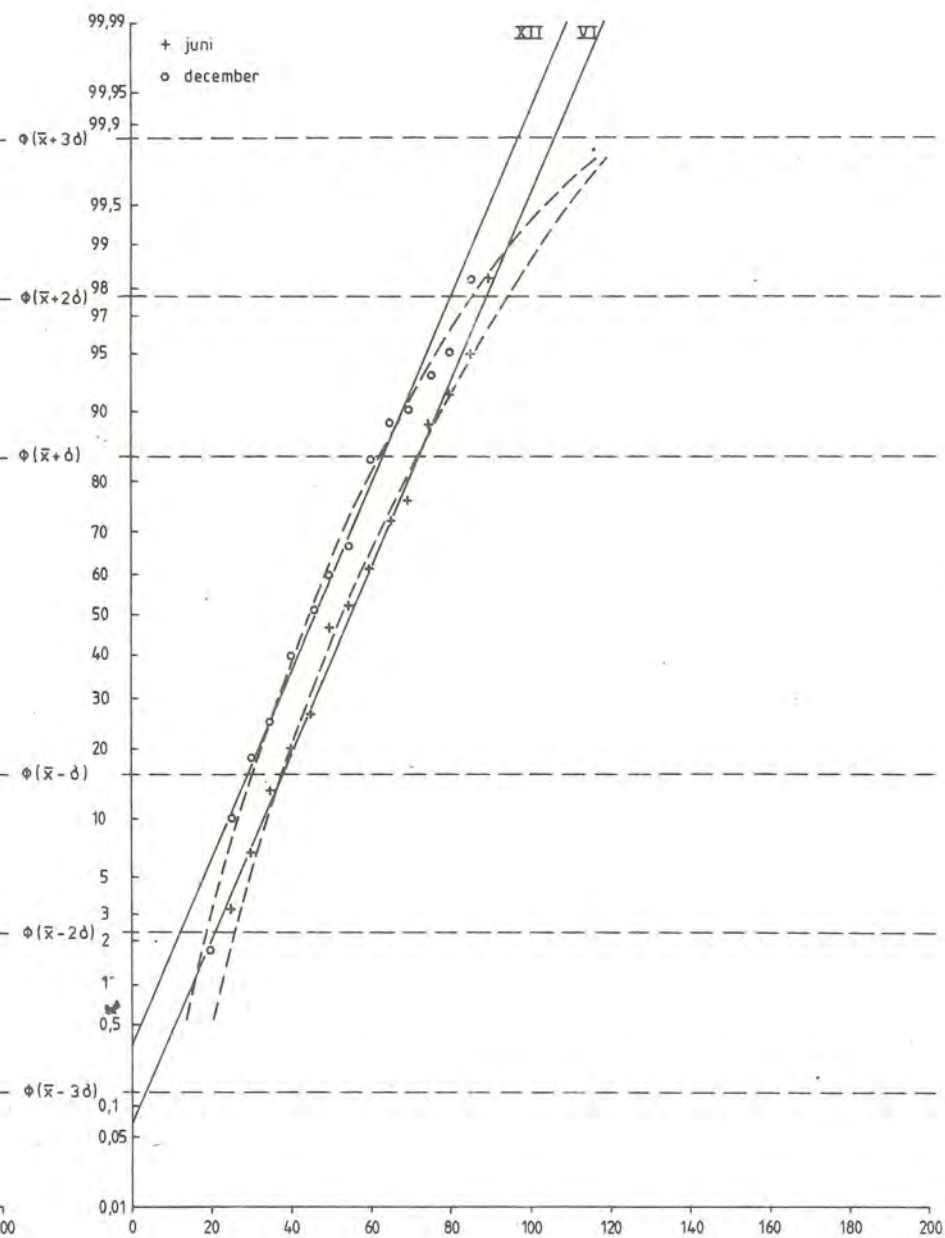
Figur 16 c. Frekvensfördelningar av månadsnederbörd för hela riket. Normalfördelning, gammafördelning och observerad fördelning. Mars och sept.



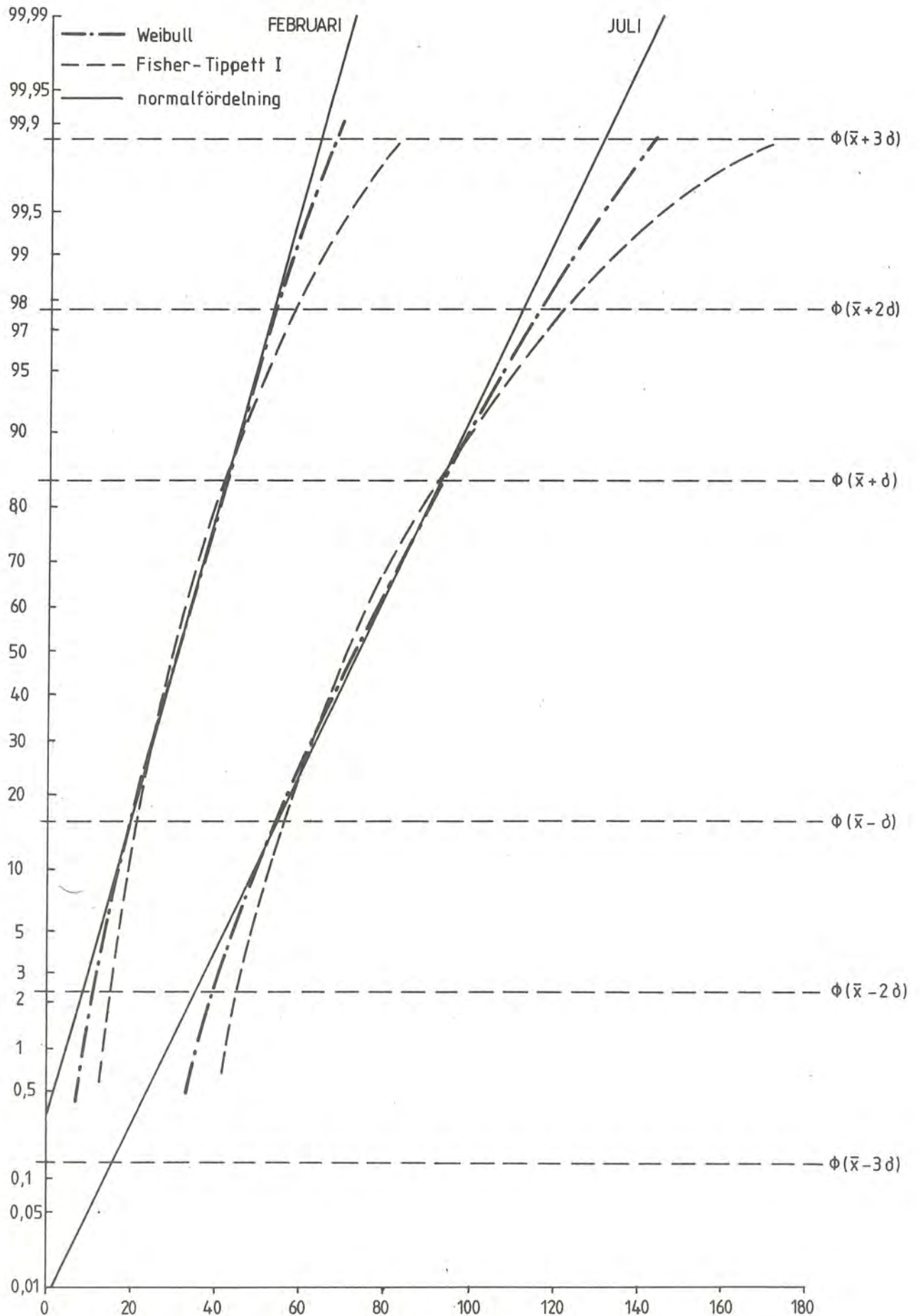
Figur 16 d. April och oktober.



Figur 16 e. Frekvensfördelningar av månadsnederbörd för hela riket. Normalfördelning, gammafördelning och observerad fördelning. Maj och nov.



Figur 16 f. Juni och december.



Figur 17. Weibull- och Fisher-Tippett-fördelningar jämförda med normalfördelningen. Febr och juli månad.

Tabell 12 A

Percentilvärden beräknade från lognormalfördelning för arealnederbörd

a) Percentilvärdet P_{01}

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Hela landet	17.1	11.7	9.3	12.1	11.7	24.1	37.6	26.6	25.1	16.2	21.6	17.5
Norrland	14.9	11.8	7.8	10.4	8.8	20.1	30.5	22.9	19.4	17.0	22.1	15.9
Svealand	11.9	6.7	4.0	8.1	10.4	18.1	29.5	21.9	24.2	11.5	20.5	12.4
Götaland	15.0	8.3	7.0	10.2	12.6	20.0	32.9	20.6	24.7	13.7	21.6	16.4

b) Percentilvärdet P_{05}

Hela landet	21.9	15.3	12.7	16.0	16.1	30.3	45.4	35.3	32.2	21.5	27.5	22.8
Norrland	19.3	15.2	11.0	13.9	12.6	26.3	38.8	31.1	25.9	22.7	27.4	20.9
Svealand	17.0	10.0	6.0	12.0	15.1	24.5	38.3	30.9	31.9	17.7	27.5	17.9
Götaland	20.8	12.2	10.4	14.7	17.7	25.9	41.3	29.0	32.3	20.8	29.0	22.5

c) Percentilvärdet P_{95}

Hela landet	12.7	54.8	54.6	61.3	75.7	90.5	112.5	137.5	106.6	108.3	87.8	81.2
Norrland	66.4	52.7	58.1	58.3	71.5	96.6	123.7	135.5	103.1	92.2	78.4	77.8
Svealand	94.5	71.3	72.6	80.6	93.1	107.4	136.3	161.5	121.4	141.7	114.2	104.6
Götaland	99.7	79.7	72.1	84.8	90.2	91.1	124.0	149.2	117.8	156.7	119.2	104.7

d) Percentilvärdet P_{99}

Hela landet	93.2	71.4	74.0	81.0	104.4	113.5	135.7	182.2	136.5	150.8	111.6	105.6
Norrland	85.7	68.2	82.0	78.4	102.6	126.5	157.3	183.8	137.3	123.2	97.4	102.2
Svealand	134.8	107.0	119.3	119.6	135.6	145.8	177.2	227.6	160.2	218.0	153.4	150.9
Götaland	137.9	117.5	107.7	121.9	126.5	118.3	155.7	209.4	153.9	238.2	159.8	144.0

Tabell 12 B

Percentilvärden beräknade från gammafördelningen för arealnederbörd

a) Percentilvärdet P_{01}

Hela landet	15.9	10.7	8.7	10.8	10.7	22.6	35.9	25.2	22.9	14.3	19.9	15.9
Norrland	13.7	10.9	6.8	9.0	7.8	18.6	28.6	21.0	17.3	15.3	20.9	14.1
Svealand	10.5	5.9	3.3	7.2	9.1	16.2	26.9	20.2	21.1	9.4	18.4	10.4
Götaland	13.3	6.7	5.9	9.7	11.4	17.9	31.4	17.2	21.8	11.9	19.0	14.2

Tabell 12 B forts

b) Percentilvärdet P_{05}

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Hela landet	21.4	14.9	12.7	15.6	16.1	29.8	44.8	35.3	31.3	21.7	26.9	22.1
Norrland	18.8	14.9	10.7	13.3	12.4	25.9	38.4	30.7	25.0	22.1	27.1	20.1
Svealand	16.7	10.0	6.6	12.1	14.9	24.1	37.5	31.0	30.2	17.1	26.7	17.0
Götaland	20.4	11.6	5.9	15.1	17.5	25.0	41.1	27.6	30.8	20.7	28.0	21.7

c) Percentilvärdet P_{10}

Hela landet	25.0	17.6	15.2	18.5	19.6	34.2	50.2	41.8	36.6	26.6	31.2	26.0
Norrland	22.1	17.4	13.4	16.1	15.5	30.6	44.3	37.0	30.0	26.5	30.9	23.9
Svealand	20.9	12.9	9.0	15.5	18.9	29.1	43.5	38.3	36.2	22.7	32.2	21.6
Götaland	25.0	15.0	10.2	18.8	21.6	29.5	47.1	34.5	36.6	26.9	33.7	26.6

d) Percentilvärdet P_{25}

Hela landet	31.8	22.7	20.2	24.3	26.5	42.5	60.0	54.4	46.6	36.6	39.4	33.8
Norrland	28.3	22.4	18.7	21.7	22.0	39.6	55.7	49.7	39.8	35.3	38.0	31.4
Svealand	29.5	19.1	14.7	22.5	27.2	39.2	56.9	52.8	48.0	34.9	43.0	31.3
Götaland	34.2	22.3	19.5	26.2	29.8	38.2	58.3	48.5	48.1	40.3	45.1	36.5

e) Percentilvärdet P_{50}

Hela landet	40.7	29.6	27.0	32.1	36.0	53.3	72.3	71.4	59.8	50.4	50.1	44.1
Norrland	36.6	28.9	26.2	29.4	31.2	51.6	70.6	66.8	53.1	47.0	47.1	41.4
Svealand	41.7	28.0	23.5	32.6	39.1	52.9	74.0	73.1	64.0	52.9	57.7	45.2
Götaland	47.1	32.8	28.7	36.7	41.3	49.7	72.7	68.3	63.3	60.0	60.5	50.2

f) Percentilvärdet P_{75}

Hela landet	51.2	37.8	35.2	41.4	47.5	65.7	86.2	91.6	75.4	67.4	62.5	56.2
Norrland	46.3	36.7	35.5	38.7	42.6	65.8	88.0	87.6	69.1	61.6	57.6	53.4
Svealand	56.8	39.4	35.2	45.3	54.1	69.5	94.2	98.0	83.2	76.5	75.5	62.7
Götaland	62.8	46.3	40.5	49.6	55.5	63.4	89.4	93.0	81.5	85.4	79.2	67.0

g) Percentilvärdet P_{90}

Hela landet	61.9	46.2	43.8	51.2	59.7	78.5	100.3	112.6	91.5	85.6	75.3	68.8
Norrland	56.4	44.7	45.4	48.6	55.0	80.6	105.6	109.5	85.8	76.0	68.2	65.9
Svealand	73.2	52.0	48.6	59.3	70.3	87.0	115.2	124.6	103.3	102.9	94.2	81.8
Götaland	79.6	61.2	53.4	63.5	70.7	77.7	106.4	119.6	100.6	113.4	98.9	84.9

h) Percentilvärdet P_{95}

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Hela landet	69.1	51.8	49.5	57.7	67.9	86.7	109.2	126.4	102.1	97.6	83.7	77.3
Norrland	63.1	50.0	52.1	55.3	63.4	90.3	117.4	124.1	97.2	86.0	75.2	74.1
Svealand	84.3	60.8	58.0	68.8	81.5	98.7	129.1	142.6	116.8	121.0	106.6	94.8
Götaland	90.9	71.4	62.2	72.9	80.9	87.0	117.4	137.4	113.3	132.8	112.2	96.9

i) Percentilvärdet P_{99}

Hela landet	83.5	63.5	61.6	71.5	84.8	103.3	127.3	155.7	123.8	122.8	100.8	95.1
Norrland	77.0	61.0	66.9	69.2	81.0	110.5	142.0	154.8	120.8	107.0	89.6	91.1
Svealand	108.1	78.8	78.4	89.8	105.5	123.5	157.2	180.8	145.5	160.1	133.5	123.6
Götaland	114.6	93.4	80.7	92.3	102.3	106.6	139.7	174.7	139.3	173.7	140.1	122.3

Tabell 12 C

Percentilerna P_{01} och P_{99} beräknade med hjälp av Weibullfördelningar

a) Percentilvärdet P_{01}

Hela landet	13.5	8.5	8.5	10.8	5.7	19.2	35.5	18.9	21.1	9.5	16.7	16.0
Norrland	12.0	9.8	5.2	9.3	4.1	15.5	27.4	15.9	16.0	18.6	16.4	17.2
Svealand	9.4	4.1	-0.3	5.4	3.5	13.6	24.3	14.0	24.6	-2.6	16.1	6.9
Götaland	8.7	6.5	5.5	7.7	8.9	23.1	28.9	13.7	25.5	0.8	16.7	10.3

b) Percentilvärdet P_{05}

Hela landet	19.9	13.5	12.3	14.9	14.0	27.5	43.6	32.3	29.2	19.1	24.7	21.2
Norrland	17.4	13.9	9.7	13.3	10.5	23.9	36.8	27.8	23.2	22.9	24.7	20.6
Svealand	15.5	9.0	4.6	11.1	12.2	22.1	34.8	28.0	30.2	11.5	24.7	14.3
Götaland	17.6	10.6	9.4	14.1	16.0	26.6	39.3	24.1	31.0	15.8	25.4	18.8

c) Percentilvärdet P_{95}

Hela landet	66.8	50.0	47.5	56.9	62.1	84.0	107.9	118.6	100.8	91.6	80.8	76.8
Norrland	61.6	48.9	49.6	55.3	58.8	86.7	114.4	117.6	95.8	86.4	71.9	75.9
Svealand	81.1	56.6	53.3	64.4	75.0	94.7	126.1	132.7	120.1	108.9	103.5	91.8
Götaland	86.1	70.8	60.8	67.9	76.3	89.4	113.3	134.4	116.0	119.2	110.0	93.7

d) Percentilvärdet P_{99}

Hela landet	76.9	57.9	56.0	67.7	71.2	95.7	122.4	135.8	117.9	107.3	92.6	91.3
Norrland	71.7	57.2	59.3	67.9	69.3	100.4	132.2	137.3	114.3	105.8	80.6	93.4
Svealand	98.3	68.4	65.6	77.5	88.4	111.7	147.6	155.4	148.5	129.1	122.6	111.9
Götaland	101.2	89.0	75.7	80.4	90.3	110.4	129.0	163.1	142.3	140.6	131.0	111.4

Tabell 13 A forts

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Σ
<u>Hela landet</u> $\leq P_{05}$													
Lognormal	2	3	3	3	5	4	3	3	5	5	5	3	44
Gamma	3	3	3	3	5	4	3	4	4	5	5	3	45
Weibull	2	2	3	2	3	2	2	3	2	4	3	2	30
Normal	1	2	1	2	3	2	2	1	0	3	1	1	19
$\geq P_{99}$													
Lognormal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Gamma	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
Weibull	0	1	1	1	1	0	1	2	0	0	1	1	9
Normal	0	0	1	1	1	0	1	2	0	0	1	1	8
$\geq P_{95}$													
Lognormal	1	1	1	2	0	1	1	1	1	0	1	0	10
Gamma	3	1	3	4	3	1	2	3	2	2	2	4	30
Weibull	3	2	1	4	2	2	3	2	2	2	2	3	28
Normal	4	2	3	5	2	0	3	2	3	3	1	3	31

Tabell 13 B

<u>Norrland</u> $\leq P_{01}$													
Lognormal	1	1	3	0	2	3	1	1	1	2	0	1	16
Gamma	1	0	3	0	1	2	1	1	1	2	0	1	13
Weibull	0	1	0	0	0	0	1	1	1	2	0	0	6
Normal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$\leq P_{05}$													
Lognormal	3	3	2	4	4	3	5	3	2	4	4	3	41
Gamma	3	3	4	3	4	4	5	3	1	3	4	3	39
Weibull	3	3	4	2	4	3	3	3	1	4	4	4	38
Normal	1	3	3	0	3	3	1	2	1	2	3	1	23
$\geq P_{99}$													
Lognormal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Gamma	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1	3
Weibull	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	0	1	6
Normal	0	2	1	3	0	1	1	1	1	3	0	2	15

Tabell 13 D forts

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Σ
$\leq P_{05}$													
Lognormal	4	3	1	4	4	2	3	3	3	3	3	2	35
Gamma	3	3	1	4	3	2	3	3	2	2	4	4	34
Weibull	2	3	1	3	3	3	3	2	2	2	3	2	29
Normal	1	0	0	0	3	1	2	0	0	1	0	1	9
$\geq P_{99}$													
Lognormal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Gamma	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	2
Weibull	0	0	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	6
Normal	1	0	1	0	1	2	1	1	2	0	0	0	9
$\geq P_{95}$													
Lognormal	0	1	1	0	1	2	0	0	4	0	1	0	10
Gamma	1	4	6	1	1	3	2	4	3	1	2	3	31
Weibull	2	4	6	2	1	3	4	3	3	4	4	2	38
Normal	3	3	7	4	3	3	5	4	3	4	4	5	48

I fördelningarnas centrala delar är det ganska egalt vilken fördelningsfunktion som används. Det är däremot i fördelningarnas ytterområden som skillnaderna mellan de olika funktionerna blir stor, och det är viktigt att en god beskrivning av observerade förhållanden kan göras med en lämplig matematisk funktion. Därför har studerats hur beskrivningen lyckas utanför percentilgränserna P_{05} och P_{95} . I tabellerna 12 A-D ges percentilvärden (decimalerna har ingen signifikans) beräknade från de fyra fördelningar som närmare undersöks. I följande tabeller, 13 A-D, ges antalet observerade fall som kommer under P_{01} och P_{05} respektive över P_{99} och P_{95} .

Ur binomialfördelningen $P(x)$ kan man beräkna sannolikheten för att erhålla 0, 1, 2 ... år med värden under/över ett visst percentilvärde. I ekv nedan har p (= sannolikheten för att händelsen skall inträffa; $q = 1-p$) satts till 0.01 resp 0.05 och N är i de använda stickproven 60 resp 53 år.

$$P(x) = \frac{N!}{x!(N-x)!} p^x \cdot q^{N-x} \quad (15)$$

I tabell 14 ges de beräknade sannolikheterna.

Tabell 14

Sannolikheten i % för att av N år erhålla x år med värden under (över) P_{01} (P_{99}) resp P_{05} (P_{95})

	Antal år (x)							Väntevärde
	0	1	2	3	4	5	6	
$N=60$ $p=0.01(0.99)$	54.7	33.2	10.0	1.9				0.6
$N=53$ $p=0.01(0.99)$	58.7	29.3	8.2	1.4				0.53
$N=60$ $p=0.05(0.95)$	4.6	14.5	22.6	23.0	17.2	10.2	4.9	3.0
$N=53$ $p=0.05(0.95)$	6.5	18.4	25.2	22.5	14.8	7.6	3.2	2.65

Studerar man tabell 13 för de enskilda månaderna ger samtliga fördelningar helt sannolika resultat. Om man bortser från att det kan finnas en svag korrelation mellan nederbördsmängderna från en månad till följande kan man slå samman de 12 månaderna och studera summafrekvenserna i tabell 13. Man ser då att normalfördel-

ningen ger för låga värden - i vissa fall orimliga (negativa) - värden på P_{01} . Sannolikheten att man skall erhålla 0 år under P_{01} för samtliga 12 månader ($N = 60$) är så låg som 0.0017. Det finns alltså starka argument för att förkasta normalfördelningen. Se också tabell 15 längre fram.

Tittar man på lognormalfördelningen finner man osannolikt många fall under P_{01} och alldeles för få fall över P_{99} resp P_{95} . För ingen av de fyra områdena (vars värden visserligen är korrelerade) finner man något år med värden över P_{99} . Sannolikheten för att få ett sådant resultat är enligt ovan mindre än 0.2%. Lognormalfördelningen har därmed visat sig ej vara lämplig för att beskriva observerade fördelningarna. Se även de höga χ^2 -värdena i tabell 15.

Det återstår alltså att välja mellan gamma 2- och Weibullfördelningarna. I tabell 15 nedan ges en jämförelse mellan observerade frekvenser (jan - dec) med värden $\leq P_{01}$, $\leq P_{05}$, $\geq P_{95}$ och $\geq P_{99}$ och teoretiskt förväntade värden. Enligt χ^2 -testet skulle Weibullfördelningen vara bättre än gammafördelningen för de allra yttersta delarna av variationsområdet men för värden $\leq P_{05}$ och $\geq P_{95}$ tycks funktionerna vara likvärdiga i förmågan att beskriva det observerade materialet.

Vad som talar mot gammafördelningen är att antalet fall $\leq P_{01}$ förefaller väl högt och antalet fall $\geq P_{99}$ verkar vara för få. Om denna avvikelse från förväntad frekvens är så stor att skillnaden är signifikant, är svårt att avgöra p g a existensen av både rums- och tidskorrelationer mellan nederbördsdata.

Vad som skulle kunna tala mot Weibullfördelningen är att detta är en treparametermodell, och att det är svårare att ur ett och samma datamaterial få goda skattningar av tre parametrar än av två. En annan nackdel med Weibullfördelningen, så som det använda programmet har skattat parametern g , är att denna kan bli negativ. Enligt tabell 12 C blev P_{01} negativ både för mars och oktober för Svealand.

Tabell 15

Förväntade och observerade frekvenser (jan t o m dec) av fall med värden $\leq P_{01}$, $\leq P_{05}$, $\geq P_{95}$ och $\geq P_{99}$ enligt gamma-, Weibull-, log-normal- och normalfördelningarna.

Villkor	Område	Teor. frekvens	Observerad frekvens			
			Γ	W	log-N	N
$\leq P_{01}$	Hela landet	7.2	11	5	15	0
	Norrland	6.4	13	6	16	0
	Svealand	6.4	13	6	16	0
	Götaland	6.4	12	5	15	0
		χ^2	17.0	1.0	48.8	26.4
$\leq P_{05}$	Hela landet	36.0	45	30	44	19
	Norrland	31.8	39	38	41	23
	Svealand	31.8	36	24	34	15
	Götaland	31.8	34	29	35	9
		χ^2	4.5	4.9	4.6	35.7
$\geq P_{95}$	Hela landet	36.0	30	28	10	31
	Norrland	31.8	28	30	15	37
	Svealand	31.8	29	34	8	39
	Götaland	31.8	31	28	10	48
		χ^2	2.7	3.2	60.4	11.4
$\geq P_{99}$	Hela landet	7.2	1	9	0	8
	Norrland	6.4	3	6	0	15
	Svealand	6.4	0	4	0	11
	Götaland	6.4	2	6	0	9
		χ^2	16.6	1.0	26.4	16.0

Enligt litteraturen brukar man anse att fördelningen av månadsnederbörd närmast följer gammafördelningen. Eftersom de här behandlade värdena utgörs av areal-medelvärden, är det inte självklart att de har samma fördelningsfunktion som värden från en station. Slutsatsen av frekvensanalyserna måste vara att valet står mellan gamma 2- och Weibullfördelningarna.

4.3 Medelvärden, spridning, etc

Några standardparametrar, medelvärde, standardavvikelse, variationskoefficient, skevhetsmått samt excess presenteras i detta avsnitt.

I tabell 16 B ser man att spridningen hos arealnederbördsvärden är lägre för Norrland än för Svealand och Götaland. Detta torde till stor del vara en effekt av det sätt på vilket medelvärdena beräknats. Årstidsvariationen är densamma för de tre delområdena. Största spridningen har augustinederbördsmängderna. Februarivärdena visar minsta spridningen för dataserierna för Norrland och Svealand medan marsvärdet är lägst för Götaland.

Uttrycker man i stället, som brukligt är, nederbördens variabilitet med variationskoefficienten, d v s standardavvikelsen i relation till medelvärdet, ser man av tabell 16 C att årstidsvariationen är ganska liten. Lägsta värdena, 30-36%, förekommer under juli och de högsta, drygt 50% i södra Sverige under febr-mars, och något lägre för Norrland.

Vid beräkning av högre moment än andramoment, som krävs för att beräkna skevhet och toppighet, får man stora samplingfel. I tabell D och E ges därför värden som är beräknade via gammafördelningen. Se ekv 16 c och d, sid 59. Dessa värden är mera utjämnade och sannolikt mera stabila än de värden som erhålls direkt från observationerna via formlerna $\frac{m_3}{(m_2)^{3/2}}$ resp $\frac{m_4}{m_2^2} - 3$ (m_i = centralmoment).

Snedheten är positiv för samtliga dataserier. Det betyder att medianvärdet är lägre än aritmetiska medelvärdet. Avvikelsen från normalfördelningens värde (0.0) är mindre för arealnederbördsfördelningarna för hela landet eftersom dessa medelvärden är bildade med hjälp av fler stationsvärden än för de mindre områdena. Av samma anledning visar årsfördelningarna lägre värden än månadsfördelningarna. Skevheten är störst för febr- och marsfördel-

ningarna för Götaland och Svealand, men även oktobervärdet för Svealand är högt. Lägsta värdena har i allmänhet julifördelningarna.

Toppigheten för årsnederbördsfördelningarna är nära lika med normalfördelningen. Att värdena för hela landet är lägre än för delområdena är som väntat. Julivärdena är lägst.

Tabell 16

Medelvärde, standardavvikelse, variationskoefficient, skevhetsmått samt excess för arealnederbörd.

A. Medelvärde

Område,period	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	År
Hela landet 1919-78	42.4	31.0	28.6	33.8	38.2	55.1	74.1	74.9	62.4	53.9	52.0	46.1	591.5
Norrland 1926-78	38.2	30.2	28.1	31.2	33.7	54.0	73.3	70.8	56.0	49.6	48.6	43.5	558.6
Svealand "-	44.9	30.7	26.7	35.5	42.5	56.0	77.4	78.2	67.5	58.9	61.0	49.2	628.0
Götaland "-	50.2	36.0	31.5	39.4	44.2	52.1	75.1	73.6	66.5	66.2	64.0	53.6	649.6

B. Standardavvikelse

Hela landet 1919-78	14.2	11.1	10.7	12.9	14.6	17.1	19.6	26.2	21.8	22.0	17.0	17.0	59.7
Norrland 1926-78	13.4	10.7	12.2	13.3	14.6	19.1	23.6	27.3	22.2	19.9	14.3	17.2	60.3
Svealand "-	20.1	14.5	14.9	16.3	19.1	22.1	27.8	31.8	28.0	29.5	24.1	23.7	91.1
Götaland "-	20.8	18.7	15.9	16.4	18.4	19.7	22.4	33.8	26.4	31.3	25.8	22.8	77.4

C. Variationskoefficient

Hela landet 1919-78	.34	.36	.38	.38	.38	.31	.26	.35	.35	.41	.33	.37	.10
Norrland 1926-78	.35	.35	.43	.43	.44	.35	.32	.38	.40	.40	.29	.40	.11
Svealand "-	.45	.47	.56	.46	.45	.40	.36	.41	.42	.50	.39	.48	.14
Götaland "-	.41	.52	.50	.42	.42	.38	.30	.46	.40	.47	.40	.43	.12

D. Skevhetsmått

Hela landet 1919-78	.69	.74	.80	.77	.82	.64	.53	.75	.70	.80	.57	.72	.20
Norrland 1926-78	.72	.72	.92	.84	.94	.74	.70	.82	.81	.81	.61	.75	.21
Svealand "-	.94	1.03	1.22	1.00	.98	.83	.73	.89	.79	1.08	.81	.98	.29
Götaland "-	.87	1.03	1.07	.94	.92	.73	.62	.92	.78	.78	.81	.87	.24

E. Toppighet (excess)

Hela landet 1919-78	.72	.81	.96	.89	1.01	.61	.42	.85	.74	.97	.49	.80	.06
Norrland 1926-78	.77	.77	1.27	1.05	1.34	.82	.74	1.01	.98	.98	.56	.84	.07
Svealand "-	1.32	1.60	2.24	1.51	1.44	1.03	.80	1.18	.95	1.76	.99	1.44	.13
Götaland "-	1.14	1.61	1.72	1.31	1.26	.80	.58	1.28	.92	.92	.99	1.15	.09

4.4 Gammafördelningen

Eftersom huvudsakligen gammafördelningen utnyttjas ges några kommentarer till denna fördelningsfunktion. Den tillhör den s k Pearson'ska kurvfamiljen och kan härledas ur den differentialekvation Karl Pearson ställde upp. Med de beteckningar som användes i ekv 11 är β en skal-faktor, γ är en formparameter, och $\Gamma(\gamma)$ är den vanliga gammafunktionen av γ . Följande samband gäller:

$$\mu = \beta\gamma \quad (16 \text{ a})$$

$$\sigma = \beta \sqrt{\gamma} \quad (16 \text{ b})$$

$$\text{Asymmetri} = \frac{\mu_3}{(\mu_2)^{3/2}} = \frac{2}{\sqrt{\gamma}} \quad (16 \text{ c})$$

$$\text{Excess} = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} - 3 = \frac{6}{\gamma} \quad (16 \text{ d})$$

μ_i betecknar centralmomenten.

Av ekv 16 c och 16 d framgår att alla gammafördelningar har både positiv skevhet och excess.

Momentmetoden ger dåliga skattningar av parametrarna β och γ . Maximum-likelihoodmetoden är bättre. Man kan visa att skattningar av β och γ , här betecknade $\hat{\beta}$ och $\hat{\gamma}$, kan erhållas ur uttrycken nedan

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \quad (17)$$

där A ges av uttrycket

$$A = \ln \bar{x} - \frac{\sum \ln x}{N} \quad (18)$$

Ur 16 erhålles då att

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\gamma}}$$

Fördelningsfunktionen, ur vilken sannolikheterna erhålles,

$$F(x) = \int_0^x f(t) dt \quad (19)$$

finns tabulerad av K Pearson, men det är lämpligare att bestämma $F(x)$ med dator.

I tabell 17 a och b redovisas de skattade värdena på parametrarna γ och β i gammafördelningen. De lägsta värdena på $\hat{\gamma}$ visar marsfördelningarna för de tre del-

Tabell 17 a

Skattade värden på parametern γ hos gammafördelningen.

Område	M Å N A D												Å R S T I D				År
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Vi	Vå	So	Hö	
Hela landet	8.36	7.39	6.24	6.72	<u>5.93</u>	9.87	<u>14.09</u>	7.04	8.15	6.19	12.17	7.53	18.18	16.40	<u>22.88</u>	19.41	97.61
Norrland	7.81	7.81	<u>4.74</u>	5.72	4.47	7.35	9.06	5.96	6.10	6.29	<u>10.65</u>	7.14	17.79	12.53	19.13	<u>26.79</u>	86.52
Svealand	4.54	3.74	<u>2.68</u>	3.98	4.17	5.84	<u>7.47</u>	5.07	6.34	3.40	6.07	4.17	9.88	11.68	<u>14.96</u>	14.14	47.45
Götaland	5.24	3.74	<u>3.49</u>	4.56	4.75	7.46	<u>10.36</u>	4.69	6.50	3.53	6.03	5.24	10.45	13.86	<u>16.16</u>	15.97	67.03

— = högsta --- = lägsta värdet

Tabell 17 b

Skattade värden på parametern β hos gammafördelningen.

Område	M Å N A D												Å R S T I D				År
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Vi	Vå	So	Hö	
Hela landet	5.07	<u>4.19</u>	4.57	5.03	6.45	5.58	5.26	<u>10.64</u>	7.66	8.61	4.21	6.18	6.61	6.13	<u>8.91</u>	8.65	6.06
Norrland	4.89	<u>3.87</u>	5.94	5.46	7.53	7.35	8.09	<u>11.87</u>	9.52	7.89	4.57	6.16	6.34	7.43	<u>10.36</u>	5.80	6.46
Svealand	9.90	<u>8.22</u>	9.98	8.90	10.19	9.59	10.36	15.42	10.63	<u>17.56</u>	10.11	11.92	12.71	8.96	<u>14.15</u>	13.22	13.28
Götaland	9.59	9.51	9.30	8.53	9.18	<u>7.03</u>	7.23	15.68	10.42	<u>18.74</u>	10.62	10.23	<u>13.34</u>	8.30	12.41	12.17	9.72

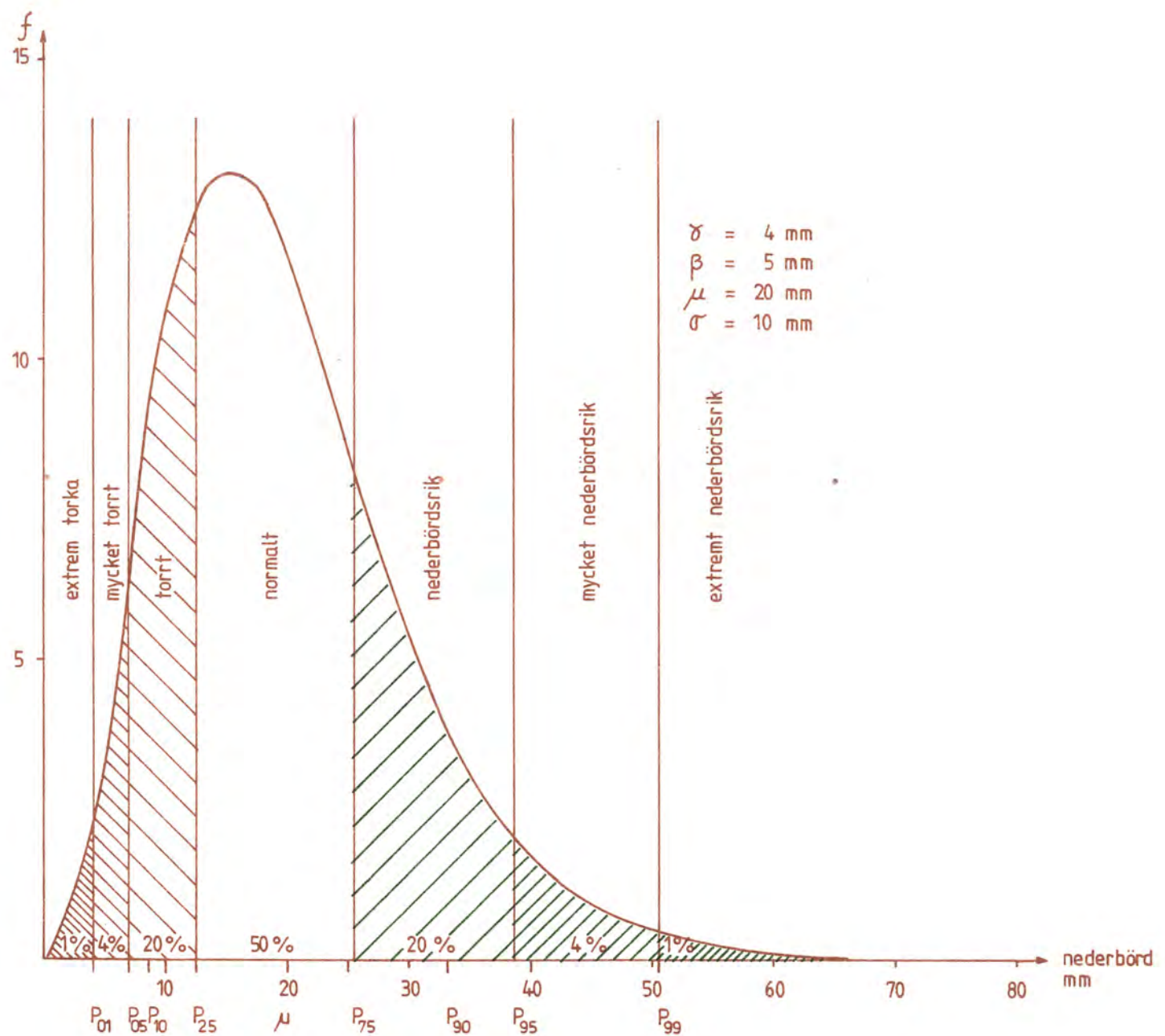
— = högsta - - - = lägsta värdet

områdena. Högsta värdena visar juli med undantag för Norrland, där novemberfördelningen har högre $\hat{\gamma}$ -värde än juli. $\hat{\beta}$ -parametern får sina högsta värden i augusti eller oktober. Lägsta värdena återfinns under februari utom för Götalandsfördelningen, som visar låga värden under juni och juli. Något försök att ange den statistiska osäkerheten hos $\hat{\gamma}$ och $\hat{\beta}$ har ej gjorts. Värdena för hela landet är något säkrare än för de tre delområdena p g a att serien för hela riket är 60 år.

I ekv 19 har för månadsvärdena x bestämts för följande värden på $F(x)$: 0.01, 0.05, 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90, 0.95 och 0.99. I tabell 12 B ges percentilvärdena. Värdena ges med decimal, trots att felen i grunddata är åtskilliga mm.

4.5 Förslag till klimatologisk terminologi

Ett förslag till klimatologisk terminologi framlägges. Variationsområdet för en klimatvariabel delas in i 7 st delområden enligt figur 18, som visar en gammafördelning med $\gamma = 4$, $\beta = 5$ och $N = 60$. Frekvensfördelningen delas av percentilerna P_{01} , P_{05} , P_{25} , P_{75} , P_{95} och P_{99} i 7 delområden som omfattar 1, 4, 20, 50, 20, 4 och 1% av totala ytan. Värden som ligger mellan undre (P_{25}) och övre kvartilen (P_{75}) föreslås betecknas som normala. De inträffar i genomsnitt 50 gånger på 100 år. Värden som inträffar 20 gånger per sekel (d v s mellan P_{05} och P_{25} resp P_{75} och P_{95}) betecknas då det gäller nederbörd för torrare resp nederbördsrikare än normalt. Värden som har en sannolikhet av 0.04 (d v s mellan P_1 och P_{05} resp mellan P_{95} och P_{99}) kallas mycket torrt resp mycket nederbördsrikt. Värden som kan förväntas med en frekvens av 1 gång på 100 år benämns extremt torrt resp nederbördsrikt. Detta förslag till indelning skiljer sig från den s k Namiasindelningen, som brukar användas i samband med månadsprognoser. Namies använde 5 klasser för månadsmedeltemp omfattande 12 1/2, 25, 25, 25 och 12 1/2% av frekvensfördelningen och tre likstora klasser för månadsnederbörd. Den föreslagna indelningen skulle



Figur 18. Förslag till klassindelning av en klimatvariabels variationsområde i 7 områden med bestämd grad av sannolikhet för respektive klass

kunna användas för alla typer av klimatvariabler. För variabler med stor skevhet, t ex dygnsnederbörd, vindhastighet, månadsnederbörd i ökenområden kan både P_{01} och P_{05} och kanske även P_{10} ha värdet 0, och det förekommer inte några extremt låga värden.

4.6 Kommentarer till percentilvärdena enligt gamma-fördelningen

Några kommentarer till tabell 12 ges nedan. P_{01} -värdena för hela landet bör ligga högre än värdena för delareorna. Så är också fallet enligt tabell 12 B utom för februari, där Norrlandsvärdet är obetydligt högre. Vid jämförelserna mellan värdena för hela landet och de tre övriga områdena bör man komma ihåg att dataserien för hela landet är 6 år längre än för övriga, vilket kan påverka percentilvärdena. Lägsta värdena förekommer naturligtvis under den torraste månaden, som är mars. Lägsta värdet har Svealand, där det med en frekvens av 1 gång på 100 år kan inträffa att stationerna där i medeltal får mindre än c:a 3 mm. Högsta värdena visar juli, trots att augusti månad i vissa delar av landet (Svealand) är nederbördsrikare. I Svealand kan man med sannolikheten 1% få arealvärden under 27 mm i juli.

Vad som sagts beträffande P_{01} gäller även för P_{05} . För P_{10} gäller att flera av Götalands värden ligger högre än värdena för hela landet. Detta p g a att i medeltal får Götaland under flertalet månader högre nederbörd än Svealand och Norrland.

P_{25} -värdena är högre för Götaland än för de två nordliga områdena utom under augusti då både Norrlands- och Svealandsvärdena ligger högre.

P g a fördelningarnas positiva skevhet ligger medianvärdena, se tabell 12 B:e, under medelvärdena enligt tabell 10 A. Differenserna ligger inom intervallet 2-4 mm.

De högsta P_{75} -värdena visar augustifördelningarna. Skillnaderna mellan juli- och augustivärdena kan uppgå till

drygt 4 mm. Det visar att frekvensen av stora månadsnederbördsmängder är större under augusti än under juli (medelvärdena för juli och augusti är rätt lika).

Percentilvärdena P_{90} är högre för Götaland och Svealand än för Norrland, vilket är naturligt eftersom nederbörden i Norrland, räknat som arealnederbörd, för samtliga månader i genomsnitt är lägre än i södra Sverige.

Värdena som överskrids 5 gånger på 100 år är högre i Götaland under tiden okt - april än i Svealand, som har de högsta värdena under högsommaren. Stora augustisummor (arealvärden) skulle alltså vara vanligare i Svealand än i Götaland, vilket kan ha samband med högre kontinentalitet i förstnämnda området. Augustivärdena avviker från julivärdena med upp till 20 mm, vilket visar att nederbördsfördelningarna under juli och augusti är ganska olika vilket figur 16 visar.

Extremt våta månader, enligt tidigare föreslagen definition, faller nederbördsmängder som överskrider de tal som ges i tabell 12 B:i. Under augusti t ex är det alltså möjligt, om den använda fördelningsfunktionen är den korrekta och dess parametrar är skattade med god precision, att man i Svealand med en sannolikhet av 1% kan få i medeltal minst 181 mm.

Extrema månader med torka resp nederbördsöverskott har listats nedan i tabell 18 A och B.

Antalet fall som klassificerats som extremt nederbördsrika förefaller väl få, endast 6, vilket kan tyda på att de beräknade P_{99} -värdena ligger något för högt. Om å andra sidan det är riktigt att arealnederbördsvärdena är gammafördelade, och parametrarna $\hat{\gamma}$ och $\hat{\beta}$ har litet samplingfel, skulle resultatet tyda på att under den studerade perioden 1919-78 (1926-78) inträffade något färre extrema månadsmängder än man skulle vänta sig. Den förstnämnda hypotesen förefaller troligare än den senare.

Tabell 18

A. Extrem torka (enligt gammafördelning)

Område		J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Hela landet	år	41	47	64	74	41	-	55	47	-	20	-	27
	mm	14	10	4	9	7	-	29	15	-	11	-	16
	år								76		51		
	mm								25		13		
Norrrland	år	72	-	64	-	41	70	68	47	36		-	27
	mm	14	-	6	-	6	17	24	16	14		-	14
	år			56			69						
	mm			7			18						
	år			74									
	mm			7									
Svealand	år	64	47	64	74	41	69	55	47	-	-	-	33
	mm	7	3	1	3	6	12	24	9	-	-	-	10
	år	41	59		41	47							
	mm	9	5		7	8							
Götaland	år	41	59	64	74	47	55	69	-	-	37	-	33
	mm	10	7	2	3	7	18	24	-	-	8	-	13
	år		32					55			51		
	mm		7					27			10		

B. Extremt nederbördsrika månader (enligt gammafördelning)

Hela landet	år	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	66
	mm												97
Norrrland	år	-	-	-	50	-	-	74	-	-	-	-	66
	mm				69			146					98
Svealand	år	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	mm												
Götaland	år	-	-	-	-	-	27	-	-	46	-	-	-
	mm						116			147			

Antalet fall med extrem torka, se tabell 15 A, ger ungefärligt rätt antal fall, vilket skulle betyda att P_{01} -värdena är ganska riktiga. För hela landet finns 11 fall mot förväntade 7, för Norrland 12 mot teoretiska värdet 6.4, för Svealand 13 och för Götaland 12. Resultatet antyder att P_{01} -värdena kan vara obetydligt för höga. Enligt tabell 14 är sannolikheten att av 53 år finna tre som är mindre än eller lika med P_{01} så låg som 1.42. Tre marsmånader har i Norrland haft värden under P_{01} .

Enligt tabell 15 är det tänkbart att P_{99} -värdena ligger något för högt, men det är svårt att avgöra om det föreligger en signifikant skillnad mellan förväntade och observerade värden.

4.7 Kommentarer till percentilvärden enligt Weibullfördelningen

Percentilvärdena bestämda ur Weibullfördelningarna har redovisats i tabell 12 C och i tabell 13 har redovisats antalet fall under (över) P_{01} (P_{99}) resp P_{05} (P_{95}). Om man jämför P_{01} -värdena enligt gamma- och Weibullfördelningarna finner man att med användning av den sistnämnda funktionen erhålles lägre P_{01} -värden. Vissa månader är skillnaderna negligerbara, t ex december för hela landet. För andra dataserier, t ex oktober, för Svealand är skillnaden så stor som 12 mm. Skattningarna av P_{05} är ganska lika men Weibullfördelningen ger värden som är 0-5 mm högre än gammalfördelningens värden.

P_{95} -värdena enligt Weibull ligger lägre än motsvarande enligt gammalfördelningen. Skillnaderna kan i extremfallen uppgå till 10 mm, men är i allmänhet avsevärt mindre. För P_{99} -värdena kan skillnaderna vara större. För vissa augustifördelningar kan gammalvärdena ligga 20-25 mm högre än de enligt Weibull bestämda.

Tabell 19 ger de år jämte nederbördsvärden som enligt Weibullfördelningen och enligt föreslagna terminologin är extrema.

Tabell 19

Extrema värden enligt Weibullfördelning

A. Nederbördsrika månader

Område	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Hela landet	-	59	60	69	72	-	122	141	-	-	96	97
		1935	1966	1950	1926		1974	1941			1944	1966
								136				
								1921				
Norrland	-	-	-	-	71	103	146	144	117	-	-	98
					1926	1952	1974	1941	1937			1966
Svealand	-	-	-	78	-	113	-	-	-	-	131	112
				1950		1946					1944	1966
Götaland	-	-	84	81	101	116	131	-	147	-	-	-
			1978	1970	1969	1927	1936		1946			

B. Torra månader

Hela landet	-	-	4	9	-	-	29	15	-	-	-	16
			64	74			55	47				27
Norrland	-	10	-	-	-	-	24	16	14	11	-	-
		29					68	47	36	39		
										15		
										51		
Svealand	7	3	-	-	-	12	24	9	-	-	-	-
	64	47				69	55	47				
	9											
	41											
Götaland	-	-	2	3	7	18	24	-	-	-	-	-
			64	74	47	55	69					
						18	27					
						75	55					

Anser man att Weibullfördelningen bäst beskriver observerade förhållanden kan man konstatera från tabell 19 att för landet som helhet har under 60-årsperioden 1919-78 ingen extrem torka förekommit under månaderna jan, febr, maj, juni, sept, okt eller nov. Extremt nederbördsrika händelser har ej inträffat under jan, juni, sept eller okt. Däremot har det förekommit två extremt regnrika augustimånader, åren 1921 och 1941.

4.8 De mest extrema månaderna enligt gammafördelningen

I stället för att i ekv 19 beräkna x för givna värden på $F(x)$ kan man beräkna $F(x)$ för givet värde på x . I tabell 20 ges en "tio-i-topp"-lista över de nederbördsdata som har låg klimatologisk sannolikhet. För de högsta och lägsta värdena i serierna har beräknats sannolikheterna för att få värden högre (lägre) än eller lika med vad som observerats. I tabellen ges de 10 mest extrema värdena och motsvarande sannolikheter. Av tabell 13 C kan man förutse att det är torra månader som dominerar i tabell 20.

Sannolikhetstalen som ges i tabell 20 är naturligtvis behäftade med fel, som beror på att det finns statistisk osäkerhet både i $\hat{\gamma}$ och $\hat{\beta}$. Några försök att ge konfidensintervall för dessa skattningar har ej gjorts. Man bör därför inte lägga alltför stor vikt vid andra och troligen ej heller vid första decimalen i kol. "Sannolikhet i ‰". Vissa påståenden kan dock göras. T ex att sannolikheten för att i Götaland under april få ≤ 3 mm i medelnederbörd är mindre än att få ≤ 3 mm i Svealand. Om dessa händelser inträffar 2 eller 6 gånger på 10 000 år bör man inte uttala sig om, men att sannolikheten är låg råder det inget tvivel om. Enligt tabellen skulle 2 mm i medeltal i Götaland under mars vara något mindre sannolikt än att erhålla 1 mm i Svealand under samma månad. Att sannolikheten att erhålla ≤ 7 mm under maj i hela landet är ungefär lika liten som att få ≤ 7 mm i Götaland är ett något oväntat

resultat. Under maj 1941 fick både Norrland och Svealand i medeltal endast 6 mm, och sannolikheterna för dessa händelser är c:a 0.005 resp 0.002.

I tabell 20 förekommer endast de 5 årtalen 1974, 69, 64, 47 och 1941. Men man bör knappast därifrån påstå att nederbörds klimatet beträffande torka blivit mera extremt under de senaste decennierna, därför att inga fall från 1920- och 1930-talen finns med i tabell 23. Mest extrema händelsen då det gäller stora månadsnederbördsmängder är sannolikt decembervärdet 98 mm år 1966. Sannolikheten för värden ≥ 98 mm har beräknats till 0.0044. Inom stora delar av Norrland föll då 3-4 gånger så mycket nederbörd som normalt. Några kommentarer till år med extrema nederbördsförhållanden enligt tabellerna 15 eller 17 görs ej. I stället hänvisas till beskrivningar som återfinns i SMHI:s årsböcker "Månadsöversikt över väderlek och vattentillgång".

En studie av hur allmänna cirkulationen och vädertyperna varit under år med extrem torka eller extrema nederbördsöverskott skulle emellertid vara ett intressant forskningsområde. Funnes en möjlighet att prognosera eller indikera när sannolikhet föreligger för att sådana cirkulationsanomalier, som leder till extrema nederbördsförhållanden, kan väntas, skulle detta ha stor ekonomisk betydelse för flera samhällssektorer, t ex vattenkraftsindustrin, jordbruket, turistindustrin och byggnadsentreprenörbranchen. Denna typ av synoptiskt-klimatologiska studier borde uppmuntras.

Tabell 20

De 10 händelser som (under förutsättning att gammafördelningen gäller) är mest extrema.

Område	År	Mån	Areal-nbd, mm	Sannolikhet i %
Götaland	1974	April	3	0.15
Svealand	1949	Aug	9	0.21
Hela landet	1964	Mars	4	0.23
Götaland	1964	"-	2	0.40

Tabell 20 forts

Område	År	Mån	Areal-nbd, mm	Sannolikhet i %
Hela landet	1947	Aug	15	0.49
Svealand	1974	April	3	0.56
Svealand	1964	Mars	1	0.85
Götaland	1969	Juli	24	1.15
Götaland	1947	Maj	7	1.17
Hela landet	1941	Maj	7	1.20

4.9 Sammanfattande synpunkter beträffande frekvensanalysen

Inom den klassiska klimatologin har man ganska ensidigt begränsat intresset till medelvärden och uppmätta extremvärden. Övriga egenskaper hos dataserierna har ofta försummats. Genom att använda kända teoretiska sannolikhetsfördelningar och skatta dess parametrar, kan man med två eller tre parametrar hos den valda fördelningsfunktionen ge hela sannolikhetsfördelningen. Man kan ur denna beräkna olika sannolikheter för att ett värde skall ligga inom ett intervall eller utanför ett visst värde. Har man endast korta serier till förfogande torde denna metod vara den enda framkomliga för att beräkna värden med liten sannolikhet.

För den i denna undersökning studerade variabeln, areal-nederbörd, torde gammafördelningen med två parametrar eller Weibullfördelningen vara de mest lämpade fördelningsfunktionerna. En funktion med endast två parametrar torde sannolikt vara bättre att använda än en med tre. Analysen har visat att:

- normalfördelningen ej kan användas
- lognormalfördelningen med tre parametrar är sämre än den med endast två, men att även denna fördelning ej är lämplig
- det finns inget som tyder på att gammafördelning med tre parametrar skulle vara bättre än tvåparameteralternativet
- att valet bör stå mellan Weibull- och gammafördelningarna.

Referenser

1. Bergeron, T Mesometeorological studies of precipitation. IV.
2. Czelnai, R Statistische Struktur der Meteorologischen Felder. Budapest 1976.
3. Eriksson, B En liten jämförelse mellan parallella mätningar av regnnederbörd med olika nederbördsräknare.
Meddelanden från klimatbyrån, SMHI
Norrköping 1979.
4. Hyrenius, H Lärobok i statistiska metoder. Göteborg 1954.
5. Karlström, C Vattenbalansstudier i Sverige.
Vannet i Norden Nr 3. 1975.
6. Melin, R Vattenföringen i Sveriges floder. Stockholm 1955.
7. Moberg, A Sammanställning av några sjöars volym, area och medeldjup. Stenciltryck. SMHI,
Norrköping 1971.
8. Owen, D B Handbook of Statistical Tables. Addison-Wesley Publ Company 1962.
9. Pearson, K Tables of the incomplete Γ -function.
Cambridge University Press. Reissue 1934.
10. Råde, L Sannolikhetslära och statistik. Stockholm 1968.
11. Panofsky & Brier Some Applications of Statistics to Meteorology. University Park,
Pennsylvania 1958.
12. SMHI Nederbörden i Sverige.
Årsböcker 1919-1935.
13. SMHI Månadsöversikt över väderlek och vattentillgång.
Årsböcker 1936-1978.
14. Taylor & Lester. D Probability and Mathematical Statistics. Harper & Row. New York 1974.

15. Thom, H C S Some Methods of Climatological Analysis.
Technical Note No 81, WMO, 1966.
16. Waldenström, A Slutrapport över hydrologiska undersökningar i Kassjöåns representativa område. HB rapport nr 29. Norrköping 1977.
17. Wallén, C C Nederbörden i Sverige.
Medelvärden 1901-30. Stockholm 1951.

SMHI Rapporter, METEOROLOGI OCH KLIMATOLOGI (RMK)

- Nr 1 T h o m p s o n, T, U d i n, I och O m s t e d t, A:
Sea surface temperatures in waters surrounding Sweden
(1974)
- Nr 2 B o d i n, S: Development on an unsteady atmospheric
boundary layer model (1974)
- Nr 3 M o e n, L: A Multilevel quasi-geostrophic model for
short range weather predictions (1975)
- Nr 4 H o l m s t r ö m, I: Optimization of atmospheric models
(1976)
- Nr 5 C o l l i n s, W G: A parameterization model for calcu-
lation of vertical fluxes of momentum due to terrain
induced gravity waves (1976)
- Nr 6 N y b e r g, A: on transport of sulphur over the North
Atlantic (1976)
- Nr 7 L u n d q v i s t, J-E och U d i n, I: Ice accretion on
ships with special emphasis on Baltic conditions (1977)
- Nr 8 E r i k s s o n, B: Den dagliga och årliga variationen av
temperatur, fuktighet och vindhastighet vid några orter
i Sverige (1977)
- Nr 9 H o l m s t r ö m, I och S t o k e s, J: Statistical fore-
casting of sea level changes in the Baltic (1978)
- Nr 10 O m s t e d t, A och S a h l b e r g, J: Some results
from a joint Swedish-Finnish Sea Ice Experiment, March,
1977 (1978)
- Nr 11 H a a g, T: Byggnadsindustrins väderberoende, seminarie-
uppsats i företagsekonomi, B-nivå (1978)
- Nr 12 E r i k s s o n, B: Vegetationsperioden i Sverige beräk-
nad från temperaturobservationer (1978)
- Nr 13 B o d i n, S: Predictive numerical model of the Atmos-
pherical Boundary Layer based on Turbulent Energy
Equations (1979)
- Nr 14 E r i k s s o n, B: Temperaturfluktuationer under senaste
100 åren (1979)
- Nr 15 U d i n, I och M a t t i s s o n, I: Havsis- och snöin-
formation ur datorbearbetade satellitdata - en metod-
studie (1979)
- Nr 16 E r i k s s o n, B: Statistisk analys av nederbördsdata.
Del I. Arealnederbörd (1979)

