

Regional frekvensanalyse av hydrologisk tørke og lavvann

Frode Randen



Cand. Scient. oppgave i geofag

Studieretning: Hydrologi

Institutt for geofag
Matematisk-naturvitenskaplig fakultet

UNIVERSITETET I OSLO

August 2007

© **Frode Randen, 2007**

Veileder(e): Lena M. Tallaksen (UiO) og Hege Hisdal (NVE og UiO)

Dette eksamensarbeidet er publisert elektronisk i DUO – Digitale Utgivelser ved UiO

<http://www.duo.uio.no>

Det er også katalogisert i BIBSYS (<http://www.bibsys.no/>)

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced or transmitted, in any form or by any means, without permission.

Abstract

An assessment of extreme hydrological low flow and drought events is of vital importance to water resources management. One way to reduce the uncertainty in the estimate of the extreme events is to use a regional dataset with observations from several sites. This procedure is commonly applied for floods, and is therefore often referred to as the ‘index flood’ method. This method is also applicable to drought. In this study the index method is applied for the characteristics of drought duration and deficit volume. Because the region under study is affected of water being stored as snow during winter, a distinction between the summer and winter low flow has to be made. L-moments are used to test the regional homogeneity and for determination of the regional distribution. Homogeneous regions is defined based on a split sample procedure.

Innhold

1	Innledning.....	7
1.1	Bakgrunn	7
1.2	Mål	8
1.3	Oppgavens struktur	8
2	Data	9
2.1	Geografisk område	9
2.2	Tilgjengelige data	11
2.2.1	Spesifikt avløp	11
2.3	Datakvalitet	11
2.4	Benyttede program og programpakker	13
3	Metode.....	14
3.1	Tørke- og lavvannskarakteristika	14
3.1.1	Årlig minimum	14
3.1.2	Underskuddsvolum og tørkevarighet	14
3.2	Regional frekvensanalyse av tørke- og lavvannshendelser	15
3.3	L-momenter	16
3.4	Indeks metoden	18
3.5	Split-sample regionalisering	20
3.5.1	Heterogenitetstest basert på H	21
3.5.2	Et mål på disharmoni	23
3.6	Fordelingsfunksjoner	23
3.6.1	GPA fordelingen	24
3.7	Valg av fordelingsfunksjon	24
3.8	Vurdering av usikkerheten for de regionale kvantilestimatene	24
4	Resultater.....	26
4.1	Underskuddsvolum og tørkevarighet	26
4.1.1	Valg av terskelverdi	26
4.1.2	Håndtering av avhengighet	26
4.1.3	Underskuddsvolum	27
4.1.3.1	Histogram og trend test	27
4.1.3.2	Regional homogenitet	29
4.1.3.3	Gruppering av stasjoner	29
4.1.3.4	Valg av regional fordelingsfunksjon	32
4.1.3.5	Regional kvantilfunksjon	33
4.1.4	Tørkevarighet	35
4.1.4.1	Histogram og trendtest	35
4.1.4.2	Regional homogenitet	36
4.1.4.3	Gruppering av stasjoner	37
4.1.4.4	Valg av regional fordelingsfunksjon	40
4.1.4.5	Regional kvantilfunksjon	41
4.2	Årlig minimum med 7 og 30 dagers glidende midling	42
4.2.1	Stasjonæritet, histogram og eksakte 0-verdier	43
4.2.2	Regional homogenitet	44

5	Diskusjon og konklusjon.....	46
---	------------------------------	----

1 Innledning

1.1 Bakgrunn

Tørke er et begrep som blir forstått på mange ulike måter, alt etter i hvilken sammenheng begrepet blir framsatt. Dette grunner i at tørke kan defineres på flere måter. Den underliggende årsaken er derimot felles for alle definisjonene og kan fremsettes som et generelt underskudd av vann. Dette underskuddet kan blant annet vise seg som mangel på nedbør, lavt grunnvannspeil og lave vannstander i elver og innsjøer. For det norske samfunnet vil konsekvensene av tørke ofte være økonomisk relatert. I landbruket vil vannmangelen føre til en forringelse av vekstsesongen og inntektene for bonden bli redusert. For vannkraftsektoren vil en liten magasinfullingsgrad resultere i økte kraftpriser. I andre deler av verden kan tørke ha en mer dramatisk konsekvens, ved å ha direkte innvirkning på menneskers liv og helse. Sultkatastrofer på bakgrunn av tørke i aride strøk er den mest alvorlige konsekvensen i så måte.

I hydrologien vil en generell definisjon av tørke kunne fremsettes som ”en vedvarende og utstrakt regional hendelse av under en gjennomsnittlig naturlig tilgjengelighet av vann” (Tallaksen & van Lanen, 2004). Dette innebærer at en hydrologisk tørkehendelse må ha en viss utstrekning og varighet. I tillegg kan definisjonen ansees som relativ og er derfor gyldig på en global skala. Meteorologisk tørke utarter seg som fravær av nedbør over en unaturlig lang periode. Slike tørre perioder er forutsetningen til at det kan oppstå hydrologisk tørke. Men hydrologisk tørke vil også bli påvirket av flere faktorer. Høy fordampning og et lavt markvannsinhold kan i neste omgang føre til et lavere grunnvannspotensial. Vassdraget vil dermed få et redusert tilsig fra grunnvann og kan utvikle seg til en hydrologisk tørke.

I denne oppgaven er fokuset rettet mot tørke relatert til vannføring på en regional skala. Det må derfor defineres egnede mål som kan karakterisere tørken. En tørkehendelse kan blant annet beskrives ved hjelp av en årlig minimumsverdi fremskaffet på bakgrunn av døgnseriene. En slik karakterisering er enkel å ha med å gjøre, men beskriver kun størrelsen på hendelsen. To alternativer til dette innebærer å karakterisere tørken gjennom varighet og volum. Det vil si at det innføres en terskel og at tørkevarigheten og underskuddsvolumet er relatert til nivået av denne. Metoden ble først utforsket for tørkeanalyse på bakgrunn av daglige vannføringsverdier av Zelenhasić & Salvai (1987).

Et sentralt tema som ofte ønskes belyst i tørke- og flomstudier, er knyttet til sannsynligheten for å at en bestemt hendelse inntreffer, såkalt frekvensanalyse. Innenfor flom er dette temaet behørig utforsket, mens det fortsatt gjenstår en del arbeid rundt temaet for tørke. Videre kan frekvensanalyse utføres på enkeltserier (at-site) eller på flere serier samtidig (regional). For sistnevnte innebærer dette at en gruppe med stasjoner betraktes som homogene med hensyn på frekvensfordelingen. Ved hjelp av statistiske metoder, kan man så få et mer nøyaktig estimat av en ekstrem tørkehendelse. En regional framgangsmåte vil også gjøre det mulig å kunne si noe om tørkestørrelser for steder der det ikke er gjort noen målinger. Viktige bidrag innen regional tørkefrekvensanalyse er blant annet Clausen & Pearson (1995) og Madsen *et al.* (1997a).

For Norge sin del er det blitt utført en omfattende regional frekvensanalyse av flomhendelser (Sælthun *et al.*, 1997), men ingen tilsvarende for tørke. Med det stadig økende fokuset på tørkerelaterte problemstillinger, er derfor en slik analyse motivert.

1.2 Mål

Målsetningen med denne oppgaven vil være å utarbeide regionale kvantilfunksjoner for ulike tørkekaraktistika for en region i Sør-Norge. Dette innebærer flere delmomenter:

- På bakgrunn av de enkelte tørkekaraktistikaene vil det bli sett på regional homogenitet. Det vil si om stasjonene kan ansees å utvise samme egenskaper med hensyn på frekvensfordelingen.
- Det tas sikte på å frambringe homogene regioner ved å benytte en metode som kobler L-momenter med feltparametere.
- Det søkes å kunne si noe om usikkerheten i tilknytning til de estimerte regionale kvantilene.

1.3 Oppgavens struktur

Oppgaven er delt inn i 5 kapitler, hvorav dette er det første. I kapittel 2 vil datagrunnlaget bli presentert sammen med betraktninger rundt kvaliteten. Kapittel 3 tar for seg de analytiske verktøyene som blir benyttet i analysedelen og i tillegg vil de ulike tørkekaraktistikaene bli definert. Kapittel 4 inneholder resultatene av den utførte analysen. I det siste kapittelet blir resultatene diskutert og avsluttes med konklusjonene.

2 Data

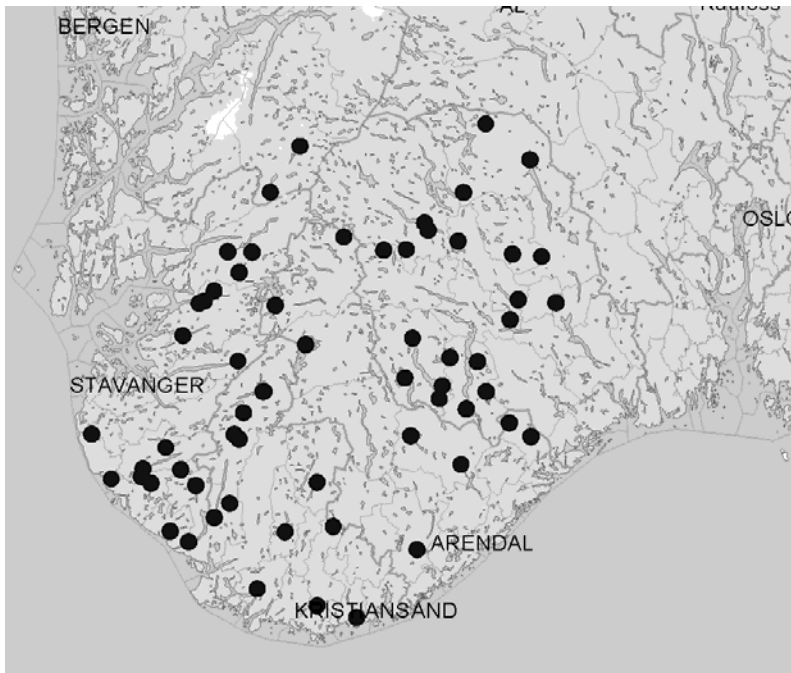
2.1 Geografisk område

De hydrologiske stasjonene som blir brukt i analysen, ligger i de sørlige delene av Norge. Nærmere bestemt i fylkene Rogaland, Vest-Agder, Aust-Agder og Telemark. Stasjonene dekker et relativt stort område fra de indre delene av Telemark, til Jæren-området i Rogaland (Figur 2.1). Som vi ser ligger noen av stasjonene helt ut mot kysten, mens de fleste ligger lenger inn i landet. Dette medfører at området både har kyst- og innlandsklassifiserte nedbørsfelt.

På kysten vil nedbøren om vinteren ofte falle som regn, samtidig med at nedbørsmengdene er størst i høst- og vintermånedene. Snøen blir sjelden liggende over lang tid, slik at effekten av en eventuell snømagasinering ikke er særlig stor. Sammenholdt med den tilstedeværende fordampningen om sommeren, vil derfor den dominerende lavvannsperioden inntreffe i løpet av sommermånedene. Disse feltene vil altså ligge under regimetype H_2L_3 eller H_3L_3 .

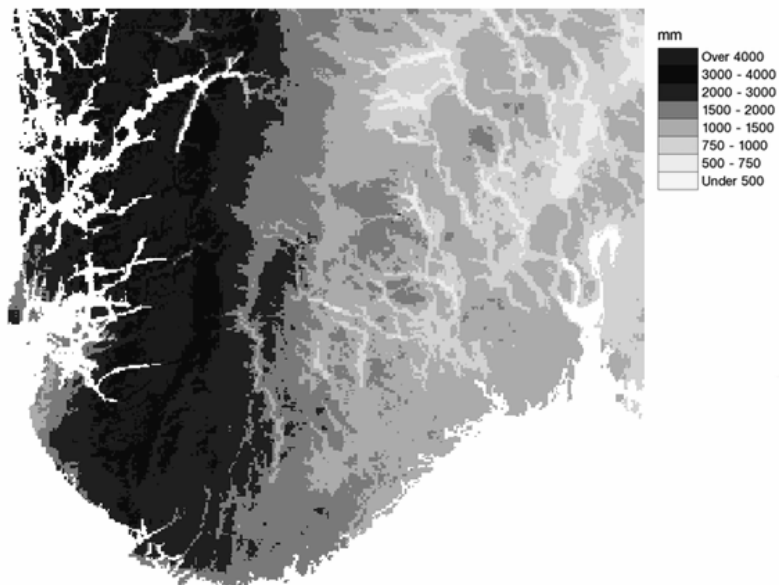
For innlandsfeltene forholder det seg motsatt. Her vil vinternedbøren bli magasinert som snø, samtidig med at forskjellen i nedbørsmengder mellom vinter- og sommermånedene ikke er like markant. Den dominerende lavvannsperioden vil derfor inntreffe om vinteren, før snøsmeltingen kommer i gang. Regimetyper for disse feltene vil være H_1L_1 eller H_2L_1 .

I tillegg til feltene med én dominerende lavvannsperiode, inneholder området også felt med overgang til to lavvannsperioder. Faktisk vil regimet med flest felt klassifisert under seg være H_2L_2 regimet. Hovedsakelig er det de lavereliggende feltene i Telemark som kommer inn under denne typen.



Figur 2.1: Geografisk fordeling av stasjoner

Det er verdt og merke seg at de sørlige delene av langfjella deler området i to. Dette har til dels stor innvirkning på nedbørsmengdene, med en sterk øst – vest gradient (Figur 2.2). På grunn av de fremherskende vestlige luftstrømmene og den påfølgende orografiske løftingen på vestsiden, kan den årlige nedbøren her overstige 4000 mm. Til sammenligning er typisk årsnedbør i de indre delene av Telemark rundt 1000 mm.



Figur 2.2: Normal årsnedbør (1971-2000)

2.2 Tilgjengelige data

2.2.1 Spesifikt avløp

Tidsseriene som blir brukt i analysen, er tatt ut fra NVE sin HYDRA II database. Denne inneholder norske hydrologiske og meteorologiske målinger. Dataene blir innhentet fra NVE sitt nettverk av målestasjoner, i tillegg blir også noen eksterne lagt inn. I alt blir det i løpet av et år registrert 25-30 millioner verdier.

Seriene er tatt ut som daglige middelverdier av spesifikt avløp. Dette kan sees på som en standardisering av de ordinære vannføringsverdien med hensyn på feltareal. Begrunnelsen for å ta ut spesifikke verdier, er å minimere risikoen for å ikke fange opp svært lave måleverdier. I små felt med lite avrenning kan dette være en reell problemstilling. Det blir brukt en nøyaktighet på 4 desimaler.

I utgangspunktet ble det tatt ut 78 serier med en varierende lengde fra 12 til 106 år. Men det viste seg fort at flere av stasjonene ikke kunne brukes i den videre analysen. Derfor ble datagrunnlaget redusert til 67 serier med lengder fra 18 til 106 år, med et gjennomsnitt på 50,5 år. Feltarealene spenner mellom 0,4 til 3668 km², med et gjennomsnitt på 502 km². 8 av feltene har en utstrekning på mindre enn 10 km², mens 12 er større enn 1000 km².

På grunn av at lavvannsperioden inntreffer forskjellig, måtte det skilles mellom hendelser av sommer- og vinterlavvann. Dette ble gjort ved å definere en sommer- og vintersesong. Avgrensningen ble funnet ved å se på månedlige middeltemperaturer for stasjoner i nærheten av vannføringsstasjonene. Til dette ble det brukt temperaturnormaler fra MI for perioden 1961-1990. Temperaturer lavere enn 0 °C ansees for å være vintersesong. Sommersesongen viste seg derfor å vare fra begynnelsen av mai til utgangen av november og det er denne som inngår analysen.

2.3 Datakvalitet

For å kunne måle en vannføring på et bestemt sted, må det som kjent etableres en vannføringskurve som relaterer vannstand med en tilhørende vannføring. Dette fordi de aller fleste målestasjoner kun registrerer endringer i vannstand. For vannføringer som ofte inntreffer vil nøyaktigheten generelt være høy. Noe som ikke alltid gjelder for

ekstremhendelser. Målinger for lave vannstander innebærer spesielle utfordringer i dette henseende og er beskrevet av Rees *et al.* (2004). Kvaliteten bestemmes blant annet av:

- Måleinstrumentets oppløsning. Instrumentet kan feile med å registrere vannstand under et visst nivå.
- Vannføringskurvens nøyaktighet. Ofte vanskelig å etablere en sikker kurve for lave verdier.
- Bunnforhold og eventuelle problemer med isoppstuvning. Endringer i bunnforholdene har relativt sett mye å si ved liten vannføring. Steiner som blir flyttet og renner som blir fylt igjen ved flomhendelser kan i realiteten gjøre vannføringskurven ubrukelig.

Som nevnt ble det innledningsvis fjernet noen stasjoner fra datasettet. Dette ble gjort ut fra en visuell inspeksjon av seriene, sammenholdt med stasjonskommentarer fra ulike kilder. Disse seriene viste generelt upålitelige vannføringsverdier for lavvann, som blant annet gjorde seg utslag i lange perioder med identiske og lave verdier for så gjøre et markant hopp til langt høyere. I tillegg ble det for noen påvist brudd i vannføringskurven, som etter en rask sjekk viste seg å stamme fra overføringsreguleringer. De gjenværende seriene før slike brudd ble enten vurdert til å være for korte eller inneholde usikre data. Av de 67 stasjonene som nå stod igjen, ble det for noen gjort justeringer av serielengdene på grunn av at de enten inneholdte hullte perioder eller åpenbart var påvirket av reguleringer. Fra en ny visuell inspeksjon ble det funnet antydninger til trender og mulige sprang i middelverdiene. Noe som selvsagt skapte en del hodebry med hensyn på at datagrunnlaget formelt sett ikke burde inneholde slike elementer. En mulighet var å gå drastisk til verks og enten fjerne eller splitte seriene, men da på hvilket grunnlag? En slik framgangsmåte ville uten tvil innføre store usikkerhetsmomenter. Sammenholdt med at datasettet da kunne bli utilstrekkelig med hensyn på den videre analysen, ble denne muligheten derfor forkastet. I Figur 2.3 vises den temporale fordelingen av de 67 seriene av sommervannføringer. Mørke områder indikerer serielengdene og lyse områder manglende data. 10 av seriene inneholder som vi ser varierende andeler av manglende observasjonsverdier.

3 Metode

3.1 Tørke- og lavvannskaraktistika

3.1.1 Årlig minimum

I denne oppgaven refererer termen *lavvannskaraktistika* til to utgaver av årlige minimumsverdier for sommersesongen, eller mer presist blokk-minimumsverdier der blokkstørrelsen er satt til lengden på sommersesongen. Generelt kalles disse for AM(n -dag) serier når blokkstørrelsen tilsvarer et helt år. Uttrykket brukes her tilsvarende for sommersesongen, der utgangsserien først er blitt midlet over n dager. Denne glattingen kan utføres som en glidende boksmidling der de glattede verdiene blir bestemt av de n foregående verdiene eller de $n/2$ foregående og $n/2$ påfølgende (sentrert boks). I begge tilfeller inngår selve verdien som skal glattes i beregningen.

Spesielle problemstillinger tilknyttet årlige minimumsserier omhandler forekomsten av persistens for store midlingsintervall og den potensielt høye andelen av 0-verdier. I tillegg vil det være en mulighet for at det blir tatt ut hendelser som ikke nødvendigvis tilhører den underliggende ekstreme lavvannspopulasjonen. Dette på grunn av at serier av årlige minimumsverdier *må* inneholde en hendelse pr. år, selv om det forekommer år uten tørre perioder.

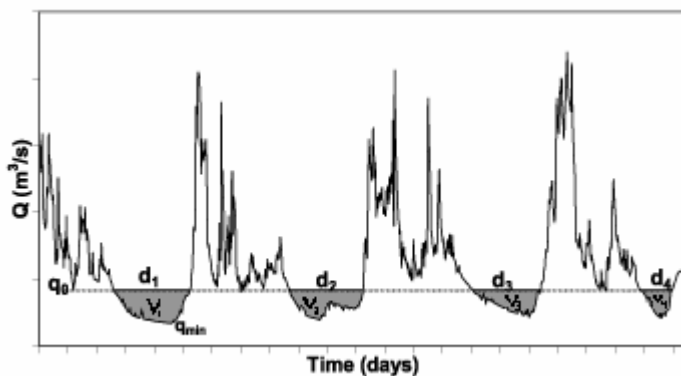
3.1.2 Underskuddsvolum og tørkevarighet

Å ta ut serier av lavvannskaraktistika vil i praksis kunne gjøres nokså rett fram. For *tørkekaraktistika* definert som underskuddsvolum og tørkevarighet, vil dette være en noe større øvelse på grunn av innføringen av en terskelverdi.

Ved å referere til Figur 3.1 defineres en serie av tørkevarigheter som tidsperiodene vannføringskurven befinner seg under en forhåndsdefinert terskelverdi. På lignende vis vil definisjonen av de relaterte underskuddsvolum være bestemt av arealet utspent av terskelverdien og vannføringskurven for de samme tidsperiodene.

Det store spørsmålet er på hvilken måte terskelverdien skal bestemmes og hvor høyt eller lavt den skal ligge. I noen situasjoner vil den være klart definert, eksempelvis ut i fra et forvaltningsperspektiv. Der dette ikke er tilfelle må valget bli styrt av andre faktorer, som for eksempel det generelle målet med analysen. Ved å definere terskelen som en eller annen

persentil fra varighetskurven, har man muligheten til å justere nivået etter "eget" ønske. Følgelig må problemstillinger rundt nivåsettingen adresseres. De forskjellige aspektene er beskrevet nærmere av Hisdal *et al.* (2004) og omhandler blant annet regimeavhengighet, fravær av tørkehendelser over lengre perioder, flerårige tørkehendelser og tidsoppløsning. Spesielt to problemstillinger er knyttet til det siste. Ved å benytte en daglig oppløsning, vil man fort støte på avhengige og små hendelser, framkommet ved at vannføringskurven kommer over terskelen i en kort periode for så å dukke under igjen. Slik vil en stor tørkehendelse bli delt opp i flere små og innbyrdes avhengige. For å overkomme dette kan det tas i bruk prosedyrer for å slå sammen slike hendelser. Disse benevnes MA (moving average), IC (inter-event time and volume criterion) og SPA (sequent peak algoritm) og blir sammenlignet i en sensitivitetsanalyse av Tallaksen *et al.* (1997).



Figur 3.1: Visuell framstilling av tørkevarighet og underskuddsvolum (fra Tallaksen *et al.*, 2004).

3.2 Regional frekvensanalyse av tørke- og lavvannshendelser

I vannressursforvaltningen, vil man ofte støte på problemstillinger knyttet opp mot lavvann- og tørkehendelser. Datagrunnlaget fra en enkelt målestasjon vil derimot nesten alltid være for tynt til at man kan få sikre statistiske estimater. Eksempelvis vil man kunne estimere middelverdien fra korte dataserier på en tilfredsstillende måte, mens høyere ordens momenter vil være befengt med en økende grad av usikkerhet. En størrelse man ofte ønsker å estimere, er gjentakintervallet til en ekstrem tørkehendelse. Generelt kan den kumulative fordelingsfunksjonen til Q , der Q er en tilfeldig variabel [$0 \leq Q \leq \infty$], skrives:

$$F(x) = \Pr\{Q \leq x\} \quad (3.1)$$

som gir underskridelsessannsynligheten til x . For minima følger det at gjentakintervallet kan skrives som:

$$T = \frac{1}{F(Q_T)} \quad (3.2)$$

og tilsvarende for maksima:

$$T = \frac{1}{1 - F(Q_T)} \quad (3.3)$$

der Q_T er en kvantil med gjentaksintervall T .

Når man så skal estimere Q_T for store T , burde lengen n for en dataserie tilfredsstillende sammenhengen $T \leq n$. Det er her motivasjonen for en regional analyse kommer inn. For å oppveie for et utilstrekkelig at-site datagrunnlag, kan man ta i bruk flere enkeltserier innen en region. Romkomponenten blir dermed en erstatter for tidskomponenten. I tillegg til potensielt større nøyaktighet for kvantilestimatene, vil en regional analyse også gjøre det mulig å tilordne umålte felt. Dette forutsetter at man etablerer en relasjon mellom feltparametere og tørkekaraktistika.

3.3 L-momenter

I oppgaven blir det brukt L-momenter tilknyttet 3 aspekter som omhandles i løpet av analysen:

- Gruppering av stasjoner i homogene regioner
- Teste den regionale homogeniteten
- Estimering av parametrene til den regionale fordelingen

For å beskrive utseende til en sannsynlighetsfordeling, støtter man seg gjerne til de ordinære momentene til fordelingen. Spesielt de fire første; middelvei, varians, skjevhet og kurtosis. En uheldig egenskap for empiriske momenter av høyere orden, er at de kan være befengt med til dels store systematiske feil. Det kan for eksempel vises at empirisk skjevhet er bundet av størrelsen på utvalget. Dette medfører at skjevheten til et utvalg kan bli umulig å gjenspeile for en tilstrekkelig skjev underliggende fordeling. For empiriske L-momenter vil derimot den systematiske feilen være relativt liten for moderate størrelser på utvalget (Hosking & Wallis, 1997). Opprinnelig ble de utviklet fra spesielle lineærkombinasjoner av sannsynlighetsvekta

momenter (PWMs). Imidlertid blir de intuitivt enklere å forstå, ved å definere dem som forventningsverdier av lineærkombinasjoner fra et ordna utvalg.

La $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq X_{3:n} \leq X_{4:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ være et utvalg ordna i stigende rekkefølge. Hvis vi nå tenker oss tilsvarende utvalg av størrelse $n = 1, 2, 3$ og 4 , vil de fire første L-momentene være definert som:

$$\lambda_1 = E(X_{1:1})$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2}E(X_{2:2} - X_{1:2}) \tag{3.4}$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3}E(X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3})$$

$$\lambda_4 = \frac{1}{4}E(X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4})$$

De spesielt nyttige L-moment koeffisientene er videre definert som:

$$\tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}, \quad \tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r = 3, 4, \dots \tag{3.5}$$

hvor de tre første altså er koeffisienter av henholdsvis L-varians, L-skjevhet og L-kurtosis.

Utregninger av L-momenter vil i denne oppgaven bli gjort via PWMs og er konsistent med definisjonen over. Notasjonen på de empiriske er den latinske ekvivalenten av de teoretiske greske.

I Hosking & Wallis (1997) blir de mange fordelaktige egenskapene til L-momenter beskrevet grundig. Blant annet er koeffisientene av L-skjevhet og L-kurtosis dimensjonsløse og bundet mellom -1 og 1. Dette gjør det enklere å tolke såkalte L-skjevhet – L-kurtosis plott, som viser spredningen av empiriske koeffisienter i forhold til de teoretiske fra forskjellige fordelinger. I slike plott vil 2-parameter fordelinger danne et punkt, mens 3-parameter fordelinger vil bli tegnet opp som linjer. Tilsvarende kan også koeffisientplott av L-varians – L-skjevhet brukes, da helst for sammenligning med 2-parameter fordelinger.

Muligens er den viktigste egenskapen for L-momenter at de venter observasjonene etter plasseringen i den underliggende fordelingen. Dette gjøres på den måten at verdier langt ut i halene ikke får like mye å si i forhold til mer moderate verdier. Fordelen er innlysende;

mulige slengere (outliers) som enten følger en annen fordeling eller rett og slett kommer fra feilmålinger blir mindre vektlagt. Kort oppsummert viser empiriske L-momenter seg som robuste estimatorene for en videre estimering av fordelingsparametere.

3.4 Indeks metoden

I denne oppgaven vil framgangsmåten følge en prosedyre generelt kjent som ”indeks-flood” metoden, her kalt *indeks metoden*. Denne baserer seg på at frekvensfordelingen til alle stasjonene innenfor en region er identisk, bortsett fra en skaleringsfaktor. Vi har altså at:

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \tag{3.6}$$

der μ_i og $Q_i(F)$ er henholdsvis skaleringsfaktoren og kvantilfunksjonen til stasjon i . Ved å løse ut $q(F)$ får man derfor en felles dimensjonsløs kvantilfunksjon, også kalt den regionale vekstkurven. Parametrene til denne funksjonen finnes her ved å kombinere at-site L-momenter på en slik måte at det gir et midlere regionalt estimat.

Den generelle antagelsen som ligger til grunn for en frekvensanalyse og dermed også for indeks metoden, kan oppsummeres som *iid* - forutsetningen (*independent, identically distributed*).

Målinger fra hver stasjon skal være uavhengige og identisk fordelte. For uavhengighet innebærer det at dataene ikke er korrelerte og at de er stasjonære for hele måleperioden. Måleseriene bør derfor ikke vise tegn til å være sesongavhengige eller inneholde trender. Identisk fordelt innebærer at dataene er homogene.

Mellom hver stasjon har vi samme antagelse. Målinger for en gitt stasjon skal være uavhengig av alle andre. I tillegg skal de skalerte seriene ha identiske frekvensfordelinger, som antydnet over. Med andre ord danne en homogen region, der L-moment koeffisienter av andre orden og høyere er konstante.

For serier av årlige minimumsverdier, er den serielle antagelsen om iid ofte rimelig. Mens for serier av tørkehendelser vil det ofte være problemer knyttet opp mot avhengighet mellom påfølgende hendelser. Ved å legge terskelverdien for høyt, vil man få hendelser som i stor grad er et resultat av et underskudd skapt av en foregående hendelse.

Avhengighet mellom stasjoner er en høyst aktuell problemstilling når man jobber med tørke- og lavvannshendelser innenfor et avgrenset område. Tørke er jo et produkt av fordampning og et nedbørs- og grunnvannsunderskudd på en regional målestokk. Flommer kan være lokale, mens tørkehendelser ikke hører med i det samme erfaringsgrunnlaget.

I praksis vil det være umulig å innfri alle formelle forutsetninger som ligger til grunn for metoden. Derfor er det viktig at man bruker en robust tilnærming, slik at man kan få en akseptabel nøyaktighet selv om man må gå på akkord med noen av antagelsene. En slik robust framgangsmåte kan imøtekommes ved å innlemme L-momenter i indeks metoden, også kalt den regionale L-moment algoritmen (Hosking & Wallis, 1997). Det er denne framgangsmåten som er benyttet her og vil derfor bli definert under.

La oss anta at vi har en *homogen* region bestående av N stasjoner med måleserier av lengde n_i med tørke- eller lavvannskaraktistika. Målet er å estimere parametrene til en regional frekvensfordeling ved å kombinere at-site L-momenter via regionale.

For hver stasjon finnes de empiriske L-moment koeffisientene $t_2^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)}, \dots$ og middelveiden $\ell_1^{(i)}$. De midlere regionale L-moment koeffisientene $t_2^R, t_3^R, t_4^R, \dots$, blir så regnet ut ved å tilordne vektene $w_i = n_i$ for hver stasjon. Slik at:

$$t_r^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad r = 2, 3, \dots \quad (3.7)$$

Ved å sette skaleringsfaktoren (indeksen) til å være middelveiden av frekvensfordelingen for hver stasjon, vil middelveidene for de skalerte at-site dataene bli 1. Derfor vil også middelveiden av den regionale frekvensfordelingen $\ell_1^R = 1$.

Parametrene til den normaliserte regionale frekvensfordelingen estimeres så ved å gjøre bruk av de regionale L-moment koeffisientene. Dette forutsetter selvsagt at det er mulig å etablere uttrykk der L-momentene relateres til fordelingsparametrene. For å estimere en 3 parameter fordeling, brukes de 3 første L-momentene ℓ_1^R, t_2^R, t_3^R .

Ved å invertere den tilpassede regionale frekvensfordelingen, finner man den tilhørende regionale kvantilfunksjonen $\hat{q}(F)$, der F er underskridelses-sannsynligheten. De stasjonsspesifikke kvantilfunksjonene kan nå regnes ut:

$$\hat{Q}_i(F) = \ell_1^{(i)} \hat{q}(F) \quad (3.8)$$

Følgelig vil en T-års hendelse kunne estimeres ved:

$$\hat{Q}_{Ti} = \ell_1^{(i)} \hat{q}_{Ti} \quad (3.9)$$

$$\hat{q}_{Ti} = \hat{q} \left(1 - \frac{1}{\hat{\lambda}_i T} \right) \quad (3.10)$$

der Poisson parameteren $\hat{\lambda}_i$ er gjennomsnittlig antall lavvannshendelser per år for stasjon i . Det antas altså at antall underskridelser for PDS er Poissonfordelte. For AMS brukes i stedet gjennomsnittlig antall tørkehendelser for hele regionen.

3.5 Split-sample regionalisering

Et poeng med denne oppgaven er å bruke en framgangsmåte som gjør det mulig å tilordne umålte felt. For å imøtekomme dette må det gjøres bruk av feltparametere i kombinasjon med stasjonsspesifikke mål på statistikk i regionaliseringsprosedyren. En slik metode ble foreslått og først utforsket av Wiltshire (1985). Her sammenlignet han den regionale variabiliteten av flere teststatistikker basert på en tilpasning av GEV fordelingen for flomhendelser, mot tre forskjellige feltparametere. Senere er det blitt benyttet et mer generelt variasjonsmål ut fra en funksjon av L-moment koeffisienter (Pearson, 1991 og Madsen *et al.*, 1997a). Som vi skal se i avsnitt 3.5.1 har den et klart likhetstrekk med en variant av Hosking & Wallis sitt variasjonsmål for H-kriteriet:

$$V_{split} = \frac{\sum_i^N n_i \left[3e_2^{(i)2} + 2e_3^{(i)2} + e_4^{(i)2} \right]^{1/2}}{\sum_i^N n_i} \quad (3.11)$$

der V_{split} er en aggregert verdi og $e_j^{(i)}$ er avviket mellom den j 'te L-moment koeffisienten for stasjon i og dets serielengdevekta regionale middel. Altså spredningen av L-moment koeffisienter der:

$$e_j^{(i)} = t_j^{(i)} - t_j^{R_{1,2}}, \quad t_j^{R_1} = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} n_i t_j^{(i)}}{\sum_{i=1}^{N_1} n_i}, \quad t_j^{R_2} = \frac{\sum_{i=N_1+1}^{N_2} n_i t_j^{(i)}}{\sum_{i=N_1+1}^{N_2} n_i} \quad (3.12)$$

og $N_{1,2}$ betegner antall stasjoner i *enten* region 1 eller 2 ($R_{1,2}$).

Som vi ser blir koeffisienten av L-varians vektet foran henholdsvis L-skjevhet og L-kurtosis. Dermed blir variasjonsmålet primært påvirket av L-varians og tilsvarende mindre av de to andre.

En 2-veis split-sample prosedyre som gjør bruk av variasjonsmålet over, innebærer å dele et sett med stasjoner i to basert på én enkelt separasjonsverdi for den valgte feltparameteren. For eksempel kan stasjonene deles opp i store og små felt på bakgrunn av feltareal. Målet på variabiliteten i hver gruppe regnes ut og aggregeres til en verdi, som da vil være en funksjon av feltarealet. Den optimale grupperingen oppnås der variasjonsmålet viser et minimum. Dette kan så gjentas for flere feltparametere. Videre analyseres den regionale homogeniteten individuelt for hver av de to gruppene. Viser det seg at regionene er heterogene, kan de deles opp enda en gang. For hver oppdeling som foretas, analyseres altså den tilhørende regionale homogeniteten.

Det kan nevnes at det finnes en god del andre regionaliseringsmetoder. For eksempel blir cluster-analyse ansett for å være en høyst anvendelig sådan, spesielt for store datasett. Sett i forhold til en split-sample metode, vil den innledningsvis fordre en mer subjektive tilnærming til dannelsen av antall klynger (d.v.s. regioner).

3.5.1 Heterogenitetstest basert på H

Som antyd det over, vil en regionaliseringsprosedyre i praksis bli utført i kombinasjon med en test av de framkomne regionenes homogenitet. Det vil si om stasjonene kan sies å stamme fra en og samme frekvensfordeling. En måte å avgjøre dette på, innebærer å sammenligne spredningen av L-varians koeffisienter for hver stasjon innen en gitt region med den antatte spredningen forbundet med usikkerheten i utvalgstrekningen for en ”virkelig” homogen region. Hosking & Wallis (1997) gir en beskrivelse på nettopp dette:

Finn det serielengde-vekta standardavviket til L-varians koeffisientene for stasjonene i regionen:

$$V = \left[\frac{\sum_{i=1}^N n_i e_2^{(i)2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \right]^{1/2}, \quad e_2^{(i)} = t_2^{(i)} - t_2^R, \quad t_2^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_2^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (3.13)$$

hvor notasjonen følger avsnittet over, men merk at V her er en ikke-aggregert størrelse.

Finn så tilsvarende V_{sim} -verdier fra homogene regioner ved å simulere et stort antall realisasjoner fra en kappa fordeling estimert ut fra de observerte *regionale* L-moment koeffisientene. De syntetiske regionene inneholder samme antall stasjoner og serielengder som den observerte regionen. På bakgrunn av alle realiserter V_{sim} -verdier regnes så ut en middelværdi $\mu_{V_{sim}}$ og standardavvik $\sigma_{V_{sim}}$. Heterogenitetsmålet kan nå finnes for den aktuelle regionen ved å definere:

$$H = \frac{V - \mu_{V_{sim}}}{\sigma_{V_{sim}}} \quad (3.14)$$

For tilstrekkelig store verdier av H , kan man konkludere med at regionen er heterogen. En generell anbefaling gis der regionen tilordnes i en av tre klasser og får stempelet:

”Akseptabel homogen”	hvis $H < 1$
”Mulig heterogen”	hvis $1 \leq H < 2$
”Avgjort heterogen”	hvis $H \geq 2$

Skilleverdiene er kommet fram ved simuleringer og ved å se på H som en signifikanstest, der V -målet antas å være normalfordelt. Hvis så signifikansnivået settes til 10%, vil hypotesen om at regionen er homogen bli forkastet ved $H = 1,28$. Å bruke H som en streng signifikanstest vil derimot bare være gyldig under forutsetningen om at dataene er uavhengige og at kappa fordelingen er den virkelige. Derfor bør H tjene mer som en rettesnor.

Valget av kappa fordelingen som representant for de simulerte dataene, er motivert ut fra at denne 4-parameter fordelingen er tilstrekkelig fleksibel til å kunne etterligne de fleste underordna fordelinger. Dermed unngår man å binde seg til noen få fordelinger, som kanskje ikke er i stand til å representere den sanne regionale fordelingen.

Et alternativ til variasjonsmålet basert på et vekta standardavvik, er å se på spredingen av L-moment koeffisienter av henholdsvis L-varians og L-skjevhet og L-skjevhet og L-kurtosis:

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i [e_2^{(i)2} + e_3^{(i)2}]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (3.15)$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i [e_3^{(i)2} + e_4^{(i)2}]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (3.16)$$

hvor likheten med V_{split} fra avsnitt 3.5 over trer fram og notasjonen igjen er den samme, bortsett fra at V_1 og V_2 altså ikke er aggregerte størrelser.

3.5.2 Et mål på disharmoni

Målet på disharmoni definert av Hosking & Wallis (1997), er et nyttig verktøy for å identifisere stasjoner som ikke harmonerer med regionen sett under ett. Poenget er å detektere stasjoner som muligens kan inneholde en eller flere av elementene feilmålinger, trender, slengere og sprang i middelveier. Ved å definere målet ut fra L-moment koeffisienter, kan dette være innen rekkevidde.

Hvis man tenker seg punktene av $t_2^{(i)}$, $t_3^{(i)}$, og $t_4^{(i)}$ tegnet opp i et 3-dimensjonalt plott, vil den fremkomne punktskyen og dets tyngdepunkt danne grunnlaget for å etablere en tilpasset ellipsoide. En stasjon betegnes som disharmonisk hvis den faller utenfor denne ellipsoiden. For en region av N stasjoner defineres målet på følgende vis:

$$D_i = \frac{1}{3} N(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}) \quad (3.17)$$

der $\bar{\mathbf{u}}$ er middelveien av $\mathbf{u}_i = (t_2^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)})^T$ og \mathbf{A} er kovariansmatrisen av \mathbf{u}_i . En stasjon kalles disharmonisk for visse størrelser av D_i , avhengig av antall stasjoner i regionen. For regioner med mer enn 15 stasjoner settes den til en flat verdi på 3.

3.6 Fordelingsfunksjoner

3.6.1 GPA fordelingen

Generalized Pareto er en ofte benyttet fordelingsfunksjon i frekvensanalyse av ekstremhendelser på bakgrunn av dens teoretiske forankringen. Den kumulative fordelingen er gitt ved:

$$F(x) = 1 - \left[1 - k \frac{(x - \xi)}{\alpha} \right]^{1/k} \quad \text{for} \quad k \neq 0 \quad (3.18)$$

der ξ , α , k er henholdsvis lokasjons-, skala- og formparameteren.

GPA fordelingen reduseres til Eksponentialfordelingen når $k = 0$.

3.7 Valg av fordelingsfunksjon

En visuell inspeksjon av L-moment plott gir en indikasjon på hvilke fordelinger som kan representere den underliggende fordelingen for et datasett. I tillegg kan en slik visuell vurdering suppleres med en goodness-of-fit test. For en 3-parameter fordeling kan teststatistikken defineres som følger:

$$Z = \frac{\tau_4^{DIST} - \hat{\tau}_4^R + \beta_4}{\sigma_4} \quad (3.19)$$

og er et mål på differansen mellom den regionale L-kurtosis, $\hat{\tau}_4^R$, og L-kurtosis fra den tilpassede fordelingen τ_4^{DIST} . β_4 og σ_4 er henholdsvis bias og standardavviket av den regionale L-kurtosis framkommet ved simuleringer fra en Kappafordelt populasjon.

3.8 Vurdering av usikkerheten for de regionale kvantilestimatene

I denne oppgaven er det brukt to mål på nøyaktighet for å vurdere usikkerheten av de regionale kvantilestimatene. Disse to er beskrevet i Hosking & Wallis (1997) og blir benevnt som "regional relativ RMSE" og "90 % feilbånd". Sistnevnte kunne vært betraktet som et konfidensintervall hvis at-site middelværdier og de regionale L-moment koeffisientene kunne vært sett på som uavhengige av kvantilfunksjonen. Denne forutsetningen vil i praksis ikke kunne møtes, men feilbåndene burde uansett gi en god indikasjon på variabiliteten mellom "den sanne" og estimerte kvantilen.

RMSE og feilbåndene estimeres ved hjelp av Monte Carlo simulering fra regioner som er konstruert slik at de etterligner egenskapene til de reelle motpartene. Hver region har derfor samme stasjonsantall, serielengder og regionale L-moment koeffisienter som de reelle. Den regionale heterogeniteten framkommet fra simuleringene burde ligge i nærheten av den estimerte heterogeniteten for de reelle dataene. Dette innebærer at spennet mellom L-moment koeffisientene for de syntetiske regionene alltid er mindre enn de reelle, på grunn av at sampling variabiliteten i simuleringene forårsaker en større spredning av L-momentene.

Regional relativ RMSE for den regionale kvantilfunksjonen er gitt ved:

$$R^R(F) = N^{-1} \sum_{i=1}^N R_i(F) \quad (3.20)$$

$$R_i(F) = \left[M^{-1} \sum \left\{ \frac{\hat{q}^{[m]}(F) - q_i(F)}{q_i(F)} \right\}^2 \right]^{1/2} \quad (3.21)$$

der $\hat{q}^{[m]}(F)$ er estimert regional kvantil for den m 'te simuleringen og $q_i(F)$ er virkelig kvantil for stasjon i . For simulering fra en homogen region ville den regionale kvantilen $q(F)$ erstatte $q_i(F)$ i ligningen.

90 % feilbånd for den regionale kvantilfunksjonen er gitt ved:

$$\frac{\hat{q}(F)}{U_{.05}(F)} \leq q(F) \leq \frac{\hat{q}(F)}{L_{.05}(F)} \quad (3.22)$$

der 5 % av de simulerte størrelsene $\hat{q}(F)/q(F)$ ligger henholdsvis over $U_{.05}(F)$ og under $L_{.05}(F)$.

4 Resultater

4.1 Underskuddsvolum og tørkevarighet

4.1.1 Valg av terskelverdi

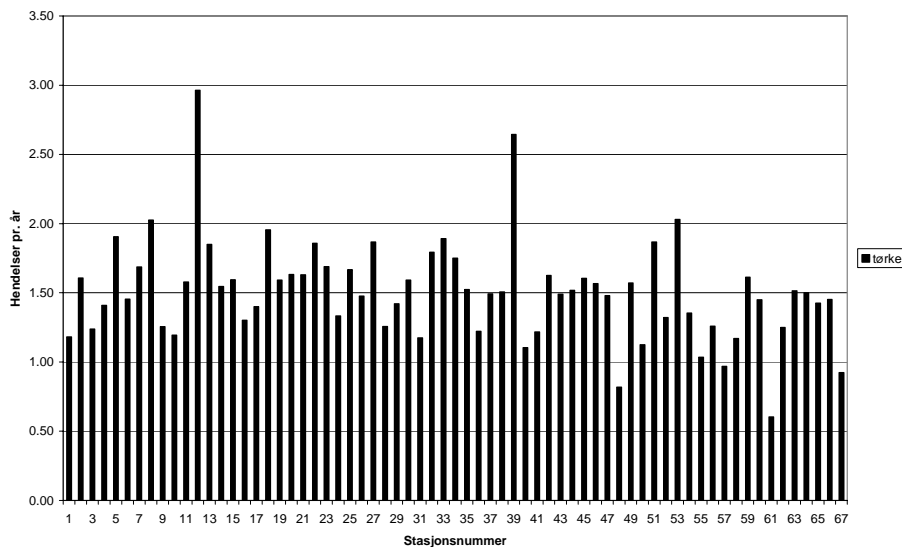
Som antydnet i avsnitt 3.1.2 og 3.4 vil nivået på terskelen ha stor innvirkning på de statistiske egenskapene til PDS'ene av både underskuddsvolum og tørkevarighet. Alle hendelser under en valgt terskel vil defineres som en tørke- eller underskuddshendelse. Dette medfører at en vil få flere og større hendelser men også et økende problem med avhengighet for en høy terskel. For en lav terskel vil avhengigheten mellom hendelsene minimeres, men samtidig innføres muligheten for å få en stor andel av år uten hendelser. I praksis må det derfor gjøres en avveining mellom graden av avhengighet og antall hendelser ved bestemmelsen av terskelverdien. En kunne selvsagt jobbet parallelt med flere terskelverdier, men dette anses ikke som et mål for denne oppgaven.

For å avgjøre nivåsettingen av terskelen, ble fire stasjoner sammenlignet for 70, 80 og 90 persentilen (Q70, Q80 og Q90) fra varighetskurven relatert til sommersesongen. Det viste seg at Q90 gav gjennomsnittlig 0,6 hendelser per år, mens de tilsvarende tallene for Q80 og Q70 var henholdsvis 1,3 og 1,8. For å få en indikasjon på graden av avhengighet, ble antall tilfeller kortere enn 10 dager mellom hendelsene sjekket. Q90 viste som forventet en lav andel. Mens Q80 og Q70 hadde markert høyere andeler. For sistnevnte gav en av stasjonene en andel på over 15 %, noe som kunne indikere at denne terskelen ville medføre persistensproblemer for enkelte stasjoner. Valget falt derfor på Q80 som gav tilstrekkelig antall hendelser og en akseptabel andel av tilfeller med korte varigheter mellom hendelsene.

4.1.2 Håndtering av avhengighet

I avsnitt 3.1.2 ble det nevnt tre forskjellige prosedyrer for å minimere persistensen i serier av tørkekaraktistika. Tallaksen *et al.* (1997) rapporterte om lovende resultater for et filter av glidende midling over 10 dager (MA(10)). En slik prosedyre er her brukt med et sentrert midlingsintervall på 11 dager. Metoden innebærer at utgangsseriene gjennomgår en glatting av vannføringsverdiene (jfr. AM(*n*-dag)), slik at små og påfølgende tørkehendelser blir slått sammen til én hendelse ved innføringen av terskelen.

Fra utgangsseriene av spesifikk sommervannføring ble det tatt ut 67 serier av underskuddsvolum og tørkevarighet. Av Figur 4.1 ser en at gjennomsnittlig antall hendelser per år viste seg å ligge rimelig homogent, med en middelværdi på 1,5. Det antas at seriene inneholder en viss persistens, men dette er vanskelig å tallfeste eksakt da autokorrelasjonsfunksjonen ikke kan brukes direkte på PDS'ene. Tilfeller med kortere varighet enn 10 dager mellom hendelsene viste seg generelt å ligge på en andel godt under 10%.



Figur 4.1: Midlere antall tørkehendelser per år (MA(11) og Q80).

Å få en tallfesting av avhengigheten mellom seriene byr også på utfordringer, dels av tilsvarende grunn som over, men også fordi seriene har forskjellige lengder med ulike starttidspunkt (se Figur 2.3). I et avhengighetsperspektiv vil derimot tidsmessig ikke-sammenfallende serier være positivt. Det antas imidlertid en viss tilstedeværende korrelasjon mellom seriene med det at tørke er regional av natur.

I de påfølgende avsnittene vil PDS'ene av underskuddsvolum og tørkevarighet bli behandlet separat med fokus på den regionale frekvensanalysen.

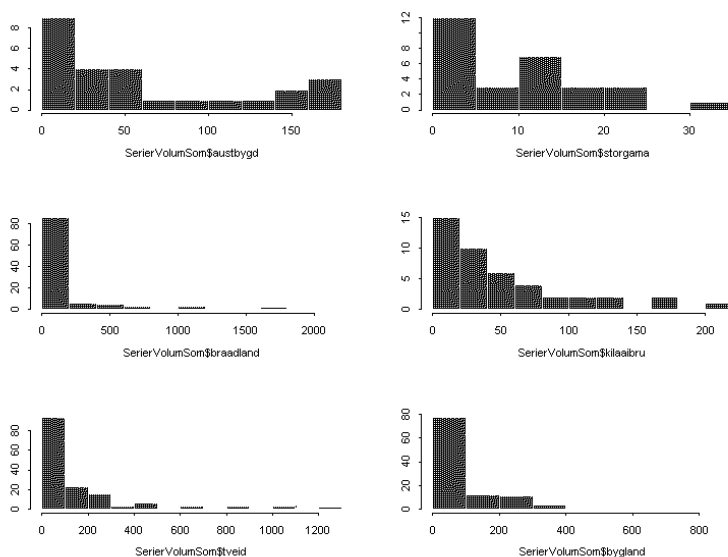
4.1.3 Underskuddsvolum

4.1.3.1 Histogram og trend test

En måte å avgjøre om hendelsene av underskuddsvolum kan sies å være identisk fordelte, innebærer å se på histogrammene for hver enkelt stasjon. For de aller fleste indikerte disse

samme form med relativt tunge haler mot høyre. To av stasjonene skilte seg derimot tydelig ut. Austbygdåi øverst til venstre i Figur 4.2 antyder en U-formet fordeling, alternativt to populasjoner som Storgama øverst til høyre viser tegn til å inneholde. Altså er hendelsene i disse to ikke identisk fordelte og vil medføre en dårlig tilpasning til frekvensfordelingene som er vurdert i denne oppgaven. En kunne valgt å innføre en sekundær terskel for å skille de to populasjonene. Men da måtte det i så fall også gjøres for de andre stasjonene, noe som ville medført en reduksjon av antall hendelser. Her velges det heller å ta ut de to stasjonene i løpet av analysen.

For at seriene av underskuddsvolum skal kunne sies å være stasjonære, kan det ikke forekomme langtidstrend i dataene. Det ble derfor utført en Mann-Kendall test på alle seriene. Ved et signifikansnivå satt til 0,05 viste 10 stasjoner en signifikant trend, hvorav 6 var positive og 4 var negative. Det kunne ikke påvises noen klimatiske årsaker til dette, da et relativt avgrenset område hvor det fantes en stasjon med positiv trend også inneholdt en med negativ trend. Stasjonene tas med i den videre analysen med den begrunnelsen at trendene ikke viser seg bundet til geografiske områder og derfor ikke kan ansees som regionale fenomener.



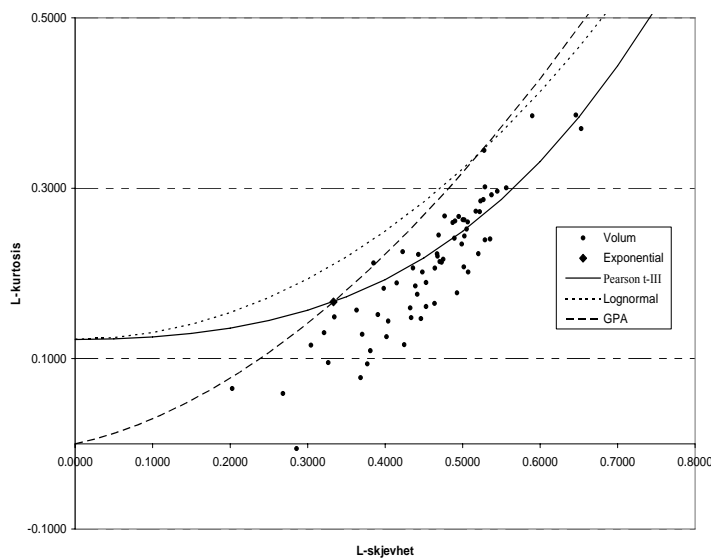
Figur 4.2: Histogram for underskuddsvolum

4.1.3.2 Regional homogenitet

For å få et førsteinntrykk av homogeniteten og den underliggende frekvensfordeling, ble det konstruert et L-moment plott for alle seriene sammen med fire teoretiske fordelinger (Figur 4.3).

Hovedtyngden av stasjonene ligger relativt samlet og antyder en tilstedeværende homogenitet. Noen stasjoner ligger derimot markert langt unna tyngdepunktet. Av de tre stasjonene som viser lavest skjevhet og kurtosis, befinner de to stasjonene med to populasjoner seg. Ved å utelate disse, trer det relativt tydelig fram at Pearson type-III fordelingen må sies å være den mest nærliggende underliggende fordelingen.

En heterogenitetstest ble utført for hele regionen med 500 simuleringer fra en regionalt tilpasset Kappafordeling. Dette gav en H-verdi på 3,24 og det konkluderes med at regionen ikke er homogen. Det må derfor foretas en oppdeling for å søke å frembringe mer homogene regioner.



Figur 4.3: L-momentplott (t_3 , t_4) for 67 serier av underskuddsvolum.

4.1.3.3 Gruppering av stasjoner

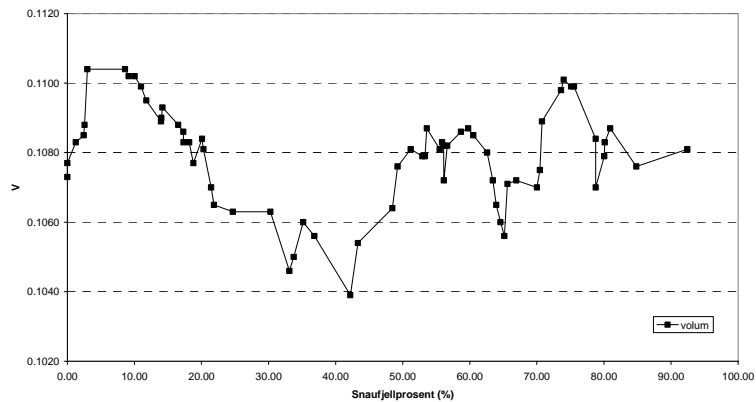
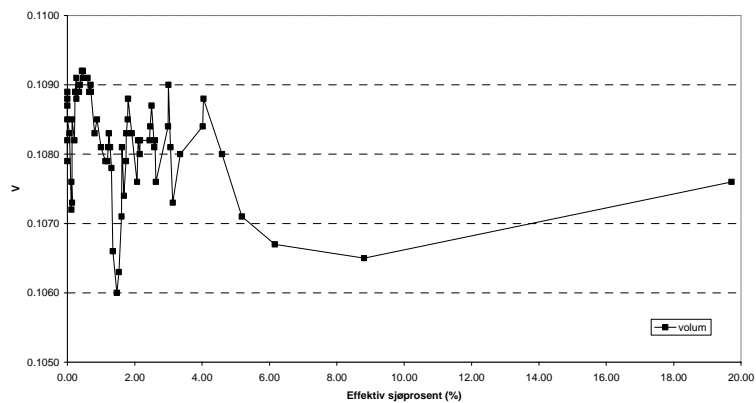
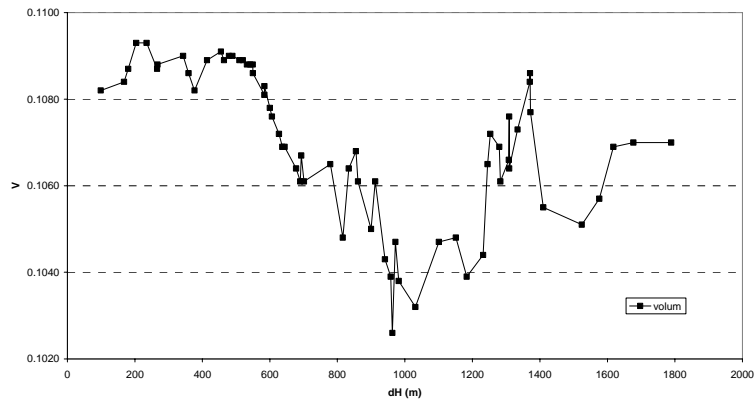
Etter å ha konstatert at hele regionen sett under ett ikke er tilfredsstillende homogen, ble det utført en split-sample regionalisering som beskrevet i avsnitt 3.5. Grupperingen av stasjoner gjøres som nevnt på bakgrunn av feltparametere og her er det brukt tre typer:

- Effektiv sjøprosent (A_{SE}) [%]: Er definert som: $\frac{\sum A_i a_i}{A^2} \times 100$, der a_i er innsjø i sitt overflateareal, A_i er tilsigsarealet til samme innsjø og A er feltarealet. Det vil si at hver innsjø blir vektet både med hensyn på størrelse og beliggenhet i feltet. Store innsjøer langt nede i feltet bli dermed mest vektlagt. Parameteren spenner fra 0 % til 19,72 % for feltene som inngår analysen.
- Snaufjellprosent (A_{SF}) [%]: Er definert som feltets prosentvise andel av snaufjellsareal og omfatter areal som ikke er klassifisert som skog, innsjø, bre, tettsteds- og jordbruksområde. Parameteren spenner fra 0 % til 92,44 %.
- Høydeforskjell (dH) [m]: Er definert som høydeforskjellen mellom feltets høyeste og laveste punkt over havet. Her spenner parameteren fra 55 m til 1789 m.

Variasjonsmålet ble regnet ut som en funksjon av hver av de tre feltparametrene. Av Figur 4.4 ser en at separasjonspunktene, der V_{split} viser et minimum, er tydelig definert for alle tre. Homogeniteten for hver gruppe ble testet ved å simulere 500 regioner fra en regionalt tilpasset Kappafordeling. Resultatene er gjengitt i Tabell 4.1.

Generelt viser dH de laveste V_{split} -verdiene. Noe som betyr at dH har størst innvirkning på å redusere variabiliteten innen hver gruppe og dermed trolig gir mest homogene grupper. 2-veis grupperingen ble foretatt ved separasjonsverdien dH = 960 m. Andre gruppe som nå inneholdt 25 stasjoner var nær homogen, mens første gruppe var heterogen. En 4-veis gruppering ble så forsøkt ved å kombinere dH med A_{SE} og A_{SF} . Det viste seg imidlertid at disse kombinasjonene ikke gav noen tydelig definerte minima og det kunne derfor ikke etableres nye separasjonspunkt.

A_{SE} viser det minste spennet for V_{split} og kan i utgangspunktet virke lite egnet som separasjonsvariabel. Samtidig gir denne feltparameteren det mest markerte fallet for variasjonsmålet. Selv om minimumet ligger noe høyere enn for de to andre, tyder dette på at også A_{SE} kan gi homogene grupper. En test avslørte at dette til dels stemte, da første gruppe gav en negativ H -verdi. Spredningen av at-site L-varians koeffisienter blant disse stasjonene er derfor mindre enn for den tilsvarende simulerte gruppen som antas å være homogen. Andre gruppe var klart heterogen og en videre oppdeling ble forsøkt ved hjelp av dH og A_{SF} . Et nytt separasjonspunkt lot seg bare påvise for A_{SF} og gav grupper som kun var litt mindre heterogene enn før.



Figur 4.4: Split-sample kurver for underskuddsvolum. Viser separasjonspunkt der V_{split} har et minimum for tre forskjellige feltparametere. Øverst: Høydeforskjell. Midten: Effektiv sjøprosent. Nederst: Snaufjellprosent.

En 4-veis gruppering viste seg altså vanskelig å gjennomføre og gav liten forbedring i forhold til 2-veis grupperingen. Det velges derfor å bruke de to gruppene framkommet fra dH. I alt tre stasjoner som ble flagget som disharmoniske ble nå fjernet. To av dem er stasjonene med serier av bimodal karakter. Den siste stasjonen, Brådlandsvatn, hadde avvikende høye variasjons-koeffisient. Grunnen kan være at denne serien av underskuddsvolum var blant de

som viste antydning til å inneholde en positiv trend. Etter å ha fjernet de tre stasjonene, kunne begge gruppene ansees som homogene.

Tabell 4.1: H -verdi for gruppene framkommet på bakgrunn av feltparametrene dH , A_{SE} , A_{SF} og A_{SE} , A_{SF} kombinert. V_{split} angir minimumet for variasjonsmålet på separasjonspunktet for den gjeldende feltparameteren.

Gruppe	V_{split}	Stasjoner	H	H^*
En gruppe		67	3,24	
$dH < 960$ m	0,1026	42	2,68	0,04
$dH \geq 960$ m		25	1,07	0,93
$A_{SE} < 1,4$ %	0,1060	35	-0,77	
$A_{SE} \geq 1,4$ %		32	4,69	
$A_{SF} < 43$ %	0,1039	31	3,37	
$A_{SF} \geq 43$ %		36	1,36	
$A_{SE} \geq 1,4$ %, $A_{SF} < 42$ %	0,1224	14	4,48	
$A_{SE} \geq 1,4$ %, $A_{SF} \geq 42$ %		18	2,37	

* H -verdi etter at Storgama, Austbygdåi og Brådlandsvatn er tatt ut.

4.1.3.4 Valg av regional fordelingsfunksjon

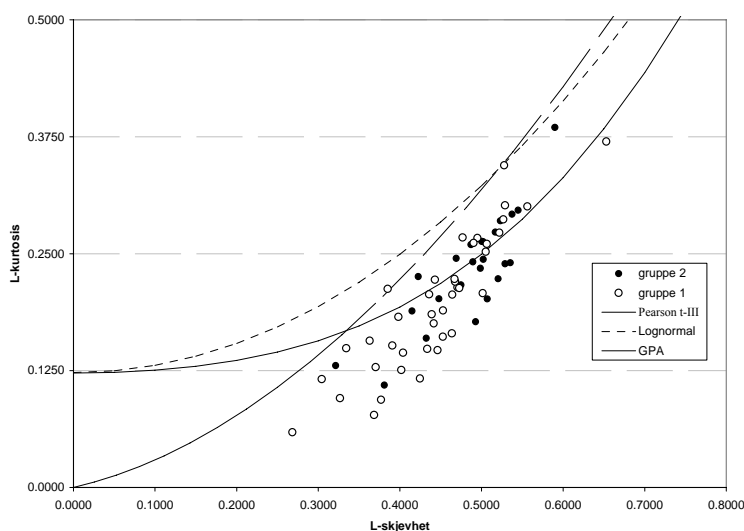
For å kunne bestemme hvilken fordelingsfunksjon som best representerer de to regionene, vil det bli lagt vekt på goodness-of-fit testen beskrevet i avsnitt 3.7. Verdier av teststatistikken Z for utvalgte 3-parameter fordelinger er gjengitt i Tabell 4.2. Ved et signifikansnivå på 10% blir Lognormal og GPA fordelingen forkastet, mens Pearson t-III blir akseptert for begge regioner. Dette var også tilfelle for regionene fra grupperingene basert på A_{SF} og A_{SE} , med unntak av en region der alle 3-parameter fordelinger ble forkastet.

Tabell 4.2: Goodness-of-fit statistikk, Z , for utvalgte 3-parameter fordelinger.

Region	Lognormal	Pearson t-III	GPA
1	7,65	1,52*	6,21
2	5,61	0,01*	5,13

*Fordeling akseptert ved et signifikansnivå på 10% ($|Z| \leq 1,64$).

En visuell tolkning av Figur 4.3 pekte som nevnt på Pearson t-III som underliggende fordeling ved å betrakte alle serier som en region. Det kan derfor være interessant å se om denne tolkningen også kan gjelde for hver av de to homogene regionene. Av Figur 4.5 ser en at grupperingen ikke kan sies å ha resultert i to adskilte regioner med hensyn på $t_3 - t_4$ forholdet. Gruppe 2 har et tyngdepunkt som klart peker på Pearson t-III. Selv om gruppe 1 viser en større spredning av punkter, kan også denne sies å peke på samme fordeling. Det serielengdevekta tyngdepunktet for begge gruppene viste seg å ligge tett opptil den indikerte Pearson t-III linjen. Tyngdepunktet for gruppe 1 la seg noe lavere enn for gruppe 2 og det konkluderes med at sistnevnte derfor har en tyngre hale på fordelingen.



Figur 4.5: L-moment plott (t_3, t_4) for de to gruppene av underskuddsvolum, $dH < 960$ m (gruppe 1) og $dH \geq 960$ m (Gruppe 2).

4.1.3.5 Regional kvantilfunksjon

På bakgrunn av resultatene fra foregående avsnitt, velges det å bruke Pearson t-III fordelingen for å estimere den regionale kvantilfunksjonen. Parametrene til fordelingen ble estimert ut fra de serielengdevekta regionale L-moment koeffisientene og ble som følger:

- Gruppe 1: $\mu = 1,000$ $\sigma = 1,391$ $\gamma = 2,731$
- Gruppe 2: $\mu = 1,000$ $\sigma = 1,503$ $\gamma = 3,018$

En ser her av formparametrene at halen er noe tyngre for gruppe 2.

I Tabell 4.3 presenteres de øvre regionale kvantilene med tilhørende mål på usikkerheten for estimatene. Kvantilene for gruppe 1 ligger noe lavere enn for gruppe 2. Det betyr ikke at gruppe 1 stasjoner nødvendigvis viser mindre hendelser av spesifikke underskuddsvolum ved store gjentakintervall. Dette på grunn av at disse størrelsene avhenger av både middelveien og gjennomsnittlig antall hendelser pr år at-site. For to stasjoner med samme middelvei og rate ville derimot at-site kvantilen ved $F \geq 0,9$ være større for gruppe 2 stasjonen.

De regionale relative RMSE-verdiene og feilbåndene for kvantilene, er som nevnt i avsnitt 3.8 framkommet ved hjelp av Monte Carlo simuleringer. De to syntetiske regionene som simuleringene er basert på, er konstruert slik at de gir noe mer simulert heterogenitet for Pearson t-III fordelte data. For region 1 vil det si at L-varians har et spenn på 0,06, som gir en H -verdi på 0,65. For region 2 er spennet 0,08 og gir $H = 1,30$. Til sammenligning er spennet for de reelle regionene på henholdsvis 0,2155 og 0,1927. Altså over tre ganger mer for region 1 og mer enn det dobbelte for region 2.

I følge Hosking & Wallis (1997) kan RMSE betraktes som standardfeilen for de gitte kvantilene. Ut fra størrelsene som vises i Tabell 4.3 kan derfor kvantilene sies å ha tilfredsstillende nøyaktighet. En ser også at gruppe 2 generelt gir høyere verdier, noe som skyldes at denne gruppen er mer heterogen.

De to kvantilfunksjonene har 90 % feilbånd som ikke overlapper hverandre for $F \geq 0,9$. På et statistisk grunnlag forsvaret dette bruken av to definerte regioner. Om det i motsatt fall hadde vært klare overlapp, måtte en vurdert om bruken av to regioner kunne forsvares fra et fysisk ståsted.

Tabell 4.3: Regionale kvantiler med tilhørende mål på usikkerhet for underskuddsvolum.

	F	$\hat{q}(F)$	$R^R(F)$	90 % feilbånd	
Gruppe 1	0,9	2,697	0,017	2,661	2,726
	0,95	3,798	0,023	3,715	3,884
	0,99	6,487	0,031	6,276	6,740
	0,995	7,680	0,033	7,407	8,011
	0,999	10,502	0,037	10,077	11,036

	0,9	2,770	0,022	2,736	2,803
	0,95	4,010	0,029	3,918	4,111
Gruppe 2	0,99	7,100	0,038	6,835	7,409
	0,995	8,486	0,040	8,142	8,894
	0,999	11,783	0,044	11,233	12,443

$R^R(F)$ er regional relativ "root mean square error" av tilhørende regional kvantil $q(F)$ for underskridelsessannsynligheten F .

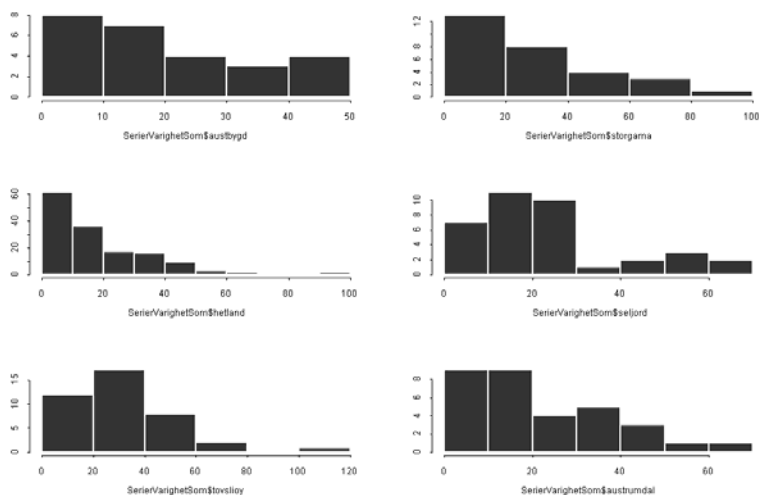
4.1.4 Tørkevarighet

4.1.4.1 Histogram og trendtest

Som det går fram av avsnitt 4.1.1, ble seriene av tørkevarighet tatt ut ved samme terskelnivå som underskuddsvolum. For å avgjøre om hendelsene av tørkevarighet kan ansees som identisk fordelte, granskes hvert histogram av de 67 seriene. I Figur 4.6 er det vist 6 representative eksempler av disse histogrammene.

De fleste hadde samme form som stasjonen øverst til høyre (Storgama) og midten til venstre (Hetland). Tyngden på halene viste seg mer moderate enn for underskuddsvolum. Også her ble det påvist serier med hendelser fra to eller flere populasjoner. Faktisk kunne 8 av seriene antyde dette. I denne oppgaven er det valgt å ikke innføre en sekundær terskel for å skille populasjonene. Så ved å inkludere disse vil tilpasningen til en unimodal fordeling som er brukt her, bli heller dårlig. Det antas at dette vil føre til en underestimering av de regionale kvantilene for store gjentakintervall.

Det ble forsøkt å påvise den eller de underliggende prosessene som gav opphav til de ulike populasjonene ved å studere starttidspunktene for korte, midlere og lange varigheter. Stort sett falt disse varighetene inn i samme tidsintervall og noe system kunne derfor ikke tydes. Med det at seriene kun stammer fra sommersesongen, utelukkes i hvert fall muligheten for at de lange varighetene kan være relatert til effekten av snømagasinerings. Hva som ligger bak forekomsten av flere populasjoner lot seg derfor ikke frambringe.



Figur 4.6: Histogram for utvalgte serier av tørkevarighet.

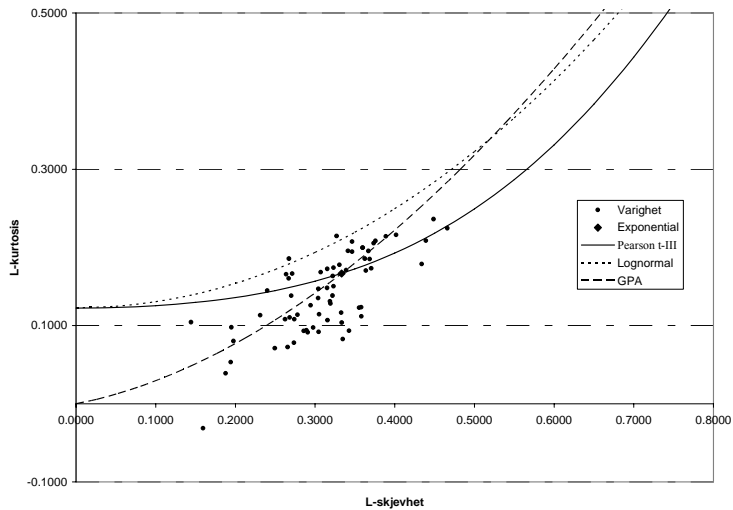
Som for underskuddsvolum ble det for noen av de samme seriene påvist trend ved et signifikansnivå satt til 0,05. Her var antallet 6 serier, hvorav 3 var positive og 3 var negative. Disse kan strengt tatt ikke betraktes som stasjonære serier, men tas allikevel med av samme grunn som angitt i avsnitt 4.1.3.1.

4.1.4.2 Regional homogenitet

I Figur 4.7 vises forholdet mellom L-skjevhet og L-kurtosis for alle seriene av tørkevarighet. Sammenholdt med Figur 4.3 for underskuddsvolum, er punktene mer sentrert rundt tyngdepunktet og antyder mer homogene serier. Ett punkt skiller seg klart ut, med en negativ L-kurtosis koeffisient. Denne stasjonen (Lavika) hadde et histogram med lignende form som histogrammet av underskuddsvolum for Austbygdåi. Altså kan det tyde på at Lavika inneholder to populasjoner.

En heterogenitetstest avslørte en H -verdi på 4,15. Det vil si mer heterogenitet enn for underskuddsvolum og synes å bryte med det som ble sagt over. For et L-skjevhet - L-kurtosis diagram er man naturligvis bundet til å vurdere heterogeniteten ut fra disse L-momentene. Variasjonsmålet som ligger til grunn for H -testen, er på den annen side basert på L-varians og forklarer derfor det motstridende resultatet. Med andre ord er det en større variabilitet av L-varians for tørkevarighet.

Av de tre 3-parameter fordelingene inkludert i Figur 4.7, går det fram at GPA trolig representerer den underliggende fordelingen, regionen sett under ett.



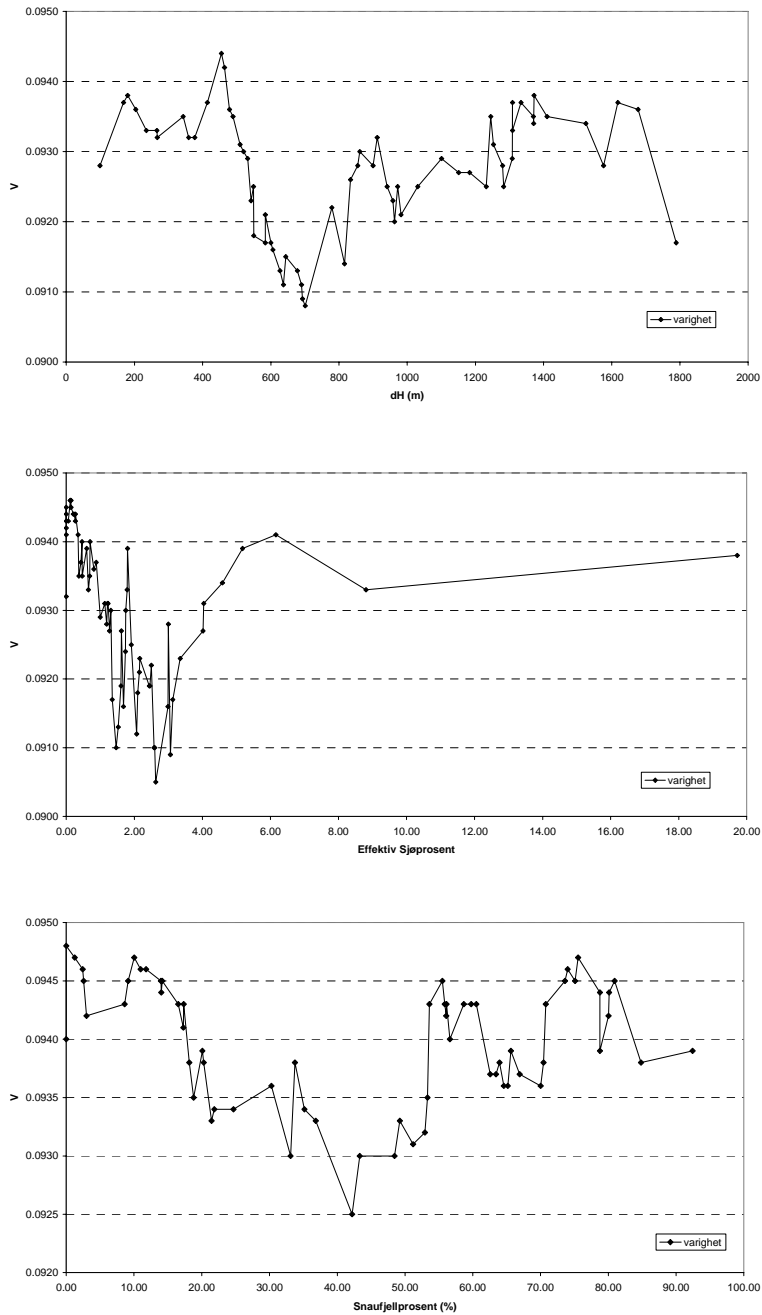
Figur 4.7: L-moment plott (t_3, t_4) for 67 serier av tørkevarighet.

4.1.4.3 Gruppering av stasjoner

For split-sample regionaliseringen av tørkevarighet er det brukt samme feltparametere som for underskuddsvolum. Klare separasjonspunkt kunne påvises for både dH og A_{SF} , mens A_{SE} viste mindre stabile V_{split} -verdier rundt minimumspunktet.

Ved å sammenligne Figur 4.8 med Figur 4.4, er det spesielt to forhold som burde kommenteres. En kan se at minimumspunktet og formen på kurven for A_{SF} for de to tørkekaraktistikaene til en høy grad sammenfaller. Faktisk er separasjonsverdien her den samme, mens dette ikke gjelder for tilfellene dH og A_{SE} . Med andre ord er stasjonssammensetningen i de to A_{SF} -gruppene lik for begge karakteristika og tyder på en samvariasjon for L-moment koeffisientene. Dette er egentlig ikke overraskende med det at tørkevarighet og underskuddsvolum er tett knyttet opp mot hverandre.

Figurene for tørkevarighet viser markert lavere V_{split} -verdier for alle tre feltparametere og skulle derfor tyde på mindre heterogenitet. Men som nevnt over og vist i Tabell 4.4, så gjenspeiles ikke dette i de utregnede H -verdiene. Igjen kan dette forklares ut fra hvordan man definerer regional homogenitet. Av ligning 3.11 ser en at V_{split} er definert ut fra en vekting av alle de tre første L-moment koeffisientene. De lavere verdiene kan derfor tilskrives inkluderingen av de mer homogene forholdene mellom L-skjevhet og L-kurtosis.



Figur 4.8: Split-sample kurver for tørkevarighet. Viser fra øverst den aggregerte variabiliteten innen gruppene som en funksjon av henholdsvis høydeforskjell (dH), Effektiv sjøprosent (A_{SE}) og Snaufjellprosent (A_{SF}).

I Tabell 4.4 presenteres resultatene av 2-veis grupperingene. Selv om A_{SF} viser den høyeste verdien for variasjonsmålet på separasjonspunktet, gav denne grupperingen samlet sett de minst heterogene gruppene. En 4-veis gruppering ble forsøkt ved å kombinere de tre feltparametrene, men som for underskuddsvolum viste det seg vanskelig å få etablert nye separasjonspunkt. Et eksempel på hvordan split-sample kurvene kunne arte seg er vist i Figur 4.9 for A_{SF} og dH. En ser her at en separasjon simpelthen ikke er gjennomførbar.

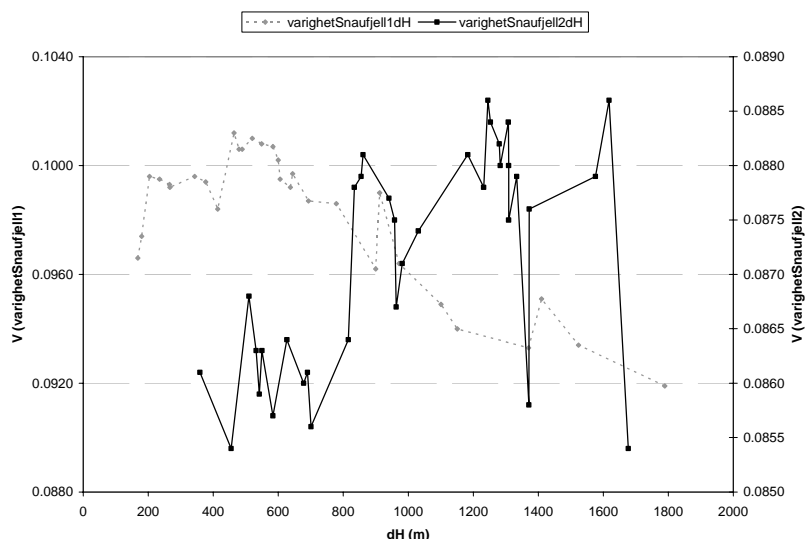
Det velges å gå videre med de to gruppene framkommet fra A_{SF} -separasjonen. I alt tre disharmoniske stasjoner ble nå tatt ut, hvorav to med avvikende høye og en med avvikende lave L-momenter. Den sistnevnte, Lavika, hadde negativ L-kurtosis og viste som nevnt i avsnittet over antydning til å inneholde to populasjoner. De to med avvikende høye L-momenter er stasjonene Brådlandsvatn og Byglandsfjord. Disse ble tilordnet i hver sin gruppe selv om L-momentene var svært like. Åpenbart er hendelsene av tørkevarighet for disse to generert av samme underliggende prosess og burde derfor havnet i samme gruppe. Brådlandsvatn er for øvrig samme stasjon som den som ble tatt ut for underskuddsvolum.

Gruppe 1 består nå av 30 stasjoner og kan betraktes som homogen. Gruppe 2 inneholder 34 stasjoner og viser seg nær homogen med en H -verdi på 1,15. Verdiene for de alternative heterogenitetsmålene basert V_1 og V_2 (ligning 3.15 og 3.16) var her såpass lave at det konkluderes med at gruppe 2 er tilstrekkelig homogen.

Tabell 4.4: H -verdi for definerte grupper av tørkevarighet basert på den angitte separasjonsverdien for de tre feltparametrene dH , A_{SE} og A_{SF} .

Gruppe	V_{split}	Stasjoner	H	H^*
En gruppe		67	4,15	
$dH < 750$ m	0,0908	33	2,62	
$dH \geq 750$ m		34	3,20	
$A_{SE} \leq 2,6$ %	0,0905	54	2,33	
$A_{SE} > 2,6$ %		13	4,49	
$A_{SF} < 43$ %	0,0925	31	2,52	0,52
$A_{SF} \geq 43$ %		36	3,15	1,15

* H -verdi etter at Byglandsfjord, Brådlandsvatn og Lavika er tatt ut.



Figur 4.9: 4-veis split-sample kurver for tørkevarighet, der første separasjon er gjort på bakgrunn av snaufjellprosent (A_{SF}). Stasjonene i de to gruppene er deretter blitt ordnet etter høydeforskjell (dH).

4.1.4.4 Valg av regional fordelingsfunksjon

Tolkningen av L-moment plottet i Figur 4.7 tydet som nevnt på GPA som underliggende regional fordeling. Dette ble bekreftet etter en goodness-of-fit test av de to regionene. I Tabell 4.5 er ser en av de estimerte Z-verdiene for region 2, at også Pearson t-III blir akseptert ved et 10 % signifikansnivå. Samme mønster kunne sees for grupperingen fra dH- og A_{SE} -separasjonen, der begge fordelinger ble akseptert for den ene av de to definerte gruppene.

De estimerte parametrene til de to fordelingene gav rimelig like regionale vekstfaktorer for alle underskridelsessannynligheter. GPA viste noe lavere verdier for store F , med eksempelvis 97 % av tilsvarende Pearson t-III verdi for $F = 0,999$. Med så liten forskjell vil valget av den ene på bekostning av den andre ha begrenset praktisk betydning. Med det at det kun er GPA fordelingen som blir akseptert for region 1, taler dette for at seriene i region 2 også burde betraktes som GPA fordelte.

Det konkluderes derfor med at begge regioner for seriene av tørkevarighet er GPA fordelte

Tabell 4.5: Goodness-of-fit statistikk, Z, for utvalgte 3-parameter fordelinger.

Region	Lognormal	Pearson t-III	GPA
1	6,39	2,20	1,45*

2 5,16 0,41* -0,07*

*Fordelinger akseptert ved et signifikansnivå på 10% ($|Z| \leq 1,64$).

4.1.4.5 Regional kvantilfunksjon

Fra de regionale L-momentene ble fordelingsparametrene til GPA estimert til:

- Gruppe 1: $\xi = 0,018$ $\alpha = 1,018$ $k = 0,036$
- Gruppe 2: $\xi = 0,046$ $\alpha = 0,975$ $k = 0,022$

Av formparametrene går det fram at de to regionene gir tilnærmet like stor vekt på halene. Som nevnt i avsnitt 3.6.1 vil GPA fordelingen reduseres til Eksponentialfordelingen for $k = 0$. De serielengdevekta regionale tyngdepunktene motsvarer derfor estimerte k som ligger i nærheten av det eksponentielle punktet vist i Figur 4.7. Generelt er det anbefalt å bruke en fordeling med få parametere når denne er en god tilnærming til den sanne fordelingen. Dette på grunn av mer nøyaktige estimer av de ekstreme kvantilene. En fordeling med få parametere vil imidlertid være mindre robust mot avvikende stasjoner og føre til et unøyaktig estimat når mange av stasjonene i regionen ikke følger den sanne fordelingen. På bakgrunn av den høye variabiliteten av at-site L-momenter for de to regionene av tørkevarighet, ansees den mer robuste GPA-fordelingen mer skikket enn Eksponentialfordelingen i dette tilfellet.

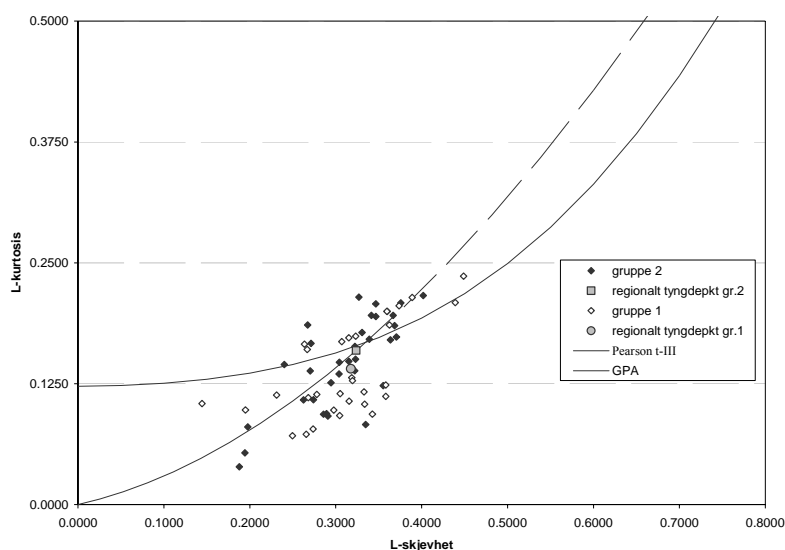
De estimerte regionale kvantilene er gjengitt i Tabell 4.6 sammen tilhørende relativ RMSE og feilbånd. Disse målene på usikkerhet er som for underskuddsvolum framkommet på bakgrunn av simuleringer. Her er den syntetiske ekvivalenten til region 1 konstruert slik at GPA fordelte serier av tørkevarighet gir en simulert H -verdi på 0,97, som tilsvarer et spenn for L-varians på 0,07. For region 2 var estimert $H = 1,15$ og det velges av den grunn en syntetisk motpart med en relativ høy simulert H -verdi på 2,5, som tilsvarer et L-varians spenn på 0,09. De reelle spennene er på henholdsvis 0,176 og 0,168.

Ved å sammenligne de øvre regionale kvantilene, ser en at de to regionene gir tilnærmet like estimat for $F > 0,9$. Med det at feilbåndene viser markerte overlapp for $F > 0,95$ og høyere relativ RMSE enn forholdene mellom de to regionenes kvantiler, vil en både fra et statistisk og praktisk synspunkt ikke kunne forsvare bruken av to regioner. Med andre ord resulterte A_{SF} -separasjonen i to regioner som ikke var tilstrekkelig adskilt med hensyn på både at-site og regionale L-momenter. Dette illustreres tydelig i Figur 4.10 for L-skjevhet - L-kurtosis forholdene.

Tabell 4.6: Regionale kvantiler med tilhørende mål på usikkerhet for tørkevarighet.

	F	$\hat{q}(F)$	$R^R(F)$	90 % feilbånd	
Gruppe 1	0,9	2,267	0,022	2,238	2,284
	0,95	2,908	0,029	2,845	2,966
	0,99	4,336	0,044	4,136	4,575
	0,995	4,927	0,051	4,649	5,270
	0,999	6,241	0,067	5,740	6,910
Gruppe 2	0,9	2,235	0,028	2,203	2,236
	0,95	2,874	0,035	2,806	2,903
	0,99	4,319	0,048	4,121	4,489
	0,995	4,926	0,053	4,656	5,184
	0,999	6,301	0,066	5,825	6,829

$R^R(F)$ er regional relativ "root mean square error" av tilhørende regional kvantil $q(F)$ for underskridelsessannsynligheten F .



Figur 4.10: L-skjevhet - L-kurtosis plott for de to gruppene av tørkevarighet sammen med de serielengdevekta regionale tyngdepunktene. $ASF < 43\%$ (gruppe 1) og $ASF \geq 43\%$ (gruppe 2).

4.2 Årlig minimum med 7 og 30 dagers glidende midling

For å representere lavvannshendelser er det brukt to varianter av årlige minimumsverdier fra sommersesongen, AM(7) og AM(30). Disse ble beregnet ved at utgangsseriene av spesifikke

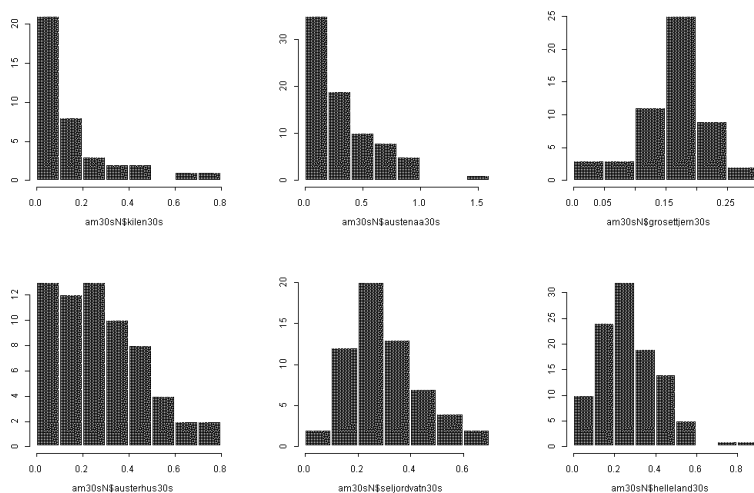
avløp først fikk gå gjennom et glattefilter av henholdsvis 7 og 30 dagers sentrert midling. Hver serie ble deretter normalisert med de respektive stasjonenes midlere spesifikke årsavløp.

4.2.1 Stasjonærhet, histogram og eksakte 0-verdier

Det viste seg at både AM(7) og AM(30) inneholdt serier med trender ved et signifikansnivå på 0,05. For begge var det 5 serier med positiv trend og 8 serier med negativ. Lavvannshendelsene for disse stasjonene kan derfor ikke ansees som stasjonære. Ved å utføre en regional frekvensanalyse der noen av seriene ikke kan ansees som stasjonære, vil påliteligheten av resultatet bli forringet. For en minimumsanalyse vil det si at de nedre regionale kvantilene vil bli underestimert når noen av seriene i regionen viser negativ trend.

Ved en stor andel av 0-verdier vil man risikere å få kvantilestimater i den nedre halen som viser negative verdier. Dette er selvsagt fysisk umulig og det er derfor viktig å få en indikasjon på om denne problematikken kan gjelde for noen av seriene. Både for AM(7) og AM(30) var det spesielt 4 serier som kunne antyde et slikt problem. For AM(7) var den største andelen av 0-verdier på 68 %, mens AM(30) hadde en tilsvarende andel på 34 %.

For å avgjøre om lavvannshendelsene kunne betraktes som identisk fordelte, ble alle histogrammene for AM(7) og AM(30) sjekket. Noen av seriene hadde antydninger til en bimodal oppførsel, men sekundærtoppene var ikke spesielt markante, så det ble vurdert til ikke å skape problemer med hensyn på den videre analysen. Ved en sammenligning av histogrammene ble det derimot klart at seriene viste tydelige forskjeller med hensyn på egenskapene. Av histogrammene som er gjengitt i Figur 4.11, kan man se eksempler på dette. Stasjonene øverst til venstre er klart høyreskjeve, mens stasjonen til høyre venstreskjev. De tre stasjonene nederst i figuren viser mindre skjeve fordelinger.



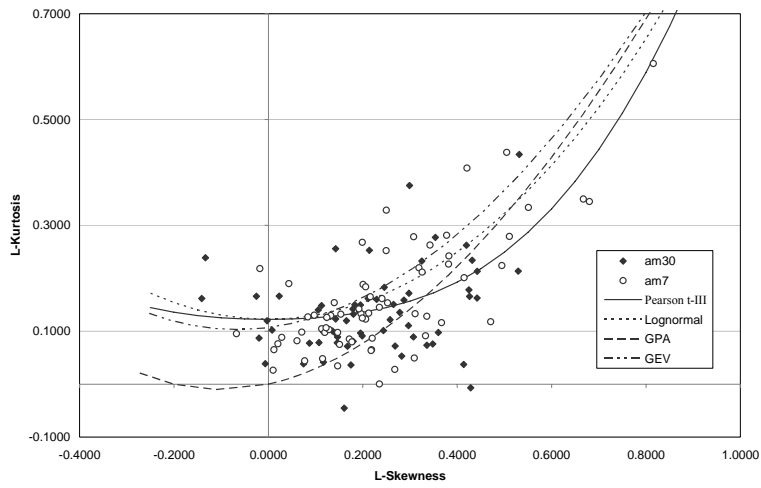
Figur 4.11: Histogram for 6 serier av AM(30).

4.2.2 Regional homogenitet

Det velges å foregripe begivenhetenes gang og røpe at en regional frekvensanalyse av AM(7) og AM(30) ikke var gjennomførbar med de data som lå til grunn. Årsaken til at analysen stoppet opp var at det viste seg vanskelig å danne tilstrekkelig homogene regioner.

I Figur 4.12 vises L-skjevhet - L-kurtosis forholdene for både AM(7) og AM(30). Plottet avdekker en svært stor spredning av L-momentene og indikerer meget heterogene regioner. En heterogenitetstest gav følgelig oppsiktsvekkende store H -verdier; 36,1 for AM(7) og 35,8 for AM(30). En 2-veis split-sample gruppering ble forsøkt med samme feltparametere som for tørkekaraktistikaene, men gav fortsatt H -verdier på over 20. En 4-veis gruppering ble så gjennomført på bakgrunn av både A_{SF} og dH uten videre hell. Minste oppnådde H -verdi viste seg å bli 6,2.

På bakgrunn av det mislykkede forsøket på å danne homogene regioner, ble det valgt å ikke gjennomføre en regional frekvensanalyse. Med så vidt forskjellige serieegenskaper er antagelsen om identisk fordelte serier på langt nær oppfylt. Hva som kan ha forårsaket den store variabiliteten av L-momentene blir derfor det neste spørsmålet og en diskusjon rundt dette er henvist til det påfølgende kapittelet.



Figur 4.12: L-skjevhet - L-kurtosis plott for 67 serier av AM(7) og AM(30).

5 Diskusjon og konklusjon

Lavvannskarakteristika

For å prøve avdekke mulige årsaker til den store variabiliteten av at-site L-momenter for AM(7) og AM(30), ble det innledningsvis gjort en ny sjekk av histogrammene. Det ble nå oppdaget at noen av histogrammene ikke stemte overens med de utregnede L-momentene. En ny utregning viste at 6 av stasjonene hadde for lave verdier. Men en heterogenitetstest utført med de riktige verdiene gav ingen reduksjon av H -verdiene, tvert om gav de riktige verdiene enda større variabilitet av L-varians. Variabiliteten av L-skjevhet og L-kurtosis ble derimot redusert, slik at den alternative H -verdien basert på V_2 (ligning 3.16) ble lavere. Videre viste histogrammene for stasjonene med en stor andel av eksakte 0-verdier tunge haler mot høyre. Men dette gjaldt også for mange av de som ikke inneholdte slike verdier. Så disse stasjonene kunne ikke ansees som avvikende i så måte.

Den innbyrdes variabiliteten av L-momentene mellom trendstasjonene viste heller ingen avvik mot resten av stasjonene. En heterogenitetstest på AM(30), der alle trendstasjonene og stasjonene med en stor andel av 0-verdier var utelatt, gav $H = 31$.

Oppsummert så kunne det ikke frambringes noen åpenbar forklaring til den store variabiliteten av L-momentene. Man kunne muligens ha kommet nærmere den endelige årsaken ved en grundig sammenligning av hver enkelt stasjons feltparametere og hvordan disse er knyttet opp mot lavvannshendelsene, men dette er i seg selv en så omfattende analyse at det ikke er valgt å gjøres her. Dette kunne i så fall vært utført ved hjelp av en multippel regresjonsanalyse.

Tørkekarakteristika

Terskelverdien ble satt til 80 persentilen fra varighetskurven og resulterte i en relativt jevn fordeling av gjennomsnittlige antall underskridelser per år. Dette tyder på at regionen kan ansees som rimelig homogen når tørkekarakteristikaene relateres til denne terskelen.

Histogrammene viste som nevnt at noen av seriene kunne ha antydning til bimodal oppførsel. For serier av tørkehendelser der det viser seg å være flere enn én populasjon, vil antagelsen om identisk fordelte observasjoner ikke holde. Spørsmålet er om det kan gjøres bastante konklusjoner vedrørende om seriene virkelig inneholder to populasjoner på bakgrunn av det

relativt begrensede datagrunnlaget. Histogrammet av underskuddsvolum for Storgama viste en sekundær topp, men samtidig begrenser serielengden seg til 29 observasjoner. Om dette er et tilstrekkelig antall kan diskuteres. Men uavhengig av den underliggende årsaken, vil det uansett påvirke estimeringen av L-momentene og videre forplante seg til den regionale frekvensfordelingen. Det beste vil derfor være å enten utføre en separasjon eller utelate slike serier.

Av L-skjevhet - L-kurtosis plottene i Figur 4.3 og Figur 4.7, kunne det virke som om regionen av tørkevarighet var minst heterogen. Dette viste seg ikke å stemme med hensyn på variabiliteten av L-varians og gav derfor en noe større verdi for heterogenitetsmålet. En visuell vurdering av heterogenitet burde derfor ledsages av en mer formell test for at slutningen skal bli mest mulig korrekt. En heterogenitetstest basert på L-varians medfører dessuten et strengere krav til at en gitt region kan ansees som homogen (Hosking & Wallis, 1997).

En 4-veis split-sample regionalisering viste seg vanskelig å gjennomføre på grunn av at det ikke kunne etableres nye separasjonspunkt. Den åpenbare årsaken til dette var at de nye feltparametrene ikke resulterte i en tilstrekkelig omgruppering av stasjonene. Det kan derfor tyde på at feltparametrene er høyt korrelerte.

De estimerte regionale kvantilene for underskuddsvolum viser tyngre haler enn for tørkevarighet. Dette kan trolig forklares ut fra hvordan de to tørkekaraktistikaene er definert. Varighet er bundet til én dimensjon, mens volum blir utspent av den tiden vannføringskurven befinner seg under terskelen. Hendelser av lang varighet kan dermed resultere i et forholdsmessig mye større underskuddsvolum enn ved tilsvarende hendelser av kort varighet.

Målsetningen for denne oppgaven var utarbeide regionale kvantilfunksjoner for ulike tørkekaraktistika. Dette ble delvis oppnådd ved at det kun var underskuddsvolum og tørkevarighet som kunne klassifiseres som tilstrekkelig homogene. Videre ble det for tørkevarighet konkludert med at de to regionene ikke kunne ansees som distinkt forskjellige og kunne like gjerne vært representert som én stor region. De estimerte målene på usikkerhet for de regionale kvantilene gav akseptable verdier.

Referanser

Clausen, B. & Pearson, C. P. (1995) Regional Frequency analysis of annual maximum streamflow drought. *Journal of Hydrology*, **173**, 111-130.

Hosking, J.R.M. (1996 rev. 2000) Fortran routines for use with the method of L-moments, version 3.03. *Research Report RC20525*, IBM Research Division, Yorktown Hights, New York.

Hosking, J.R.M. & Wallis, J.R. (1997) *Regional Frequency Analysis, An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press, UK.

Madsen, H., Pearson, C.P. & Rosbjerg, D. (1997a) Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events. *Water Resources Research*, **33**(4), 759-769.

Madsen, H. & Rosbjerg, D. (1997b) The partial duration series method in regional index-flood modeling. *Water Resources Research*, **33**(4), 737-746.

Rees, G., Marsh, T. J., Roald, L. A., Demuth, S., van Lanen, H. A. J. & Kasparek, L. (2004) Hydrological Data. I *Hydrological Drought - Processes and Estimation Methods For Streamflow and Groundwater*. Developments in Water Science, 48. Elsevier B.V., Amsterdam.

Sælthun, N. R., Tveito, O. E., Bønsnes, T. E. & Roald, L. A. (1997) Regional Flomfrekvensanalyse for Norske Vassdrag. NVE Rapport 14/1997.

Tallaksen, L.M. & van Lanen, H.A.J. (2004) Introduction. I *Hydrological Drought - Processes and Estimation Methods For Streamflow and Groundwater*. Developments in Water Science, 48. Elsevier B.V., Amsterdam.

Zelenhasić, E. & Salvai, A. (1987) A Method of Streamflow Drought Analysis. *Water Resources Research*, **23**(1), 156-168.

