

**NORGES VASSDRAGS- OG ELEKTRISITETSVESEN**



**REPRESENTATIVITET M. M. HOS TIDSERIER AV  
VATTENFÖRING OCH TILLRINNING I NORGE**

**ETT SAMARBETSPROSJEKT MELLAN RÅDET FOR  
DEN KRAFTVERKS-HYDROLOGISKE TJENESTEN  
OCH PROGNOSEGRUPPEN VED NVE**

**Anders Willén**

**RAPPORT NR 1 – 81**

---

**VASSDRAGSDIREKTORATET  
HYDROLOGISK AVDELING**

## FORORD

Dette prosjektet er utført etter et ønske fra Samkjøringen av kraftverkene i Norge. Oppgaven er formidlet til NVE's Hydrologiske avdeling gjennom Rådet for den kraftverkshydrologiske tjeneste. Dette er et råd som administreres av Reguleringsforeningenes Landssammenslutning (RL).

Arbeidet er utført av hydrolog Anders Willen, som er ansatt ved RL, men som har sin arbeidsplass ved Hydrologisk avdeling (NVE), der han er knyttet til avdelingens prognosegruppe. Willen har således hatt tilgang til etatens hydrologiske arkiv, og hatt mulighet til å benytte seg av den EDB-tjenesten som finnes i NVE-bygget.

Ettersom forfatteren er svensk og ennå ikke behersker det norske språket, er rapporten skrevet på hans eget morsmål.

Formålet med dette studium var å undersøke representativiteten av tilsigsserien i normalperioden 1931-60 sett i forhold til en lengre tidsperiode. Det var også ønskelig å se på forholdet til andre og kortere perioder. Samtidig skulle en også utføre persistens- og trendanalyser.

De konklusjoner som er trukket i rapporten må betraktes som forfatterens egne.

Oslo, november 1980



J. Otnes

## INNEHÅLLSFÖRTECKNING

	SIDE
Förord	
1. INNLEDNING	3
2. VAL AV STATIONER	3
3. REPRESENTATIVITETSANALYS	4
3.1 Analys av normalperiodens representativitet avseende årsvärdens	6
3.2 Analys av normalperiodens representativitet avseende delar av året	13
3.3 Något om de sista årtiondena	13
3.4 Löpande 30-årsmedelvärden	13
4. TREND- OCH PERSISTENSANALYS	24
5. DISKUSSION	29
6. SAMMANFATTNING	30
7. LITTERATUR	31
Appendix 1. Lista över stationer i denna studie	32
Appendix 2. Statistiskt resonemang m.m. över representativitetsanalysen, trend- och persistensanalysen	33

## 1. INNLEDNING

Perioden 1931-1960 användes av Samkjøringen av kraftverkene i Norge såsom normalperiod, och man har velat veta hur denne ligger jämfört med andra perioder, framför allt jämfört med en längre tidsperiod. Representativitet är ett mångtydigt begrepp, men här har tyngdpunkten lagts på att studera representativiteten med avseende på sådant som bedömts vara av intresse för den norska vattenkraftproduktionen. Vilka element som skulle studeras har bestämts efter diverse möten med Samkjøringen. Metodik och resultat har dessutom diskuterats i möten med bl.a. NVE, Rådet för den kraftverkshydrologiske tjenesten, EFI och NTH. Val av stationer har skett i samarbete med NVE och Samkjøringen, samt med Det norske meteorologiske institutt vad beträffar nederbördssstationer. I denna rapport har länats en figur ur Killingtveit - Aam (1974), författaren är tacksam över att tillstånd til detta givits. Beräkningarna har utförts med hjälp av NVE:s dator.

## 2. VAL AV STATIONER

Primärt är vi ute efter att studera tillrinningens representativitet m.m., men eftersom tillrinning är så nära förbundet med oreglerad vattenföring, har vattenföring från oreglerade stationer använts i de flesta fall. Dels är det ju enklare att använda oreglerad vattenföring än att beräkna tillrinning för reglerad station, dessutom riskerar man att införa ett homogenitetsbrott i serien, om olika slag av regleringar funnits i stationens histoira. För enkelhetens skull används här ofta uttrycket "tillrinning" även när det gäller oreglerad vattenföring.

Vid val av stationer är det flera önskemål man vill ha uppfyllda. Vi vill helst att det skall vara oreglerad vattenföring, vil vill givetvis att serien skall vara av god kvalitet samt sträcka sig över så många år som möjligt, etc. Ett annat önskemål är stationer som är reprezentativa med avseende både på hydrologi och Samkjøringens 4 regioner.

Välet av vattenförings- och tillrinningsstationer skedde efter möten med Samkjøringen och NVE. Förutom dessa hydrologiska serier beslöts at även årsserieserier av nederbörd skulle utnyttjas, 5 stationer valdes. Årsvärdens på nederbörd torde ju vara ett gott index på tillrinning, dessutom finns i vissa fall längre nederbördsserier än hydrologiska serier. En lista över stationerna finns i appendix 1, deras läge samt Samkjøringens regiongränser framgår av figur 1. Det beslöts att denna studie ej enbart skulle omfatta årsvärdens, utan även delar av ett år. Efter diskussioner med Samkjøringen beslöts att följande 6 perioder skulle studeras:

1/5 -30/4	"kraftår"
1/5 -15/5	"fpmaj"
1/5 -30/9	"sommar"
1/10-30/4	"vinter"
1/10-31/10	"oktober"
1/9 -31/8	"hydrologiskt år"

Beteckningarna kraftår, fpmaj, sommar och vinter har valts av författaren själv, och är således ej allmänt vedertagna beteckningar på dessa indelningar av året.

Exempelvis bildas vid studium av fpmaj en tidsserie,  $x_t$ , där:

$x_1$	tillrinning	1-15 maj år 1
$x_2$	tillrinning	1-15 maj år 2
etc.		

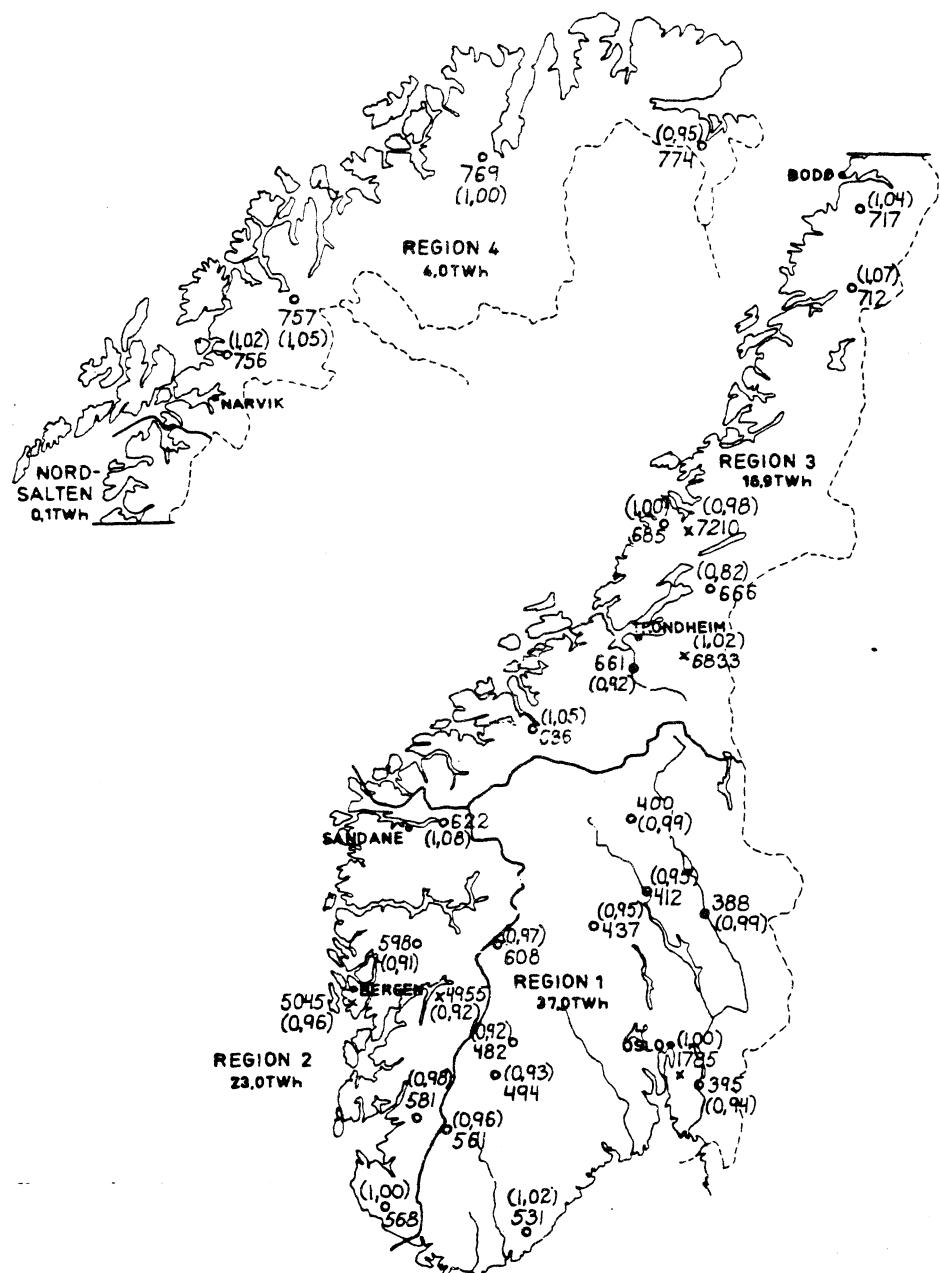
Motsvarande görs givetvis vid studium av andra perioder. Eftersom "normalperioden" 1931-1960 avser kalenderår, och de hela åren i denna studie ej sammanfaller med dessa, beslöts på förslag av Samköringen att första året i vår normalperiod börjar 1930 och det sista 1959. Vidare menas med "normalperioden" för fpmaj, sommar och oktober perioden 1930-1959. När det i denna uppsats refereras till år menas alltid det år ett tidssteg börjar, således menas med kraftåret 1928 tiden 1/5 1928-30/4 1929, etc. Dvs. när vi i denna studie talar om "normalperioden 1931-1960" eller "normalperioden" menar vi 1930-1959. Nederbördssdata har erhållits från MI, hydrologiska data har hämtats från eller beräknats med hjälp av NVE's arkiv. Station 494-11 (Totak, vattenföring) slutar 1958, därför har för denna station de sista 30 åren fått bilda normalperiod. Skillnaden torde bli liten, alternativet hade varit att ej ta med stationen.

### 3. REPRESENTATIVITETSANALYS

Representativitet av en "normalperiod" är ej ett entydigt begrepp, utan kan avse ting som t.ex. medelvärde, maximivärde, minimivärde, antal år med värde mindre än givet tal, m.m. Här har följande parametrar valts att ingå:

$x_{best}$	Tillrinning under bestämmende år
$x_{0.1}$	Tillrinning sådant att tillrinning är mindre eller lika med detta värde i 10 % av fallen.
$x_{med}$	Medianvärdet av tillrinning
$x_M$	Medelvärdet av tillrinning

Dessutom har studerats längsta värde i hela serien samt längsta värde på serie bildad med löpande medelvärde över 2, 3 respektive 4 år (löpande medel endast på årsvärdens) och vilka år dessa värden inträffar. Allt detta har bedömts ha betydelse för den norska vattenkraftproduktionen. Här har antagits att sannolikheten är ( $k/N$ ) för att ett värde skall vara lägre eller lika med det k:e längsta värdet i en N-års serie.



Figur 1. Stationer som används i denna studie samt kvotienten för  $x_{0.1}$  (se texten). Öppen cirkel anger vattenförings eller tillrinningsstation, x anger nederböärdsstation, de grova heldragna linjerna är Samkjøringens regiongränser. Produktionen i TWh avser 1978

För en 30-årsserie har  $X_{best}$  respektive  $X_{0.1}$  definerats såsom det 4:e respektive 3:e längsta värdet. Hos serier av annan längd har  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  definerats såsom de värden som svarar mot samma sannolikheter, vid behov har linjär interpolation använts. För både  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  gäller, att värden bestämda ur en 30-års period är ganska osäkra statistiskt sett, men eftersom dessa parametrar användes direkt av Samkjöringen, anses studium av dem viktigt. Vad beträffar  $X_{best}$ ,  $X_{0.1}$ ,  $X_{med}$  och  $XM$  har värdet ur normalperioden jämförts med det värde som erhålls ur hela serien för varje station. Därigenom ser man konsekvenserna av att använda den 30-åriga serien 1931-60 som normalperiod.

Jämförelsen har skett genom att kvotienten bildats mellan parametervärdet beräknat ur normalperioden och det beräknat ur hela serien.

### 3.1 Analys av normalperiodens representativitet avseende årvärden

Kraftår och hydrologiskt år analyserades. Resultaten redovisas i tabellerna 1 och 2 samt för  $X_{0.1}$  (kraftår) dessutom i figur 1, i vilken även Samkjöringens regiongränser lagts in. Man ser att kvotienterna för  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  i region 1, 2 och 3 i genomsnitt är lägre än 1.00. Speciellt gäller detta region 1 och 2, medan resultaten är mera varierande för region 3 och 4. Skillnaderna mellan normalperioderna och hela datamaterialet är givetvis relativt små, vanligen ett par procent, men det är likväl frågan om mycket vatten (-kraft) absolut sett. För  $XM$  och  $X_{med}$  var tendensen ej lika klar.

En fråga som genast dyker upp, är om ens utslaget på  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  i region 1 och 2 (ett par procent) inte ligger helt inom felsmarginalen. Givetvis kan det diskuteras om man ens på årvärden har så stor noggrannhet att man kan upptäcka verkliga ändringar på ett par procent. Men eftersom tendensen till lägre värden är så genomgående för region 1 och 2 vore det dock ganska osannolikt att mätfel skulle vara orsaken. Mätfel (inklusive fel i avbördningskurvan m.m.) borde ju slå åt ett håll på en station och åt ett annat håll för en annan station. På grund av rumskorrelationen är det också högst sannolikt att både  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  även totalt sett ligger lågt under "normalperioden", åtminstone i region 1 och 2. Och skulle antagandet om betydande rumskorrelation vara fel, kan man konstatera att (kraftår i region 1 + region 2) vi har totalt 13 serier där  $X_{best}$  är lägre och 4 där det är högre under normalperioden. Detta skulle vara ganska osannolikt, om i verkligheten värdena under normalperioden låg på samma nivå som under "en längre tidsperiod". Och med största sannolikhet har vi ju reell rumskorrelation. Se även appendix 2.

Vad beträffar frågan om fel orsakat av att "fel" tidsperiod valts, så måste detta då gälla vårt jämförelsesmaterial. Här är ju normalperioden fixerad, och frågan är hur denna normalperiod ligger jämfört med "en längre tidsperiod".

Vi har här valt att för var station använda hela serien såsom jämförelsematerial (att jämföra normalperioden med). Detta är inte invändningsfritt, ty det innebär att normalperioden ej jämförs med exakt samma period för de olika stationerna. Ett alternativ vore att

Tabell 1a. Normalperiodens representativitet: Kraftår region 1.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
388-0	1909-1974	0.99	1955	1.00	1933	1.00	0.99	0.67	1947	0.74	1968	0.80	1968	0.81	1968
395-0	1909-1974	0.94	1955	0.99	1933	0.98	0.99	0.69	1941	0.74	1940	0.81	1940	0.84	1940
400-0	1917-1977	0.99	1947	0.93	1940	0.98	1.00	0.68	1976	0.69	1940	0.72	1940	0.78	1940
412-12	1916-1974	0.95	1959	0.99	1955	1.02	1.02	0.79	1941	0.76	1940	0.82	1940	0.89	1939
437-0	1920-1978	0.95	1952	0.94	1959	0.95	0.97	0.49	1976	0.67	1946	0.70	1945	0.77	1973
482-0	1910-1976	0.92	1940	0.99	1933	1.00	1.00	0.63	1941	0.68	1940	0.76	1940	0.84	1939
494-11	1895-1957	0.93	1933	0.99	1947	0.99	0.98	0.61	1941	0.66	1940	0.76	1940	0.83	1939
531-0	1900-1976	1.02	1952	1.00	1941	0.98	1.00	0.40	1921	0.66	1921	0.75	1955	0.80	1971
1785	1874-1978	1.01	1937	1.00	1941	1.02	1.06	0.62	1921	0.74	1921	0.79	1971	0.83	1975
Medelvärde		0.97		0.98		0.99	1.00								

Tabell 1b. Normalperiodens representativitet: Kraftår region 2.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
561-0	1920-1968	0.96	1940	1.00	1933	0.98	0.99	0.60	1941	0.68	1940	0.72	1939	0.82	1939
568-0	1897-1977	1.01	1933	1.01	1940	1.03	1.02	0.63	1976	0.69	1899	0.69	1899	0.71	1898
581-0	1906-1977	0.98	1950	0.95	1936	1.02	1.02	0.60	1941	0.69	1959	0.77	1958	0.78	1907
598-0	1892-1978	0.91	1939	0.93	1940	0.99	1.01	0.59	1941	0.67	1959	0.69	1939	0.80	1939
608-0	1916-1971	0.97	1933	0.99	1947	0.96	0.99	0.62	1969	0.67	1969	0.75	1968	0.79	1933
622-11	1901-1977	1.08	1950	1.05	1940	1.05	1.05	0.63	1962	0.75	1928	0.84	1927	0.80	1962
4955	1896-1978	0.92	1941	0.93	1939	0.97	0.96	0.51	1976	0.69	1976	0.72	1939	0.78	1959
5045	1897-1978	0.96	1939	0.96	1940	0.99	1.01	0.69	1976	0.74	1940	0.74	1939	0.85	1913
Medelvärde		0.97		0.98		1.00	1.01								

Tabell 1c. Normalperiodens representativitet: Kraftår region 3.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
636-0	1912-1973	1.05	1950	1.01	1939	1.03	1.01	0.57	1951	0.68	1950	0.77	1928	0.83	1928
661-0	1908-1966	0.92	1939	0.96	1959	1.03	1.06	0.59	1930	0.75	1936	0.78	1912	0.81	1912
666-0	1912-1977	0.82	1959	0.91	1937	0.95	0.98	0.56	1939	0.70	1968	0.78	1968	0.81	1936
685-0	1917-1977	1.00	1959	1.04	1935	1.00	1.02	0.55	1930	0.64	1968	0.74	1968	0.78	1927
712-0	1908-1969	1.07	1947	1.04	1950	1.03	1.03	0.58	1960	0.72	1915	0.84	1960	0.84	1966
717-0	1917-1977	1.04	1957	1.00	1956	1.02	1.03	0.69	1969	0.72	1969	0.78	1968	0.79	1967
6833	1896-1978	1.02	1930	1.05	1954	1.05	1.05	0.61	1968	0.69	1968	0.78	1968	0.85	1900
7210	1896-1978	0.98	1959	0.94	1950	0.99	1.01	0.66	1903	0.78	1935	0.82	1934	0.81	1927
Medelvärde		0.99		0.99		1.01	1.02								

Tabell 1d. Normalperiodens representativitet: Kraftår region 4.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
756-0	1914-1971	1.02	1930	1.03	1954	1.01	1.02	0.64	1960	0.74	1969	0.84	1968	0.86	1967
757-1	1911-1971	1.05	1955	1.01	1936	1.02	1.01	0.61	1970	0.71	1969	0.82	1968	0.89	1913
769-12	1924-1977	1.00	1930	0.99	1941	1.03	1.00	0.48	1944	0.72	1944	0.79	1960	0.82	1924
774-0	1912-1977	0.95	1946	0.92	1937	0.96	0.99	0.53	1960	0.67	1941	0.74	1945	0.77	1939

Tabell 2a. Normalperiodens represantativitet: Hydrologiskt år region 1.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	XM	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år		
388-0	1909-1974	0.98	1945	0.98	1940	1.00	1.01	0.66	1968	0.72	1968	0.78	1939	0.83	1968
395-0	1909-1974	0.96	1955	0.94	1945	0.98	1.02	0.67	1939	0.70	1939	0.71	1939	0.80	1939
400-0	1917-1977	0.93	1941	0.93	1937	0.99	1.03	0.66	1939	0.67	1939	0.68	1939	0.75	1939
412-12	1916-1974	0.95	1941	0.97	1955	1.01	1.02	0.74	1940	0.74	1939	0.76	1939	0.88	1939
437-0	1919-1978	1.00	1933	0.94	1931	0.95	0.96	0.56	1975	0.68	1939	0.70	1939	0.75	1972
482-0	1909-1976	0.90	1940	0.98	1955	0.99	1.00	0.65	1939	0.68	1939	0.68	1939	0.83	1939
494-11	1895-1957	0.89	1940	0.94	1955	1.00	1.01	0.60	1939	0.65	1939	0.66	1939	0.81	1939
531-0	1900-1976	0.98	1941	1.00	1943	0.98	0.97	0.56	1937	0.60	1920	0.71	1920	0.73	1972
1785	1874-1978	1.01	1931	1.03	1939	1.02	1.01	0.62	1975	0.72	1920	0.74	1920	0.79	1972
<b>Medelvärde</b>		0.96		0.97		0.99	1.00								

Tabell 2b. Normalperiodens representativitet: Hydrologiskt år region 2.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	XM	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
561-0	1920-1968	0.96	1959	0.95	1940	0.98	0.98	0.60	1939	0.67	1939	0.67	1939	0.83	1962
568-0	1897-1977	1.05	1959	1.02	1940	1.03	1.05	0.66	1939	0.69	1899	0.70	1898	0.71	1898
581-0	1905-1977	1.00	1935	1.01	1941	1.02	1.01	0.54	1976	0.70	1958	0.74	1939	0.78	1906
598-0	1892-1978	0.85	1940	0.90	1941	0.98	0.97	0.60	1976	0.65	1939	0.67	1939	0.78	1938
608-0	1916-1971	0.94	1935	0.99	1932	0.95	0.96	0.61	1968	0.68	1968	0.75	1939	0.81	1932
622-11	1901-1977	1.10	1941	1.10	1930	1.05	1.04	0.61	1927	0.71	1927	0.83	1960	0.82	1961
4955	1895-1978	0.96	1941	0.94	1939	0.97	0.96	0.57	1976	0.70	1976	0.72	1939	0.78	1959
5045	1896-1978	0.92	1946	0.92	1959	0.99	0.95	0.66	1976	0.74	1939	0.73	1939	0.84	1938
<b>Medelvärde</b>		0.97		0.98		1.00	0.99								

Tabell 2c. Normalperiodens representativitet: Hydrologiskt år region 3.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	XM	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
636-0	1912-1973	1.02	1935	1.01	1959	1.03	1.01	0.49	1950	0.73	1949	0.77	1927	0.80	1927
661-0	1908-1965	0.92	1946	0.92	1935	1.04	1.03	0.65	1936	0.68	1935	0.81	1911	0.84	1911
666-0	1912-1977	0.92	1950	0.97	1959	0.96	0.96	0.56	1935	0.59	1935	0.76	1934	0.80	1935
685-0	1917-1977	1.03	1959	1.04	1946	1.01	0.99	0.60	1968	0.65	1935	0.73	1967	0.78	1967
712-0	1908-1969	0.99	1935	0.96	1946	1.02	1.00	0.60	1915	0.75	1914	0.80	1967	0.83	1966
717-0	1917-1977	1.00	1930	1.01	1955	1.02	1.05	0.66	1950	0.71	1976	0.75	1968	0.77	1966
6833	1895-1978	1.01	1954	1.05	1935	1.05	1.07	0.64	1909	0.74	1968	0.79	1967	0.83	1966
7210	1895-1978	1.00	1935	0.97	1946	0.99	0.98	0.66	1903	0.72	1935	0.79	1934	0.82	1927
<b>Medelvärde</b>		0.99		0.99		1.02	1.01								

Tabell 2d. Normalperiodens representativitet: Hydrologiskt år region 4.

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet med löp. medelv. över								
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	XM	$\bar{x}_{\text{med}}$	1 år	år	2 år	år	3 år	år	4 år	
756-0	1914-1971	0.98	1957	1.00	1930	1.01	1.01	0.64	1935	0.74	1968	0.82	1968	0.85	1968
757-12	1911-1971	1.07	1954	1.00	1959	1.01	1.00	0.63	1968	0.71	1968	0.80	1968	0.87	1968
774-0	1911-1976	0.88	1949	0.80	1945	0.95	0.92	0.52	1950	0.56	1949	0.71	1939	0.74	1938

använda samma jämförelsesperiod för alla serierna, men det skulle innebära att de kortaste serierna bestämde jämförelsematerialet. Därför valdes här att för var station använda så lång serie som möjligt, för att få så bra uppskattning som möjligt på  $X_{0.1}$  m.m. avseende "en längre serie". Förutsatt att serierna är stationära är detta givetvis riktigt, ty en stationär series parametrar uppskattas ju bäst av en längre serie. Nu gav testerna i kapitel 4 dock inte entydigt svar på detta, men eftersom vi inte kan förutsäga något om hur eventuella trender och långtids-periodiciteter skall utveckla sig valdes likväld att, i brist på annat, under representativitetsanalysen antaga att serierna är stationära. För kraftår gjordes en jämförelse mellan de kvotienter på  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  man får om hela serierna respektive perioden 1920-1974 användes som basmaterial. Skillnaderna blev i allmänhet i mycket små, se tabell 3.

Tabell 3. Kraftår, kvotienter  $X(\text{normalperiod})/X(\text{basmaterial})$  för  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  med basmaterialet = hela serien för varje station med basmaterial = 1920-1974.

Station	$X_{0.1}$		$X_{best}$	
	1920-1974	Hela serien	1920-1974	Hela serien
388-0	0.99	0.99	0.99	1.00
395-0	0.94	0.94	1.00	0.98
400-0	0.98	0.99	0.92	0.93
412-12	0.95	0.95	0.99	0.99
437-0	0.93	0.95	0.91	0.94
482-0	0.91	0.92	0.98	0.99
531-0	1.02	1.02	1.00	1.00
1785	1.03	1.01	1.01	1.00
568-0	0.99	1.01	0.98	1.01
581-0	0.97	0.98	0.89	0.95
598-0	0.92	0.91	0.93	0.93
622-11	1.07	1.08	1.05	1.05
4955	0.97	0.92	0.96	0.93
5045	0.95	0.96	0.95	0.96
666-0	0.84	0.82	0.91	0.91
685-0	1.01	1.00	1.04	1.04
717-0	0.99	0.95	0.94	0.92
6833	1.02	1.02	1.04	1.05
7210	1.00	0.98	0.95	0.94

En annan sak som diskuterats är användandet av "plottningsformeln ( $k/N$ )" (se början av detta kapitel). Förväntningsvärdet av sannolikheten för det  $k:e$  längsta värdet är  $k/(N+1)$ , vilket innebär att man egentligen jämför vattenföring med något olika sannolikhet när man jämför normalperioden med den längre serien. Skillnaderna blir dock mycket små t.ex. jämförs om den längre serien är 60 år värdens med sannolikheterna 3/31 respektive 6/61. Att formeln  $k/N$  valts, beror på att den används av Samkjöringen, och att dessutom skillnaderna mellan de olika plottningsformlerna är mycket små. Dock gjordes för kraftår en beräkning av kvotienterna för  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  även med formeln  $k/(N+1)$ . De enda skillnaderna på region-medelvärdena var att i region 1 ändras  $X_{best}$  från 0.98 till 0.99, i region 2  $X_{0.1}$  från 0.97 till 0.98 samt i region 3  $X_{best}$  från 0.99 till 1.00. Likaså står sig tendensen till lägre värdet i region 1 och 2 under normalperioden med undantag för 395-0 ( $X_{best}$ ). Det gjordes slutligen för kraftår ett försök att beräkna  $X_{0.1}$  (längre serie) genom att helt enkelt ta medelvärde av  $X_{0.1}$  från alla 30-årsserier som existerar i materialet (exempelvis 1901-1930, 1902-1931, etc.). Visserligen blev kvotienterna då något högre (än när formeln  $k/N$  användes), men i gengäld blev tendensen till

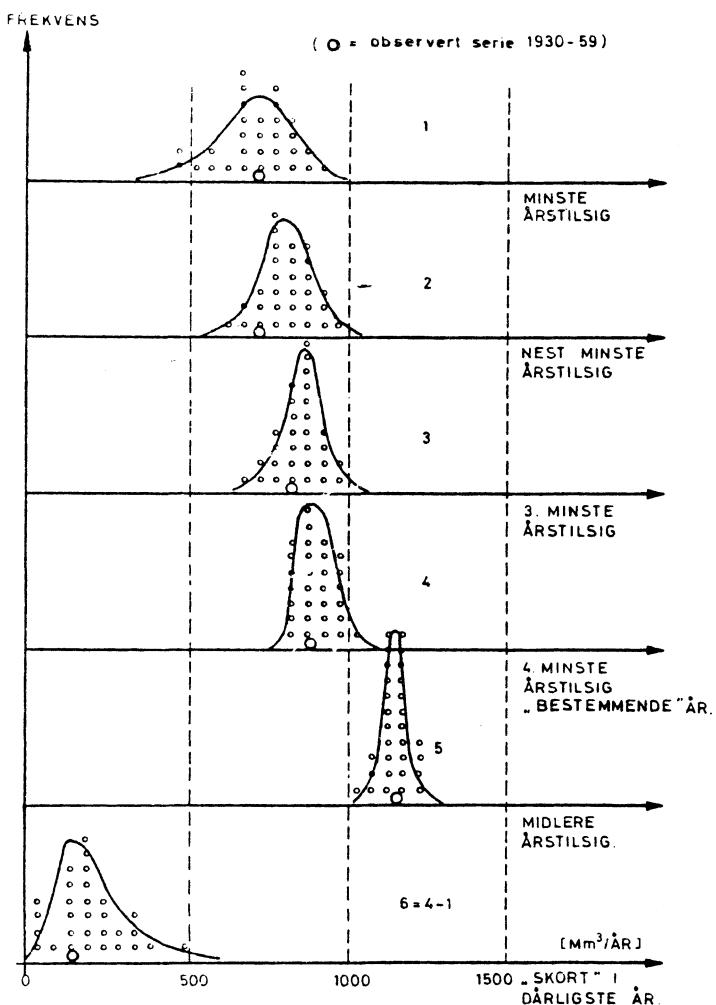
kvotient lägre än 1 ännu klarare. I den sistnämnda metoden får man ett slags medelvärde på vad för  $X_{0.1}$  man skulle få, om man låt slumpen plocka ut en 30-årig normalperiod ur vårt datamaterial, men givetvis har  $X_{0.1}$  beräknat ur dessa överlappande 30-årsserier stor autokorrelation.

Vad beträffar regionindelningen så är den alltså Samkjøringens. I region 2 borde kanske station 622-11 (som är en glaciärstation) brutits ut och tagits för sig. Det ansågs önskvärt att ta med någon glaciärstation från Vestlandet, men hur detta skall viktas har ej studerats speciellt. Regionmedelvärdena på kvotienterna är helt enkelt aritmetiska medelvärden, vilket innebär att 622-11 i region 2 har fått vikten 1/8. Brytes denna station ut, blir givetvis tendensen hos  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  ännu klarare i region 2. Om en mera noggrann viktning av serierna i de olika regionerna skall göras, borde man ta hänsyn till bl.a. vattenkraftproduktion, hydrologisk representativitet (i rummet), kvalitet på serierna m.m.

Författarens slutsats angående  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  för region 1 + 2 är alltså, att trots att resultaten för de enskilda stationerna är osäkert, kan man för dessa två regioner som helhet säga, att normalperiodens värde på dessa parametrar var något lägre (omkring ett par procent) än under "en längre serie". Sedan är det en annan sak, att båda dessa parametrar har mycket stor statistisk spridning mellan olika ej överlappande 30-årsperioder. Såsom exempel visas figur 2, som är hämtad ur Killingtveit-Aam (1974). Här visas resultatet på några parametrar beräknade ur ett antal 30-årsserier avseende Reithølen (skala på axlarna är ointressant här). De stora cirklarna avser den observerade serien 1930-1959, de andra avser 30 st syntetiska 30-årsserier bildade genom "Monte-Carlo"-simulering av en stokastisk tillrinningsmodell. Den stokastiska modellen är en 2:a ordningens autoregressiv modell på veckovärden, varur årvärden erhållits genom aggregering (i figuren anges årvärden). Oavsett vilken tilltro man har till detta slags modeller och syntetiska serier bildade på detta sätt, så är figuren en utmärkt illustration till den statistiska spridningen som dessa parametrar har i ej överlappande 30-årsserier. I verkliga ej överlappande 30-årsserier torde den statistiska spridningen snarast vara ännu större. Ty ett problem med att generera årvärden genom aggregering av veckovärden är att bevara persistensen på årsbasis, dessutom tar metoden ej hänsyn till eventuella klimatsvängningar. Även om de flesta analyser av autokorrelation mellan årvärden ej ger signifikant utslag, torde vi likvänt ha någon form av reell persistens, se även kapitel 4.

Beträffande lägsta värde har detta angivits i tabellerna 1 og 2, i vilket även angivits vilket år detta inträffat (för flerårsmedel anges med år det första året). Eftersom lägsta värde har så stor statistisk spridning och vårt datamaterial innehåller ytterst få oberoende 30-årsperioder, har valts att studera enbart hur ofta det förekommit, att lägsta värden inträffat just under vår normalperiod.

För analysen har en grov modell ställts upp:  
Årsserierna är stationära och oberoende av varandra samt i tiden.  
För kraftår har vi 29 serier och vi tänker oss att utplacering av året med lägsta värde i var och en av serierna sker helt slumpmässigt. Om vi enbart hade en station blir sannolikheten att "träffa" den 30-åriga normalperioden 30 dividerat med seriens längd. För 29 serier blir, om alla serierna vore lika långa,



Figur 2. Histogram för tillrinningen i de 4 längsta åren och årsmedel i en 30-års-period baserat på 30 syntetiska tillrinningsserier på 30 år samt observerad 30-årsserie. (Ur Killingtveit-Aam 1974)

förväntat antal "träffar" av normalperioden 29 gånger denna sannolikhet. Nu är inte alla serierna lika långa, men genom att bilda kvotienten

totala antalet år inom normalperioden  
summan av seriernas längd

får man ett slags medelvärde av sannolikheten att en series längsta värde skall ha inträffat under normalperioden. Totala antalet år inom normalperioden är helt enkelt lika med antalet stationer gånger 30.

P "Genomsnittlig" sannolikhet för att ett längsta värde skall hamna i normalperioden

N Antal serier

SNT Summa av seriernas längd.

EN Förväntat antal fall då längsta värde faller inom vår 30-åriga normalperiod

Det gäller då

$$P=29 \cdot 30 / SNT$$

$$EN=29 \cdot P$$

Här gäller SNT=1986, varvid fås att

$$EN(\text{kraftår})=12.7$$

För hydrologiskt år har vi N=28 och SNT=1938, vilket ger EN=12.1. Antalet fall då längsta värde hamnade inom vår normalperiod blev för årsvärdet 13(kraftår) respektive 14(hydrologiskt år).

För kraftår gjordes analysen även för 2, 3 resp. 4-årsmedelvärden, och i tabell 4 visas resultatet av denna analys för kraftår.

Tabell 4. Förväntat antal och erhållit antal fall då längsta värde inträffat under normalperioden för kraftår. (Enligt modellen ovan)

Längsta värde	Antal fall	Förväntat antal fall
1-årsmedelv.	13	12.7
2-årsmedelv.	13	12.5
3-årsmedelv.	13	12.2
4-årsmedelv.	10	11.9

För flerårsmedelvärden har här längsta värde ansetts ha inträffat under vår normalperiod endast om alla åren låg under normalperioden. Man ser, att det ej har varit vanligare att längsta värde infallit under normalperioden än vad man kan vänta sig av ren slump.

För övrigt har givetvis de angivna kvotienterna mellan längsta värde och medelvärde stor osäkerhet, både statistiskt sett och mättekniskt sett.

### 3.2 Analys av normalperiodens representativitet avseende delar av året.

Beträffande våra fyra "årstider" ses i tabellerna 6-9, att såväl sommar som oktobervärdena av  $X_{0.1}$  och  $X_{best}$  var lågt i region 1, medan dessa parametrar hade höga värden för fpmaj i region 2. I övrigt är resultaten mera blandade.

För övrigt bekräftar studierna av  $X_{0.1}$ ,  $X_{best}$ ,  $X_{med}$  at enbart medelvärdet är otillräckligt såsom mått på normalperiodens representativitet, se t.ex. vintervärdena för region 2.

### 3.3 Något om de sista årtiondena.

Förutom normalperiodens representativitet ansågs det även önskvärt att studera hur 60- och 70-talen låg. För att inte få med alltför få stationer studerades i stället för 70-talet 10-årsperioden 1968-1977. Dvs. vi studerade de två 10-årsperioderna 1960-1969 och 1968-1977. Eftersom 10 år är en väldigt kort period, inskränktes analysen till medelvärden, vidare studerades endast kraftår. Kvotienten bildades mellan medelvärdet för 60-talet (respektive 1968-1977) och normalperioden. Se tabell 5.

Tabell 5. Kvotienter mellan 10-årsmedelvärden för 1960-1969 respektive 1968-1977 och normalperioden 1930-1959.

Station	1960-1969	1968-1977
400-0	1.09	0.89
437-0	1.19	0.90
568-0	0.98	0.98
581-0	0.94	0.97
598-0	0.97	0.98
622-11	0.84	0.91
666-0	0.98	1.04
685-0	0.95	0.98
717-0	0.90	0.87
769-12	0.98	0.95
774-0	1.11	1.05
<b>Medelv.</b>	<b>0.99</b>	<b>0.96</b>

(Medelvärdena längst ner i denna tabellen gäller kvotienterna). Man ser att den sista 10-årsperioden var ganska torr, medan 60-talet låg ungefär som vår normalperiod.

### 3.4 Lopande 30-årsmedelvärden.

Sedan studerades lopande 30-årsmedelvärden på kraftår. Lopande medelvärden har egenskapen att den utjämnade serien "ser" periodisk ut även om originalserien inte är det, varför man bör vara mycket försiktig med att dra slutsatsar av dylika analyser. Dock använder bland annat Samkjøringen en 30-årig normalperiod, och då kan det vara av intresse att studera hur medelvärdena varit under olika 30-årsperioder. Lopande medelvärden har använts på norska vattendrag av Tolland (1964). I figurerna 3-7 har lopande 30-årsmedelvärden av aggregerade serier (aggregeringssmetoden den samma som den som beskrivs i kapitel 4) plottats. Enhet är relativ

Tabell 6a: Normalperiodens representativitet

Vinter region 1

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
388-0	1909-1974	1.16	1947	1.15	1940	1.04	1.00	0.49 1914
395-0	1909-1974	0.92	1941	1.05	1940	0.99	0.98	0.43 1939
400-0	1917-1977	1.00	1941	1.04	1952	1.00	1.01	0.59 1939
412-12	1915-1974	0.98	1940	0.89	1952	1.01	1.01	0.41 1939
437-0	1919-1978	1.02	1947	1.10	1957	0.98	1.01	0.18 1939
482-0	1909-1976	1.01	1952	0.99	1940	1.05	1.12	0.44 1941
494-11	1895-1957	0.96	1933	1.05	1952	1.10	1.06	0.43 1939
Medelvärde		1.01		1.04		1.02	1.03	

Tabell 6b: Normalperiodens representativitet.

Vinter region 2

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_{\text{M}}$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
561-0	1920-1968	0.90	1940	1.00	1946	1.03	1.06	0.50 1965
568-0	1897-1977	0.97	1941	1.01	1950	1.04	1.05	0.61 1940
581-0	1905-1977	1.09	1941	1.11	1950	1.15	1.18	0.37 1976
598-0	1892-1978	1.01	1946	1.01	1941	1.06	1.10	0.47 1939
608-0	1916-1971	0.98	1941	0.93	1933	0.98	1.06	0.42 1939
622-11	1901-1977	0.94	1950	0.91	1952	1.03	1.12	0.38 1976
Medelvärde		0.98		1.00		1.05	1.10	

Tabell 6c: Normalperiodens representativitet

Vinter region 3

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$						Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	Xbest	år	XM	Xmed		
636-0	1912-1973	0.94	1935	0.97	1940	1.05	1.08	0.51	1939
661-0	1908-1966	0.99	1950	0.99	1959	1.10	1.15	0.39	1935
666-0	1912-1977	0.81	1959	0.88	1950	1.03	1.05	0.37	1915
685-0	1916-1977	0.99	1950	2.00	1946	1.04	0.96	0.44	1976
712-0	1908-1969	1.15	1956	1.01	1959	1.10	1.06	0.16	1915
717-0	1917-1977	1.03	1935	1.00	1941	1.04	1.01	0.35	1954
Medelvärde		0.99		0.98		1.06	1.05		

Tabell 6d: Normalperiodens representativitet.

Vinter region 4

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$						Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	Xbest	år	XM	Xmed		
756-0	1914-1971	0.95	1954	0.95	1952	1.00	1.11	0.43	1935
757- <sub>12</sub> <sup>11</sup>	1908-1971	1.05	1952	1.01	1957	1.01	1.05	0.46	1968
774-0	1911-1977	0.82	1939	0.98	1946	1.00	1.03	0.31	1916

Tabell 7a: Normalperiodens representativitet

Sommar region 1

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$						Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	Xbest	år	XM	Xmed		
388-0	1903-1975	1.00	1933	1.00	1941	0.98	1.00	0.66	1947
395-0	1903-1975	0.95	1959	0.94	1933	0.98	1.00	0.71	1947
400-0	1917-1978	0.95	1942	0.95	1940	0.98	0.99	0.59	1976
412-12	1916-1975	1.00	1959	1.00	1956	1.02	1.02	0.76	1941
437-0	1920-1979	0.97	1952	0.90	1955	0.95	0.95	0.47	1976
482-0	1910-1977	0.97	1940	0.97	1935	0.99	0.97	0.62	1959
494-11	1895-1958	0.96	1929	0.94	1935	0.97	0.93	0.66	1941
Medelvärde		0.97		0.96		0.98	0.98		

Tabell 7b: Normalperiodens representativitet.

## Sommar region 2

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$				Lägsta värde/medelvärdet		år	
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$x_M$	$x_{\text{med}}$		
561-0	1919-1969	0.93	1959	1.05	1933	0.96	1.00	0.63	1941
568-0	1897-1978	1.01	1936	1.06	1947	1.02	1.06	0.51	1899
581-0	1906-1978	0.91	1949	0.91	1959	0.95	0.96	0.56	1941
598-0	1892-1979	0.93	1936	1.01	1933	0.95	0.93	0.56	1941
608-0	1916-1972	0.96	1959	0.98	1933	0.95	0.95	0.58	1969
622-11	1901-1978	1.01	1952	1.05	1931	1.06	1.09	0.59	1962
<b>Medelvärde</b>		<b>0.96</b>		<b>1.01</b>		<b>0.98</b>	<b>1.00</b>		

Tabell 7c: Normalperiodens representativitet

## Sommar region 3

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$				Lägsta värde/medelvärdet		år	
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$x_M$	$x_{\text{med}}$		
636-0	1912-1974	1.00	1930	1.09	1936	1.03	1.03	0.48	1951
661-0	1908-1966	0.89	1947	0.87	1948	1.00	1.02	0.49	1930
666-0	1912-1978	0.67	1930	0.93	1939	0.91	0.96	0.35	1937
685-0	1917-1978	0.82	1934	0.88	1953	0.97	1.00	0.29	1930
712-0	1908-1970	1.06	1956	1.06	1931	1.02	1.01	0.66	1960
717-0	1917-1978	1.09	1931	1.03	1956	1.02	0.99	0.65	1960
<b>Medelvärde</b>		<b>0.92</b>		<b>0.98</b>		<b>0.99</b>	<b>1.00</b>		

Tabell 7d: Normalperiodens representativitet.

## Sommar region 4

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$				Lägsta värde/medelvärdet		år	
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$x_M$	$x_{\text{med}}$		
756-0	1914-1971	1.06	1950	1.06	1951	1.00	0.99	0.66	1970
11 757-12	1911-1972	1.01	1950	1.02	1947	1.01	1.00	0.63	1970
11 769-12	1924-1978	1.00	1941	0.99	1936	1.04	1.04	0.56	1970
774-0	1912-1977	0.99	1942	0.91	1937	0.95	0.95	0.53	1950

Tabell 8a: Normalperiodens representativitet

Oktober region 1

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_M$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
388-0	1909-1975	0.84	1939	1.02	1956	1.07	1.24	0.36 1972
395-0	1902-1975	0.85	1936	0.90	1945	0.98	1.02	0.30 1939
400-0	1917-1978	0.84	1959	0.84	1947	0.94	0.94	0.49 1937
412-12	1915-1975	0.94	1952	0.93	1945	0.98	1.00	0.31 1939
437-0	1919-1979	0.55	1936	0.63	1945	0.90	0.87	0.04 1947
482-0	1909-1977	0.87	1959	0.99	1936	1.04	1.01	0.18 1972
494-11	1895-1958	0.90	1941	1.01	1933	1.16	1.13	0.25 1939
<b>Medelvärde</b>		0.83		0.90		1.01	1.03	

Tabell 8b: Normalperiodens representativitet.

Oktober region 2

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{ncm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_M$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
561-0	1919-1969	1.21	1951	1.03	1940	1.00	1.00	0.05 1939
581-0	1905-1978	1.28	1941	1.26	1946	1.16	1.08	0.09 1915
598-0	1892-1979	0.99	1940	1.01	1952	1.07	1.26	0.09 1939
608-0	1916-1971	0.91	1952	0.88	1941	0.93	0.98	0.18 1939
622-11	1901-1978	1.00	1940	0.98	1936	1.01	1.04	0.26 1952
<b>Medelvärde</b>		1.08		1.03		1.03	1.07	

Tabell 8c: Normalperiodens representativitet

Oktober region 3

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_M$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
636-0	1912-1974	0.93	1939	0.98	1940	1.01	1.10	0.29 1912
661-0	1908-1966	1.01	1954	0.89	1952	1.02	1.01	0.24 1951
666-0	1912-1978	0.78	1952	1.00	1943	1.01	1.05	0.13 1915
685-0	1916-1978	0.99	1959	0.90	1938	1.06	1.02	0.17 1976
712-0	1908-1970	1.19	1936	1.10	1932	1.05	0.99	0.18 1960
717-0	1917-1978	1.30	1932	1.28	1940	1.00	1.08	0.26 1960
<b>Medelvärde</b>		1.03		1.03		1.03	1.04	

Tabell 8d: Normalperiodens representativitet.

Oktober region 4

Station	Data-serie	Kvotient $x(\text{norm.per.})/x(\text{hela serien})$					Lägsta värde/ medelvärdet	år
		$\bar{x}_{0.1}$	år	$x_{\text{best}}$	år	$\bar{x}_M$	$\bar{x}_{\text{med}}$	
756-0	1914-1971	0.86	1957	0.91	1934	0.97	1.03	0.26 1968
757-12	1908-1972	0.92	1934	0.98	1950	0.96	0.98	0.38 1966
774-0	1911-1977	0.96	1934	0.95	1939	1.01	0.97	0.36 1916

Tabell 9a: Normalperiodens representativitet

Fpmaj region 1

Station Data-serie	Kvotient x(norm.per.)/x(hela serien)	Lägsta värde/medelvärdet						
		X <sub>0.1</sub>	år	X <sub>best</sub>	år	X <sub>M</sub>	X <sub>med</sub>	år
400-0	1917-1978	1.00	1941	0.96	1955	1.16	1.08	0.16 1973
437-0	1920-1979	1.37	1955	1.14	1944	1.08	1.16	0.11 1924
494-11	1895-1958	1.00	1932	1.04	1955	1.12	1.34	0.09 1924
Medelvärde		1.12		1.05		1.12	1.19	

Tabell 9b: Normalperiodens representativitet.

Fpmaj region 2

Station Data-serie	Kvotient x(norm.per.)/x(hela serien)	Lägsta värde/medelvärdet						
		X <sub>0.1</sub>	år	X <sub>best</sub>	år	X <sub>M</sub>	X <sub>med</sub>	år
561-0	1919-1969	1.10	1951	1.17	1939	1.06	1.01	0.22 1924
581-0	1906-1978	1.04	1939	1.15	1940	1.05	1.05	0.24 1941
598-0	1892-1979	1.14	1939	1.08	1942	1.08	1.03	0.21 1892
608-0	1916-1972	1.01	1951	1.01	1955	1.05	1.01	0.19 1941
622-11	1901-1978	1.06	1957	1.02	1941	1.03	1.00	0.28 1951
Medelvärde		1.07		1.09		1.05	1.02	

Tabell 9c: Normalperiodens representativitet

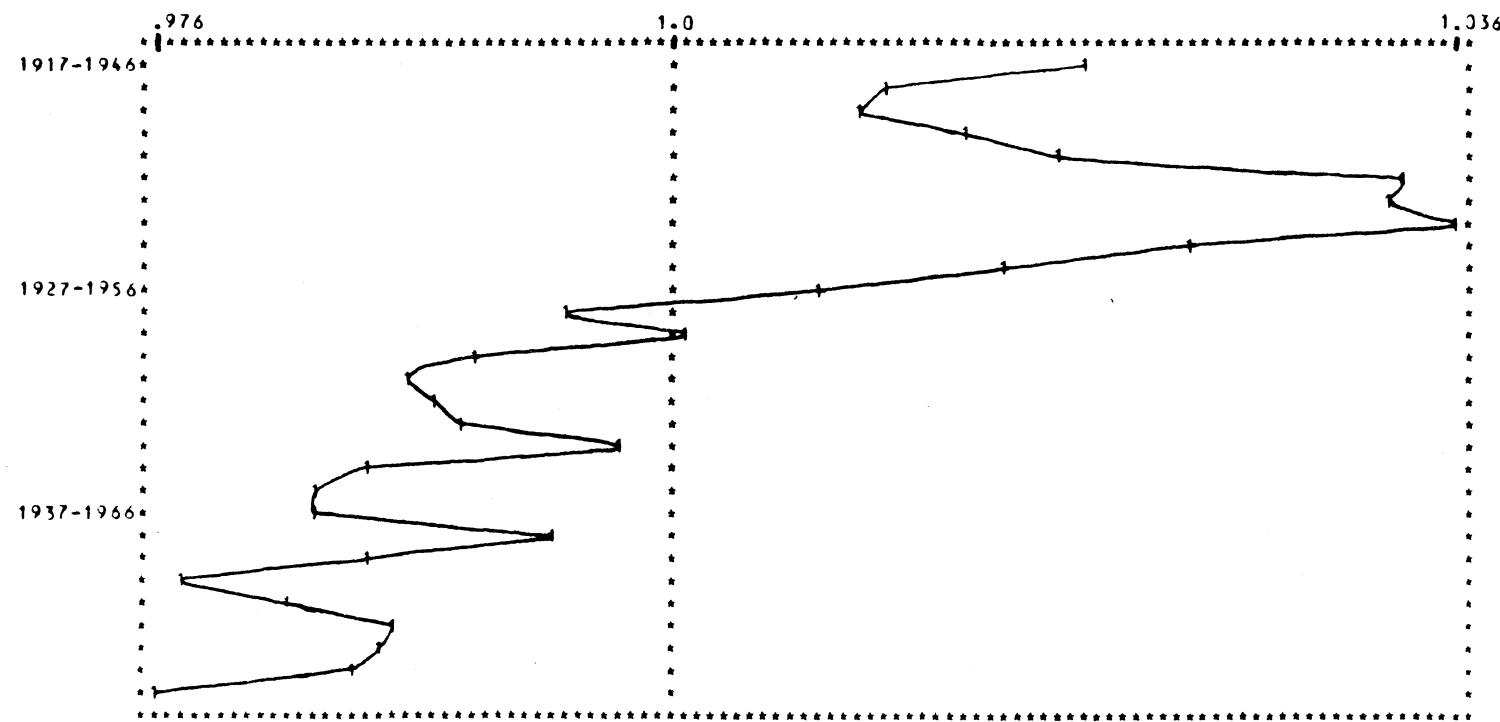
Fpmaj region 3

Station Data-serie	Kvotient x(norm.per.)/x(hela serien)	Lägsta värde/medelvärdet						
		X <sub>0.1</sub>	år	X <sub>best</sub>	år	X <sub>M</sub>	X <sub>med</sub>	år
636-0	1912-1974	1.08	1932	1.21	1955	1.07	1.02	0.19 1917
661-0	1908-1967	1.35	1951	1.09	1932	1.09	1.24	0.07 1909
666-0	1920-1975	1.02	1942	1.00	1955	0.93	0.86	0.18 1917
685-0	1917-1978	0.58	1941	0.74	1957	0.96	0.93	0.12 1929
712-0	1908-1970	1.00	1935	1.04	1955	1.16	1.08	0.01 1927
717-0	1917-1978	0.81	1942	0.95	1933	1.06	1.19	0.11 1941
Medelvärde		0.97		1.01		1.05	1.05	

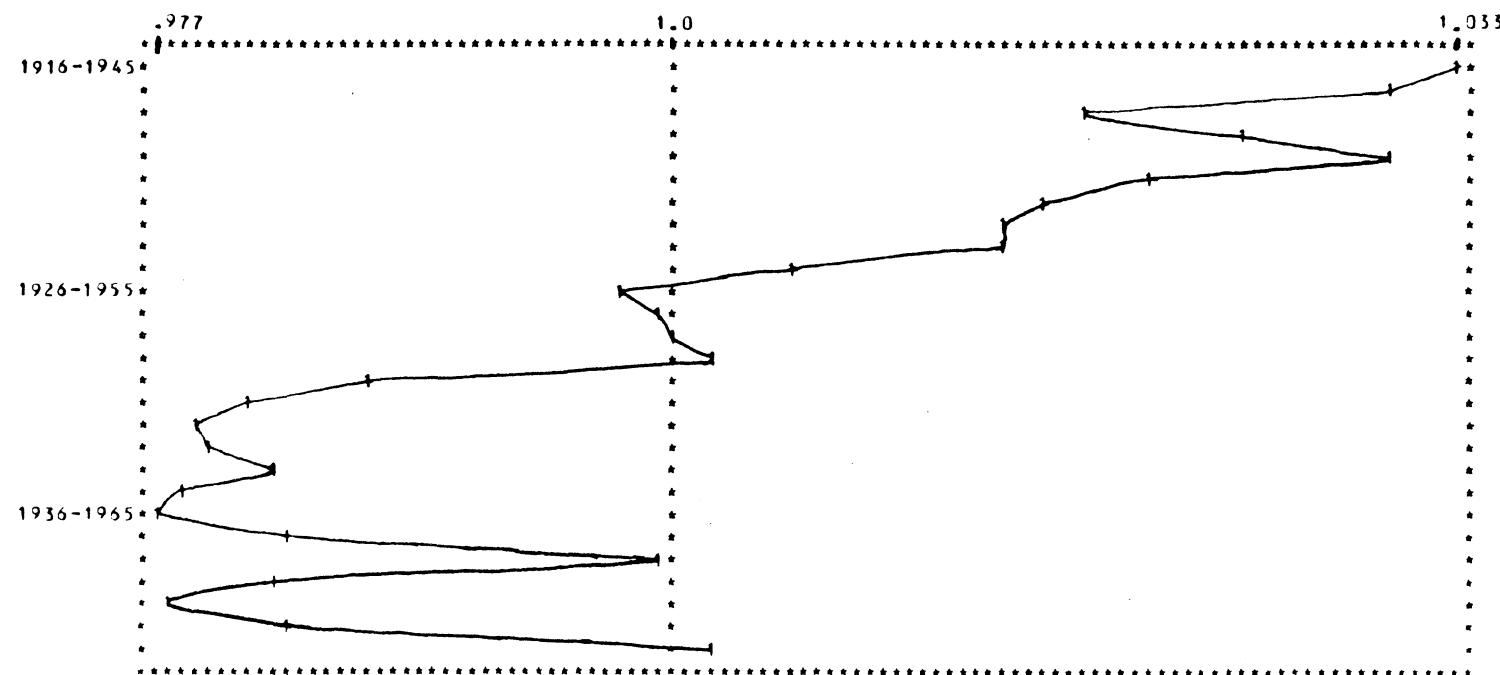
Tabell 9d: Normalperiodens representativitet.

Fpmaj region 4

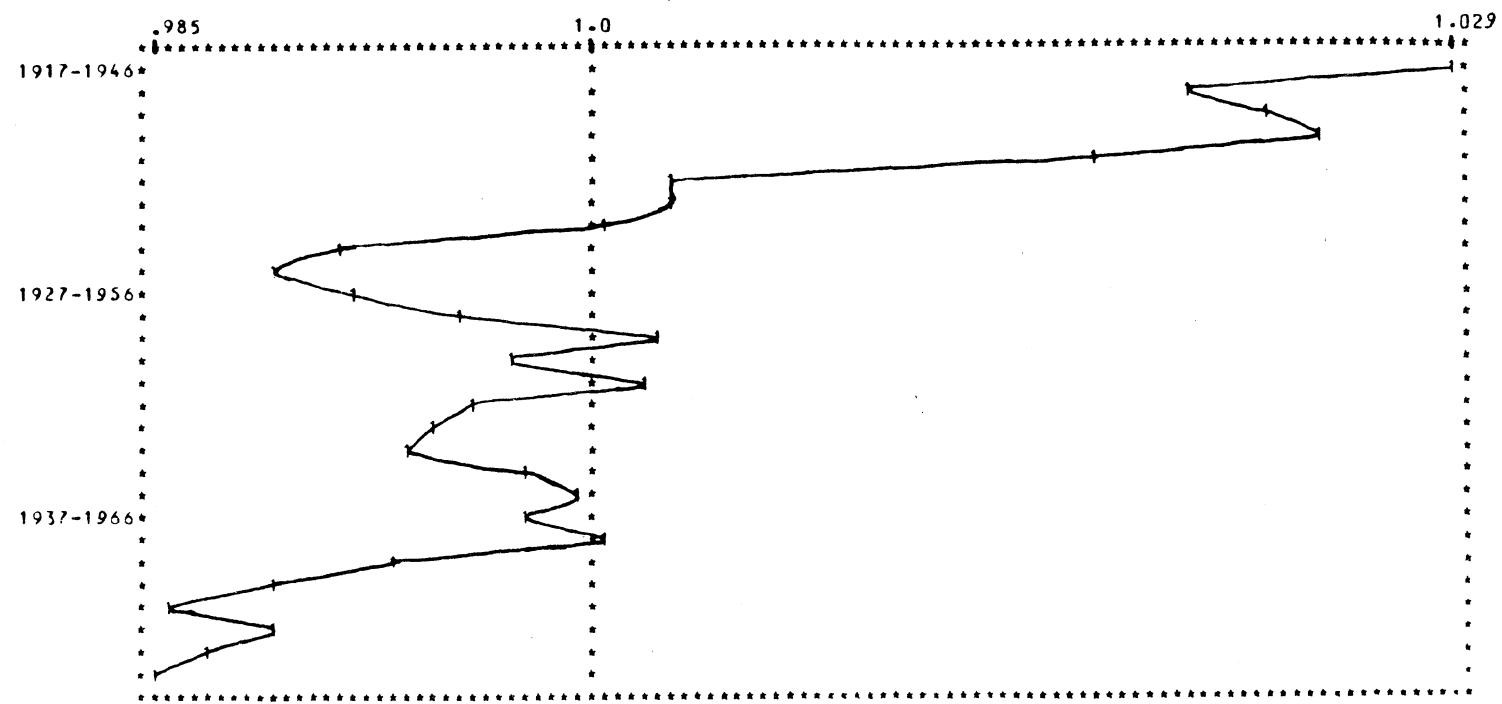
Station Data-serie	Kvotient x(norm.per.)/x(hela serien)	Lägsta värde/medelvärdet						
		X <sub>0.1</sub>	år	X <sub>best</sub>	år	X <sub>M</sub>	X <sub>med</sub>	år
756-0	1914-1972	0.59	1955	0.88	1933	1.12	1.38	0.10 1917
11 757- <sub>12</sub>	1908-1972	0.90	1955	0.94	1939	1.15	1.18	0.23 1917
774-0	1912-1978	1.19	1939	1.05	1932	1.29	1.75	0.04 1917



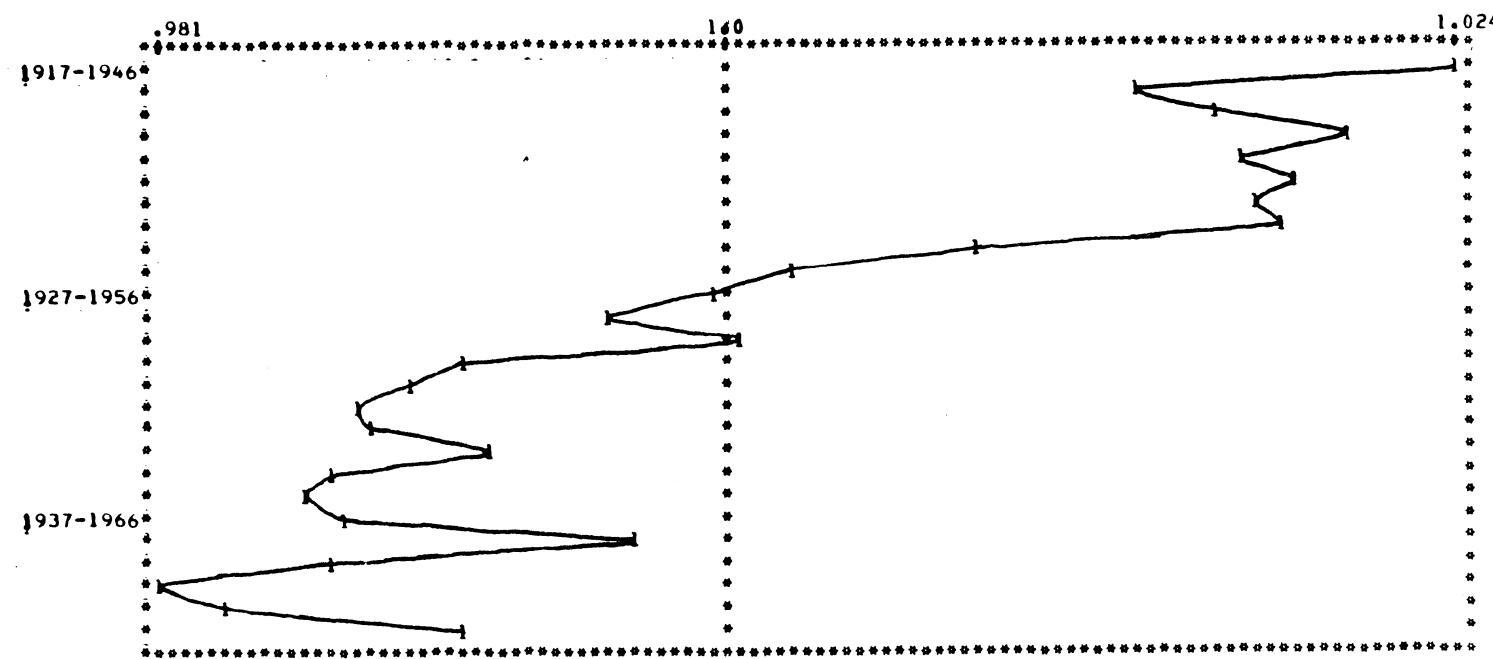
Figur 3. Löpande 30-årsmedelvärden på aggregerad serie bildad av ett antal stationer i region 1 (388-0, 395-0, 400-0, 412-12, 482-0 samt 531-0). Enhet är relativ tillrinning.



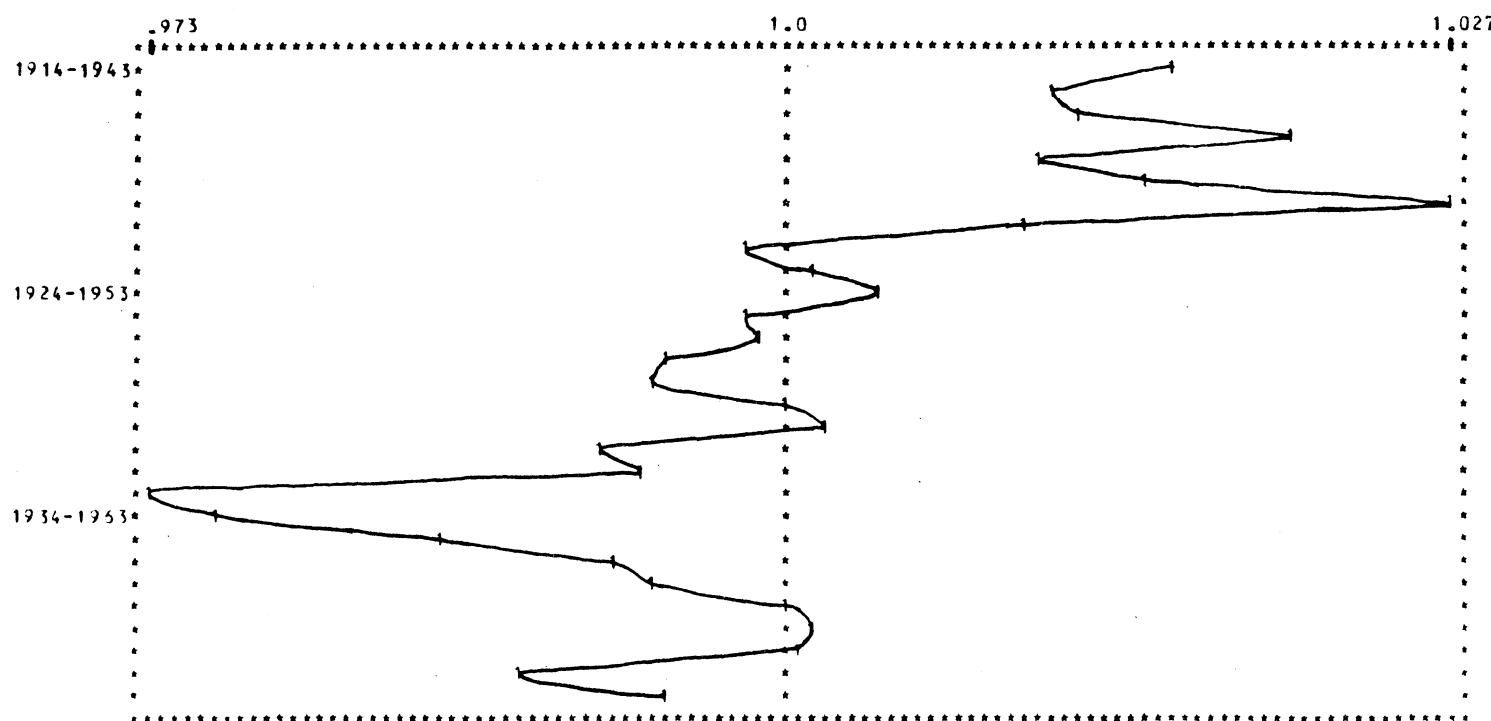
Figur 4. Löpande 30-årsmedelvärden på aggregerad serie bildad av ett antal stationer i region 2 (568-0, 581-0, 598-0, samt 608-0). Enhet är relativ tillrinning.



Figur 5. Lopande 30-årsmedelvärden på aggregerad serie bildad av ett antal stationer i region 3 (636-0, 666-0, 685-0, samt 717-0). Enhet är relativ tillrinning.



Figur 6. Löpande 30-årsmedelvärden på aggregerad serie bildad av ett antal stationer i regionerna 1, 2 och 3 (388-0, 395-0, 400-0, 412-12, 482-0, 531-0, 568-0, 581-0, 598-0, 608-0, 636-0, 666-0, 685-0 samt 717-0). Enhet är relativ tillrinning.



Figur 7. L  pande 30-  rsmedelv  rden p   aggregerad serie bildad av ett antal stationer i region 4 (756-0, 757-<sup>11</sup> samt 774-0). Enhet   r relativ t  lrinning.

tillrinning, som erhållits genom att 30-årsvärdena dividerats med medelvärdet. Om man studerar enheterna på axlerna framgår att differenserna mellan största och minsta 30-årsvärde är små, vilket ju var väntat (t.ex. är differensen i figur 3  $1.036 - 0.976 = 0.060$ ).

#### 4. TREND- OCH PERSISTENSANALYS.

De olika tidsserierna (för kraftår, hydrologiskt år, sommar, vinter, oktober samt fpmaj) underkastades diverse tester och analyser rörande stationaritet och persistens.

Autokorrelation för ett antal tidssteg (i allmänhet upp t.o.m. 15) beräknades, varpå Q-test (se t.ex. Box-Jenkins 1970) utfördes på var serie för sig. Dock blev ytterst få stationer signifikanta på 5% nivå (t.ex. 2 st för sommar), varför nollhypotesen (ingen autokorrelation) knappast kan förkastas med hjälp av denna test.

Linjär trend (LT) (dvs.  $x_t = a_0 + a_1 \cdot t$ , där  $x_t$  är värdet avseende året  $t$ ) samt run-test (R) och "runs up and down" (RUD) prövades på de olika stationerna. För LT testades om koefficienten  $a_1$  var signifikant skild från noll, i R bildades en följd av "+" och "-", där dessa tecken betyder värde över respektive under medianen. Sedan räknades antalet "runs", t.ex. har sekvensen, ++ - ++ ---- +, 5 runs. I RUD noteras "+" om  $x_t > x_{t-1}$ , annars "-", sedan räknas även här antalet runs. För beskrivning av LT och R se t.ex. Hansen (1971), RUD redogöres för i t.ex. Sokal-Rohlf(1969).

Både Q-testen och LT förutsetter teoretiskt att värdena i tids-serien är normalfördelade, ett antagande som ju kan diskuteras, medan de två andra testerna ej kräver antagande om fördelnings-funktion. De 3 sistnämnda testerna utfördes på såväl hela serien för var station, som på en kortare period. Den kortare perioden valdes så att man skulle få ungefär gemensam period för nästan alla stationer inom en region, utfallet av linjär trend-analys beror givetvis mycket på vilken period som väljs. De kortare perioderna var ca 1917-1974 för region 1 och 1920-1966 för resten av Norge.

Resultaten för linjär trend (LT), runs (R), och runs up and down (RUD), redovisas i tabellerna 10-13. I övre del av tabellerna är analyserna utförda på hela datamaterialet för var station och i nedre delen på den kortare men (nästan) gemensamma perioden. S anger att den linjära trenden varit stigande, F att den varit fallande, och X betyder att ingen analys utförts. För varje test har inom parentes noterats LT, R eller RUD om testen blev signifikant på 5% nivå för respektive test.

Av tabellerna ses att det stora flertalet tester ej gav signifikant utslag, ett resultat som var väntat. Då hela datamaterialet analyseras framkommer en fallande tendens för årsvärdena avseende tillrinning och vattenföring (kraftår 16 fallande av 24, hydrologiskt år 16 av 23), medan de 5 nederbördsserierna var stigande. Men här har ju de olika serierna olika utsträckning i tiden, nederbörs-serierna och 598-0 (vilken även den var stigande) är de längsta serierna. Den fallande tendensen för årsvärdet blir ännu tydligare i nedre delen av tabellerna, där man använt nästan samma analysperiod för alla stationer, då var det bara 661-0, 685-0

Tabell 10. Resultat av trend- och persistensanalys för region 1.

a) Hela datamaterialet utnyttjat.

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
388-0	1909-1974	F	F	S	F	X	F
395-0	1909-1974	F	F	S	F	X	S
400-0	1917-1977	F	F	S	F	F	F
412-12	1916-1974	F (RUD)	F	S	F	X	S
437-0	1920-1978	F	F	S	F	S	S
482-0	1910-1976	F (RUD)	F	S	F (LT)	X	S
494-11	1895-1957	S	S	S	F	S	S
531-0	1900-1976	F (LT)	F	X	X	X	X
1785	1874-1978	S	S	X	X	X	X

b) Ungefär gemensam analysperiod för stationerna.

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
388-0	1917-1974	F	F	F	F	X	F (LT)
395-0	" - "	F	F	F	F	X	F
400-0	" - "	F	F	S	F	F	S
412-12	" - "	F (RUD)	F	S	F	X	S
437-0	1920-1974	F	F	S	F	S	S
482-0	1917-1974	F (RUD)	F	F	F	X	F
494-11	1917-1957	F (RUD)	F	S	F	F	S (RUD)
531-0	1917-1974	F	F	F	F	S	F
1785	1917-1974	F	F	X	X	X	X

Tabell 11. Resultat av trend- och persistensanalys för region 2.

a) Hela datamaterialet utnyttjat

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
561-0	1920-1968	F	F	F	F	S	S
568-0	1897-1977	S (LT)	S (LT, R, RUD)	S (LT)	S	X	X
581-0	1906-1977	S	S	S	F (RUD)	S	S
598-0	1892-1978	S (RUD)	S	S	F	S	S
608-0	1916-1971	F (LT, R)	F (RUD)	S	F (LT)	F	F
622-11	1901-1977	F (LT)	F	F	F (LT)	F	F
4955	1896-1978	S	F	X	X	X	X
5045	1897-1978	S	S	X	X	X	X

b) Gemensam analysperiod för stationerna

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
561-0	1920-1966	F (LT)	F	F	F	S	S
568-0	" - "	F	F	F	F	X	X
581-0	" - "	F	F	F	F (LT, R RUD)	S	S
598-0	" - "	F	F	F	F (LT)	S	S
608-0	" - "	F (LT, R RUD)	F (R)	S	F (LT)	S	S
622-11	" - "	F	F (LT, RUD)	S	F (R)	S	S
4955	" - "	F	F	X	X	X	X
5045	" - "	F	F	X	X	X	X

Tabell 12. Resultat av trend- och persistensanalys för region 3.

## a) Hela datamaterialet utnyttjat

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
636-0	1912-1973	S	F	S	F	S	S
661-0	1908-1966	S	S	S	S	S	S
666-0	1912-1977	F	F	S	F	S	S
685-0	1917-1977	S	S	S	F	S	S
712-0	1908-1969	F	F	S (R)	F	S	S
717-0	1917-1977	F (LT)	F (LT)	F (R)	F (LT)	F	S
6833	1896-1978	S	X	X	X	X	X
7210	1896-1978	S (LT)	S (LT)	X	X	X	X

## b) Gemensam analysperiod för stationerna

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
636-0	1920-1966	F	F	S	F	S	S
661-0	" - "	S	S	S	F	S	S
666-0	" - "	F	F	F	F	S (LT)	F
635-0	" - "	S	S	S	F	S	S
712-0	" - "	F	F	F	F	S	S
717-0	" - "	F	F	F	F	S	S
6833	" - "	F	F	X	X	X	X
7210	" - "	S	S (RUD)	X	X	X	X

Tabell 13. Resultat av trend- och persistensanalys för region 4.

## a) Hela datamaterialet utnyttjat

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
756-0	1914-1971	F	F	S	F	S	S
757-1	1911-1971	F	F	F	F	S	S
769-12	1924-1978	S	X	S	S	X	F
774-0	1912-1977	F	S	S	F	S	S

## b) Gemensam period för stationerna

Station	Analys-period	Kraftår	Hydr. år	Vinter	Sommar	Fpmaj	Oktober
756-0	1920-1966	F	F	S	F	S	S
757-1	" - "	F	F	F	F	S	S
774-0	" - "	F	F	F	F	S	S

och 7210 som steg. Det bör observeras, att stigande eller fallande enbart gäller lutningen i en linjär trend anpassad över hela analysperioden, och det säger ingenting om vad som skall ske i framtiden. Den linjära trenden är inte ens någon bra "prognos" för enskilda år inom analysperioden, de allra flesta analyserna var ju insignifikanta trots att antalet år var ganska stort.

Analyserna utförda på hela datamaterialet gav 6, 1 respektive 3 signifikanser på 5 % av 29 serier avseende LT,R, respektive RUD. Då en nästan gemensam men kortare analysperiod användes erhölls 2, 1 respektive 4 signifikanser av 28 serier. 6 av 29 och även 4 av 28 är mycket jämfört med vad man kan vänta sig av ren slump, se vidare appendix 2. Både LT och RUD är lämpliga tester mot trender, medan R är lämpligt mot persistens och långtidsperiodicitet.

Vilka slutsatser kan man dra av LT och RUD-testerna (det ganska stora antalet signifikanta utslag)? Om det gäller att studera vad som verkligen hänt, har vi ju hjälp av rumskorrelationen på samma sätt som i representativitetsanalysen (se appendix 2). Men här vill vi gärna försöka att säga något om egenskaperna hos tillrinning i Norge även utanför den undersökta perioden, och då kompliceras analyserna av rumskorrelationen. Det blir då mycket svårt att säga något om hur tillrinningsserierna uppträder utanför analyserad period. Dock prövades även LT på aggregaterade serier (se nedan), och den erhållna korrelationskoefficienten för aggregaterad serie nr B ( $=-0.30$ ) är signifikant på 5 % nivå. Detta är ännu ett tecken på att nollhypotesen (års serierna är stationära och värdena i en serie oberoende av varandra) inte håller. Givetvis kan allt vara utslag av slumpen, men det är inte det mest sannolika. Att "grundprocessen" skulle vara en linjär trend som kan extrapoleras framåt och bakåt i tiden är givetvis också fel. Författaren kan tänka sig två förklaringar:

Långtidssvängningar med perioder som sträcker sig över flera år, eller någon form av persistens (som även gäller årvärden). Persistens reducerar ju antalet frihetsgrader i en trend-test, och skulle då kunna reducera antalet signifikanta utslag. Om detta är förklaringen får man nog tänka sig en mera komplex form av persistens än linjär autokorrelation, eftersom dylik analys gav så få utslag. Vilken av förklaringarna (långtidsperiodicitet eller persistens) som är den "riktiga" är mycket svårt att avgöra. Spektralanalys prövades, men den gav ingenting. Å andra sidan gav ju inte heller runtesten (R) särskilt mycket.

Men vad beträffar den betydligt enklare frågan om vad som verkligen hänt, menar sig författaren ha mycket starka indicier på att tillrinning de facto varit fallande under perioden 1920-1966, se vidare analysen i slutet av detta kapitel.

Går man över till att studera enskilda "årstider", finner man att den avtagande trenden varit ännu mera märkbar för sommarvärdena. Linjär trend tagen på hela serierna var då fallande utom för 2 stationer, och LT anpassad på de kortare analysperioderna gav fallande trend hos samtliga serier (nederbördssdata analyserades ju ej för annat än årvärden). De övriga "årstiderna" var i allmänhet stigande (om hele serierna analyserades). Speciellt gäller detta vinter, som i detta fall hade endast 3 fallande serier. Men om den kortare "fallande perioden" (1917-1974 resp. 1920-1966) användes, ser man att tendensen blev mera blandad hos vinter, medan både

oktober och fpmaj hade klart stigande tendens.

För speciellt fpmaj kan dock frågan om tillförlitlighet i data komplikera slutsatserna en del, ty här studerades ju 15-dygnsdata. Dessutom hade vi ju endast ett litet antal stationer för studium av fpmaj.

Sammanfattningsvis tyder analyserna på att det de facto varit trender av diverse slag på tillrinning i Norge, även om utslaget på enskilda serier oftast är svagt. Och "huvudtrenden" var fallande.

För att få någon uppskattning på storleken av trenderna under den "fallande perioden" 1920-1966, gjordes en grov aggregering av stationerna enligt nedan.

1. För var station dividerades de enskilda värdena med seriens medelvärdet (dvs. för oktober med oktobermedelvärdet, för sommar med sommarmedelvärdet etc.).
2. För de serier som aggregeras bildades för vart år medelvärde av dessa relativt värden som bildats i steg 1.

Denna viktning av stationerna är säkert inte den bästa, kanske borde man i stället viktat med avseende på stationernas hydrologiska betydelse, med hänsyn till kraftproduktionen, eller något annat. En dylik viktning skulle emellertid krävt ytterliggare utredningar, till vilket ej fanns plats inom ramen för denna studie.

Linjär trend,  $Q_t = a_0 + a_1 \times (t - 1919)$ , ansattes på följande aggregaterade serier:

- A) Kraftår regionerna 1, 2 och 3 exklusive nederbörd. Station 494-11, som slutar alltför tidigt, ej med. Totalt 19 stationer.
- B) Kraftår regionerna 1, 2 och 3 inklusive nederbörd. Station 494-11 ej med. Totalt 24 stationer.
- C) Kraftår nederbörd. Totalt 5 stationer (alla 5 nederbördsserierna).
- D) Kraftår region 4. 756-0, 757-11, 774-0, dvs. 3 stationer.  
12
- E) Vinter regionerna 1, 2 och 3. 494-11 och 531-0 ej med. Totalt 18 stationer.
- F) Sommar regionerna 1, 2 och 3. Samma stationer som E.
- G) Oktober regionerna 1, 2 och 3. 494-11, 531-0 och 568-0 ej med. Totalt 17 stationer
- H) Fpmaj regionerna 1, 2 och 3. Som G men utan tilrinningsserierna (388-0, 395-0, 412-12, 482-0). Totalt 13 stationer.

Beteckningar:

$Q_t$	Värde på aggregaterade serien år t.
$a_0, a_1$	Parametrar i linjära trenden.
$r$	Korrelation mellan $Q$ och t.
$QP_t$	$Q$ beräknad ur linjär trend för år t.
$QP_{1966}-QP_{1920}$	

Se tabell 14.

Tabell 14. Resultat av linjär trend på aggregerade serier avseende perioden 1920-1960.

Aggreg. serie	r	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	DQP
A) Kraftår reg 1, 2 och 3	-0.24	1.0413	-0.0017	-0.0782
B) Kraftår reg 1, 2 och 3	-0.30	1.0531	-0.0022	-0.1012
C) Nederbörd kraftår	0.02	0.9958	0.0017	0.0080
D) Kraftår region 4	-0.09	1.0238	-0.0010	-0.0460
E) Vinter reg 1, 2 och 3	0.05	0.9821	0.00075	0.0345
F) Sommar reg 1, 2 och 3	-0.38	1.0727	-0.0032	-0.1472
G) Oktober reg 1, 2 och 3	0.12	0.9302	0.0029	0.1334
H) Fpmaj reg 1, 2 och 3	0.20	0.8254	0.0076	0.3496

Man ser att för kraftår är minskningen under hela perioden 1920-1966 ca 10 % om nederbördsserierna ej tas med (A), eller ca 0,2 % per år. Det synes ej mycket, men det är likväld frågan om mycket vatten (-kraft) absolut sett. Nederbördsserierna (C) var svagt stigande på årsbasis, men totalt endast 0,8 % under hela perioden 1920-1966. Man kan alltså grovt säga, att nederbördsserierna saknar den fallande trend, som observerats hos tillrinning. En tänkbar förklaring är ökad avdunsting, ty sommarvärdena hos tillrinning hade ju starkt avtagande tendens. En annan förklaring är frågan om representativitet hos station 7210, ty om denna station ej tas med vid aggregering av nederbördsserierna, erhålls  $r=-0,03$ ,  $a_0=1.0065$ ,  $a_1=-0.000271$  och  $DQP=-0.0125$ , dvs. då minskar även nederbördens, ehuru mindre än de hydrologiska serierna.

Det kan nämnas att Gottschalk-Jutman (1980) studerat trender hos vattenföringen i Sverige, och beträffande norra Sverige var tendensen nästan genomgående fallande. Minskningen per år (enligt trendlinjen) var mellan 0,02 och 0,10 liter/(sek·km<sup>2</sup>), vilket blir ganska mycket på tidsperioder av den längd de använt i trendanalysen (minst 30 år). Och även i den svenska studien var antalet förkastanden av nollhypotesen (ingen linjär trend) stort jämfört med vad man kunde vänta sig av ren slump.

## 5. DISKUSSION

En viktig fråga är, om man skall utnyttja datamaterial över så lång tid som möjligt, eller om man skall använda en kortare men mera aktuell period (t.ex. de sista 30 åren). Här bortses från frågan om hur långa perioder man till rimliga kostnader kan använda i simulerings-/optimerings-modeller för kraftverk, samt även från administrativa/juridiska aspekter m.m. Då blir det hela en fråga om existensen av trender och flerårsvägningar i klimaet. Om serierna är stationära (bortsett från säsongsvariationerna) bör man använda så lång serie som möjligt.

Då får man bättre uppskattning på parametrarna, och om serierna skall användas i en drifts- simuleringsmodell får man ju bättre täckning av ovanliga händelser.

Nu gav analyserna i kapitel 4 indikation på, att serierna ej varit stationära, men att vi inte kan säga om det beror på flerårs-svängningar eller på en eller annan form av komplext persistens-fenomen. Eftersom vi tyvärr tills vidare ej vet någonting alls om vad för slags mekanism som är den "verkliga", menar författaren att vi ej har något bättre alternativ, än att antaga stationära serier. Och då bör man alltså använda så långa serier som möjligt i analyserna.

Angående inverkan av mätfel (inklusive fel i avbördningskurvan, datafel m.m.) så är den större ju kortare tidssteg ett datavärde avser, dvs. dygsdata är mycket osäkrare än årvärden. Detta innebär att resultaten för kraftår och hydrologiskt år är de säkraste och de för fmaj de osäkraste. I det senare fallet har vi dessutom ett ganska litet antal serier. Givetvis finns det en del osäkerheter i data (även på årvärden) hos den enskilda stationen, men när ett stort antal stationer ger (nästan) samma tendens, menar författaren att man kan dra vissa slutsatser.

## 6. SAMMANFATTNING

Den 30-åriga normalperiod som användes (se kapitel 1) är i stort sett representativ med avseende på de undersökta parametrarna. Dessa är bl.a.  $X_{best}$  (tillrinning under bestämmande år, eller 4:e längsta i en 30-årsserie och tillrinning med samma sannolikhet i en längre serie),  $X_{0.1}$  (3:e längsta i en 30-årsserie och tillrinning med samma sannolikhet i en längre serie) och medianen. De differenser mellan normalperioden och en längre tidsperiod som konstaterats är inte större än vad man normalt kan vänta sig av en 30-årsserie. Speciellt  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  har stor statistisk spridning mellan olika ej överlappande 30-årsperioder, och även uppskattningsur serier på ca 60 år har stor statistisk osäkerhet. Man kan konstatera att  $X_{best}$  och  $X_{0.1}$  var något lågt i region 1 och 2 under normalperioden jämfört med en längre tidsperiod. Skillnaden var endast ca 2 %, men det är likväld frågan om mycket vatten(-kraft) absolut sett. Men eftersom skillnaderna var så små, och vi ju har mycket stor statistisk spridning på dessa parametrar, kan det diskuteras om en korrektion på 2 % är meningsfull. Svaret är delvis beroende på om man är interesserad av exempelvis tillrinning med 10 % sannolikhet ( 10 % sannolikhet att värdet underskrides) eller av 3:e längsta i en 30-årsperiod. I det förra fallet har man något större skäl att korrigera än i det senare, ty eftersom såväl  $X_{best}$  som  $X_{0.1}$  har stor spridning bör man använda värdens uppskattade ur så lång tidsserie som möjligt. Frågan står dock öppen i båda fallen.

Författaren anser det klarlagt att det existerat trender av diverse slag under analysperioden. Årvärdena har i stor sett varit fallande, det märks tydligt under perioden 1920-1966. Ånnu klarare fallande tendens hade sommarvärdena (värdens avseende 1.5-30.9, se kapitel 2), medan stigande tendens fanns hos bl.a. värdena för vinter (1.10-30.4), oktober och perioden 1-15 maj.

Att säga något om orsaken till att trender existerat, eller att göra en prognos över hur de kommer att utvecklas i framtiden är inte lätt. Författaren kan tänka sig två förklaringar till trenderna: Långtidsperiodicitet (med perioder som sträcker sig över flera år) eller någon form av persistens som även inverkar på årsvärdens.

## 7. LITTERATUR

- Box, G,E,P - Jenkins, G,M., 1970:  
 Time series analysis Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco, USA
- Gottschalk, L - Jutman, T., 1980:  
 Slump och determinism i vattenföreningsserier. FoU-notiser nr. 4, SMHI, Norrköping, Sverige.
- Hansen, E 1971:  
 Analyse af hydrologiske tidsserier. Polyteknisk forslag, København, Danmark.
- Killingtveit, Å - Aam, S, 1974:  
 Undersökningar av varians i resultater från kraftverdiberegningar och driftssimuleringar för kombinerade vannvarmekraftsystem vid bruk av en stokastisk dynamisk tilsigtsmodell. Teknisk rapport, Elektrisitetsforsyningens Forskningsinstitutt - Institutt for Vassbygging, NTH, Trondheim, Norge.
- Sokal, R,R - Rohlf, F,J., 1969:  
 Biometry. W.H. Freeman and Company, San Francisco, USA.
- Tollan, A., 1964:  
 Langtidsvariasjoner i avlopet i noen norske vassdrag. Norsk geografisk tidsskrift 19, 1-2, side 77-90.

## APPENDIX 1. Lista över statoner i denna studie.

(Regioner enligt Samkjøringens indelning)

## Region 1

		Serie	Dränerings- omr.(km <sup>2</sup> )	Medelvärde
388-0	Elverum (tillrinning)	1903-1975	15 356	247.8 m <sup>3</sup> /s
395-0	Langnes			
	Solbergfoss (tillrinning)	1903-1975	40 013	671.5 "
400-0	Atna Bru	1917-1978	455	10.5 "
412-12	Losna (tillrinning)	1915-1975	10 988	246.8 "
437-0	Etna	1920-1979	564	9.7 "
482-0	Møsvatn (tillrinning)	1909-1977	1 498	48.8 "
494-11	Totak	1895-1958	838	31.0 "
531-0	Flaksvatn	1900-1977	1 759	62.2 "
1785	Ås (nederbörd)	1874-1979		765 mm

För stationerna 388, 395 och 412 har total tillrinning beräknats, där hela fältet uppströms tagits med.

## Region 2

		Serie	Dränerings- omr.(km <sup>2</sup> )	Medelvärde
561-0	Fidjelandsvatn	1919-1969	644	41.4 m <sup>3</sup> /s
568-0	Bjerkreim Bru	1897-1978	626	53.1 "
581-0	Hauge Bru	1905-1978	383	31.7 "
598-0	Bulken	1892-1979	1 058	63.5 "
608-0	Lo Bru	1916-1972	553	17.8 "
622-11	Lovatn	1901-1978	231	15.8 "
4955	Kinsarvik (nederbörd)	1895-1979		1175 mm
5045	Fana-Stend (nederbörd)	1896-1979		1903 mm

Stationerna 561 och 608 ligger på gränsen mellan region 1 och 2, dock beslöts, efter diskussion med Samkjøringen, att här redovisa dem under Region 2.

## Region 3

		Serie	Dränerings- omr.(km <sup>2</sup> )	Medelvärde
636-0	Horgheim	1912-1974	1 098	36.2 m <sup>3</sup> /s
661-0	Haga Bru	1908-1966	3 080	78.1 "
666-0	Høggås Bru	1912-1978	491	21.8 "
685-0	Øyngen	1916-1978	235	12.0 "
712-0	Nevernes	1908-1970	1 892	83.1 "
717-0	Selfoss	1917-1978	797	40.1 "
6833	Lien i Selbu (nederbörd)	1895-1979		825 mm
7210	Namdalseið (nederbörd)	1895-1979		1 130 mm

Beträffande 6833 så försägs stationen med skärm i januari 1906. Därfor har nederbörden från tiden dessförinnan ökats med 7 %.

## Region 4

		Serie	Dränerings- omr. (km <sup>2</sup> )	Medelvärde
756-0	Vassås	1914-1971	580	21.6 m <sup>3</sup> /s
11 757-12	Malangfoss	1908-1972	3 114	87.9 "
11 769-12	Stabburselv (Lombola)	1924-1978	1 100 (se nedan) 872	20.9 "
774-0	Neset	1911-1977	2 923	30.9 "

Stationen 769 flyttades oktober 1960, varvid dräneringsområdets area minskades. Serien har gjorts homogen, genom att vi antagit samma specifika avrinning i båda fälten och multiplicerat upp delen efter oktober 1960. För denna station föreligger ett avbrott (oktober 1944-juli 1946). Under denna tid har för kraftår och sommar värden beräknats genom multipel linjär regression mot 757 och 774. I övrigt har 769 ej använts i analyserna.

Stationerna 531 och 568 är reglerade, men regleringsgraden är endast 5.5 % respektive 1.5 %. Dock kan dessa två regleringar inverka på vattenföring över kortare tid, varför 531-0 endast använts för års-värden. 568-0 har dessutom använts för analys av vinter- och sommar-värden. Även stationerna 494, 561, 608, 712 och 757 är reglerade, men här har endast utnyttjats tiden före reglering. Stationernas lägen samt Samkjøringens regiongränser framgår av fig.1.

#### APPENDIX 2. Statistisk resonemang mm. över representativitets-analysen, trend- och persistensanalysen.

Först diskuteras analysen av Xbest. Vi bildade alltså kvotienten mellan värdet beräknat ur normalperioden och värdet beräknat på hela serien. För kraftår blev kvotienten i region 1 och 2 lägre än 1.00 i 13 fall av 17, men i allmänhet ej mycket lägre än 1.00. Hur skall detta tolkas: Säger den lilla skillnaden (från 1.00) någonting alls? Vi ställer upp nollhypotesen att Xbest under normalperioden har samma värde som under hela serien. Då är sannolikheten 0.5 att en viss station genom slumpen (t.ex. genom fel på data) hade en kvotient lägre än 1.00. Vi betraktar de 17 serierna som 17 stycken oberoende Bernoulli-forsök, och sannolikheten att få fall med lägre värden (än 1.00) av 17, P(x=k), fås ur formeln:

$$P(x=k) = \binom{17}{k} \cdot 0.5^k \cdot (1-0.5)^{17-k}$$

X antal fall med kvotienten lägre än 1.

Härur kan man beräkna p(x>13) vilket bli ca 2.5 %. Dvs. om alla antaganden för denna analys gäller, är det tämligen osannolikt att normalperiodens värde av Xbest i region 1 och 2 ej ligger lägre än för hela analysperioden.

Men hur inverkar rumskorrelationen (som med största sannolikhet är reell) på denna analys?. Har vi stor rumskorrelation blir det i detta fall ännu enklare, ty då vore det knappast troligt, att så många stationer med avvikande resultat avseende Xbest kan finnas (mellan de stationer som utnyttjats i denna anlays) att vår slutsats (för kraftår var Xbest i region 1 och 2 lägre under normalperioden än under hela analysperioden) ändras. Dvs. författaren menar sig ha funnit att för kraftår var Xbest lågt under normalperioden i region 1 och 2 jämfört med de längre serierna. Liknande resultat får för  $X_{0.1}$  (kraftår). För LT (linjär trend) erhölls (för kraftår med basmaterial=hela datamaterialet) 6 signifikanser på 5 % nivå av 29 serier. Om vi betraktar de 29 serierna som oberoende kan vi även här använda binomialfördelningen, men för enkelhetens skull har Poisson-approximationen använts. 29 serier och nivå 5 % ger:

Förväntat antal signifikanser =  $u = 1.45$ .

$$\text{Sannolikheten för } k \text{ signifikanser} = P(k) = u^k \cdot e^{-u} / k!$$

Härur får  $P(\text{antal signifikanser} \geq 6) \approx 0.4\%$ , dvs. något mycket osannolikt har skett, varför vi har skäl att förkasta nollhypotesen (att serierna är stationära). Detta gjäller under förutsättning av att vi kan bortse från seriernas beroende av varandra. Vad beträffar inverkan av eventuell (men med största sannolikhet verklig) rumskorrelation på analysen, får man här skilja på två fall.

Om vi vill studera vad som verkligen hänt (såsom i representativitetsanalysen), har vi även här hjälp av rumskorrelationen. Men om vi vill studera "den grundläggande processen" för att därigenom försöka säga något om egenskaperna hos tilsig i Norge även utanför undersökt period, så komplickeras analyserna av rumskorrelationen. Ty om stationerna är sinsemellan beroende och en station av slumpen råkat få en signifikant trend under en period (t.ex. 1920-1966), har på grund av rumskorrelationen denna station sannolik "dragit andra stationer med sig". Och vi har alltså inte så många oberoende prov på tilsigsseriernas uppträdande under en längre period. Att rumskorrelationen verkar så olika i de två fallen ovan är ju ej särskilt underligt. Om vi har stort beroende i rummet, följer inte därav att de olika stationerna inte kan betraktas som oberoende stickprov på t.ex. vad som verkligen hänt med tillrinning i Norge under en viss period.