

# MILJØ - RAPPORT

**Undersøgelse af luftforureningens virkninger  
på akut sygelighed og dødelighed**

**December 1984**

**Dorte Kronborg, Statistisk Forskningsenhed  
i samarbejde med  
Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi  
Miljøkontrollen i København  
Sundhedsstyrelsen  
Miljøstyrelsen**

**Miljøministeriet  
Miljøstyrelsen · Strandgade 29 · 1401 København K · Tlf. (01) 578310**

# **Undersøgelse af luftforureningens virkninger på akut sygelighed og dødelighed**

**December 1984**

**Dorte Kronborg, Statistisk Forskningsenhed  
i samarbejde med  
Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi  
Miljøkontrollen i København  
Sundhedsstyrelsen  
Miljøstyrelsen**

**MILJØSTYRELSEN  
BIBLIOTEKET  
STRANDGADE 29  
1401 KØBENHAVN K**

**Miljøministeriet  
Miljøstyrelsen · Strandgade 29 · 1401 København K · Tlf. (01) 578310**

### Resumé.

På grundlag af registerdata er der gennemført en undersøgelse af korttidspåvirkninger af luftforureningen på dels den akutte sygelighed dels dødeligheden af hjerte- og respirationsvejslidelser.

Undersøgelsen dækker perioden 1.1.1977 - 31.3.1980 og er baseret på daglige målinger af luftens indhold af  $SO_2$ , sod og støv samt daglige registreringer af henholdsvis den akutte sygelighed og dødeligheden i det storkøbenhavnske område. Der er anvendt data fra Københavns Kommunes luftmåleprogram. Sygelighedsdata stammer fra Landspatientregisteret og dødelighedsdata er hentet fra Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi's register over dødsfald.

Flere modeller til beskrivelse af effekten af luftforurening på sygelighed/dødelighed er analyseret. På basis af disse analyser konkluderes, at der er en sammenhæng mellem luftens indhold af  $SO_2$  henholdsvis sod og indlæggelsestallet, således at en stigning i luftforureningen fra en given dag til den efterfølgende dag falder sammen med en stigning i indlæggelsestallet i samme tidsperiode. Der er ingen tegn på en sammenhæng mellem luftens koncentration af støv og sygeligheden. Undersøgelsen kan ikke danne grundlag for en endelig vurdering af sammenhængen mellem luftforurening og dødelighed.

På baggrund af de opnåede resultater anbefales det at gennemføre mere specifikke registerdataundersøgelser.

Summary.

An investigation has been made on the basis of register data of the short-term effect of air pollution, both on acute morbidity, and on mortality of diseases of the heart and respiratory system.

The investigation covers the period January 1, 1977 to March 31, 1980. It is based on daily measurements of the atmospheric content of SO<sub>2</sub>, soot and dust, and on daily recordings both of acute morbidity and of the mortality in Greater Copenhagen. The data used was assembled in the air monitoring programme operated by the Copenhagen municipal authority. Morbidity data was obtained from the National In-Patient Register (LPR), and mortality data from the register of deaths operated by the Danish Institute of Clinical Epidemiology (DIKE).

Analyses were made of several models for the description of the effect of air pollution on morbidity/mortality. The conclusion was drawn that there is a relationship between the atmospheric content of SO<sub>2</sub> and soot respectively, and the number of hospital admissions. Increased air pollution from a given day to the next coincides with a growth in the number of patients admitted to the hospitals in the same period of time. There are no indications of a relationship between the atmospheric concentration of dust, and morbidity. The investigation is not sufficient to make a final evaluation of the relation between air pollution and mortality.

On the basis of the results obtained in the investigation it is recommended that more specific investigations of register data be carried out.

En undersøgelse af luftforureningens effekt på akut sygelighed og dødelighed.

---

Indholdsfortegnelse.

	Side
I. Forord.	4
II. Undersøgelsens baggrund.	7
III. Undersøgelse af luftforureningens effekt på akut sygelighed og dødelighed.	16
1. Indledning.	17
2. Luftforureningsmaterialet.	20
3. Materiale til beskrivelse af akut sygelighed.	27
4. Materiale til beskrivelse af dødelighed.	36
5. Effekt af luftforurening på akut sygelighed.	40
6. Effekt af luftforurening på dødelighed.	60
7. Konklusion.	65
Bilag A.	68
Bilag B.	78
Tabeller.	82
Figurer.	88
IV. Arbejdsgruppens konklusion og diskussion.	142



## I. FORORD

I økologisk - hygiejnisk kontor i miljøstyrelsen har der i mange år været planer om at gennemføre en undersøgelse vedrørende sammenhængen mellem luftforurening og sygelighed ud fra registerdata. I april 1981 gav Folketingets finansudvalg sit samtykke til, at energiministeren gav tilsgavn om statstilskud til udbygning af dansk energiforskning. Inden for denne bevilling blev der givet støtte til undersøgelse af miljøpåvirkninger af luftforurening, herunder virkninger på sundheden.

Der eksisterer i andre lande et overvågningsssystem af luftforureningen som muliggør umiddelbar indsats, hvis forureningsniveauerne overstiger visse kritiske værdier. Der har herhjemme været diskussion af, om energiproducerende anlæg skulle tages ud af drift ved risiko for høj luftforurening. For at belyse dette problem fik miljøstyrelsen støtte til at gennemføre denne undersøgelse over sammenhængen mellem kortvarige variationer i luftforureningsniveauet og den akutte sygelighed og dødelighed.

Statistisk Forskningsenhed (Statens lægevidenskabelige Forskningsråd og Statens samfundsvidenskabelige Forskningsråd) påtog sig i december 1981 at gennemføre den egentlige undersøgelse og projektet blev styret af en arbejdsgruppe med følgende sammensætning:

Ingeniør Elsa Bach

Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi

Afdelingsingeniør Arne Corlin

Miljøkontrollen i København

Civilingeniør Otto Christensen

Miljøkontrollen i København

Læge Ulla Høy Davidsen

Miljøstyrelsen

Ekspeditionssekretær Karen Dreyer  
Sundhedsstyrelsen

Læge Anders Ottar Jensen (formand)  
Miljøstyrelsen

Civilingeniør Finn Palmgren Jensen  
Miljøstyrelsens luftforureningslaboratorium

Cand. stat. Knud Juel  
Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi

Cand. scient. Dorte Kronborg  
Statistisk Forskningsenhed

Cand. stat. Lene Theil Skovgaard  
Statistisk Forskningsenhed.

Gruppen har holdt ialt 10. møder, hvorunder de væsentligste problemer i undersøgelsen og dens rapportering har været diskuteret. Selve rapporten er opdelt og forfattet på følgende måde: Anders Ottar Jensen har i afsnit II beskrevet baggrunden for den gennemførte undersøgelse. Dorte Kronborg har gennemført den egentlige undersøgelse og redegjort herfor i afsnit III. Bilag A til dette afsnit er forfattet af Lene Theil Skovgaard. Arbejdsgruppens overvejelser i afsnit IV om undersøgelsens resultater og forslag til fremtidige studier af sammenhæng mellem luftforurening og sygelighed/dødelighed er sammenfattet af Elsa Bach. Rapporten er i sin helhed godkendt af arbejdsgruppen.

Arne Corlin har forberedt de anvendte luftforureningsdata og Knud Juel har foretaget de nødvendige udtræk af DIKES dødsårsagsregister.

1. reservelæge Ole Pedersen-Bjerggaard, Bispebjerg Hospital, har fungeret som medicinsk konsulent vedrørende diagnoseafgrænsningen, og problemer omkring de lægelige aspekter.

Stud. Scient. Helle Johansen, Statistisk Forskningsenhed, har ydet beregningsassistance til analyserne beskrevet i afsnit III.

Dorte Kronborg har præsenteret projektet ved et nordisk møde om luftforurening og helsevirkninger afholdt på Norsk Institut for Luftforskning , Lillestrøm, Norge, november 1982.

Jeg vil herved takke Energiministeriet for den finansielle støtte, gruppens medarbejdere for inspirerende diskussioner og specielt Dorte Kronborg for et meget omhyggeligt og engageret arbejde.

Januar 1984

Anders Ottar Jensen



## II. Undersøgelsens baggrund.

På grund af meddelelser som gav mistanke om, at der nogle steder, f.eks. i Fredericia, skulle være en sammenhæng mellem luftforureninger og sygdom, specielt lungekræft, gennemførte miljøstyrelsen og sundhedsstyrelsen en undersøgelse af problemet. Resultatet blev publiceret i rapporten "Luftkvalitet og Sygelighed" fra 1978 (2). Der blev her refereret en række undersøgelser, som ikke kunne vise nogen sammenhæng mellem luftforurening og sygelighed, men undersøgelsen kunne ikke afvise en sådan. Det anbefalede i rapporten, at offentlige registre bør udnyttes til videnskabelige undersøgelser, herunder vedrørende luftforurening og sygelighed, sådanne undersøgelser er en forudsætning for sygdomsforebyggende indsats.

Det blev i denne rapport fra 1978 understreget, at den langt overvejende faktor i fremkaldelsen af lungesygdomme er cigaretrykning. Der er ikke siden fremkommet litteratur som modsiger, at tobaksrygning er en meget væsentlig faktor i fremkaldelsen af lungesygdomme, og den er langt væsentligere end andre påvirkninger i det almindelige miljø.

Det er velkendt, at mange sygdomme har en årstids variation i forekomsten specielt også hjertekarsygdomme (13) og disse sygdomme har ofte kunnet korreleres til variationer i vintervejret, således var snefald forbundet med øget fremkomst af dødsfald af hjertekarsygdomme (7). Det er næppe muligt ud fra epidemiologiske metoder at udtale sig præcist om, hvad der er den egentlige årsag til sådanne årstidsvariationer. I overensstemmelse med den videnskabelige opfattelse er det forudsætningen, at man er i stand til at ændre den såkaldt uafhængige variabel (årsagen), og herefter korrelere ændringen til variation i den afhængige variabel (virkningen) for at udtale sig eksakt om årsagen til variationen. Det skal bemærkes, at det er afgørende, at den uafhængige variabel kan ændres uafhængig af andre eventuelt virkende variable. Det er helt umuligt at gennemføre den slags eksperimenter i denne meget store skala, men en rimelig sikkerhed om en årsagssammenhæng kan også opnås ved studier af tilstrækkeligt mange naturlige situationer kombineret med f.eks. dyreforsøg og laboratorieeksperimenter.

Nærværende undersøgelse medtager ikke meteorologiske data. Der er således ikke gjort noget forsøg på at afveje luftforureningens indvirkning over for de meteorologiske faktoreres betydning. En sådan afvejning er tidligere forsøgt i en undersøgelse af arbejdsfravær (11). Sammenhængen mellem disse faktorer må i realiteten antages at være kompliceret. Det bør erindres, at virkninger, der i konkrete undersøgelser tilskrives luftforurening, måske i virkeligheden skyldes at klimatiske faktorer samtidig påvirker luftforurening og sygelighed. Der kan altså kun med megen usikkerhed sluttet fra disse undersøgelser til den konkrete virkning af at fjerne en given luftforurening.

Måleresultaterne for målestationerne, som måler den ydre luftforurening er ikke udtryk for den totale påvirkning af enkelte eller grupper af mennesker. I virkeligheden er der fundet meget store forskelle mellem indendørs og udendørs luftforurening (28). Det er dog arbejdshypotesen i nærværende undersøgelse, at der er en sådan relation mellem målestationernes resultater og mennesker eksponering at de varierer i samme retning. Når forureningen ved stationerne går op, så stiger menneskenes eksponering, det vil sige at luftforureningen i gadeatmosfæren øges, og luftforureningen indendørs ligeledes øges (6).

Undersøgelsesmodellen indeholder ikke nogen tærskel for virkningen og dette er ikke muligt at undersøge med det eksisterende design. Dette skyldes for det første, at den undersøgte befolkning er udsat for meget forskellige absolutte koncentrationer, mens variationerne i koncentrationerne er rimeligt ensartede. For det andet er målestationernes målinger ikke udtryk for eksakte populationspåvirkninger, men er som ovenfor nævnt udtryk for relative ændringer i befolkningernes udsættelse. For det tredje bevæger folk sig rundt i området, således at bopælen ikke nødvendigvis kan tages som udtryk for eksponeringsstedet. Der kan derfor heller ikke siges noget om betydningen af lokale variationer af luftforureningen f.eks. betinget af specielle lokaliserede udsendelser.

Der udføres almindeligvis kun målinger af enkelte luftforurenende komponenter, i det mindste gælder det rutinemæssige undersøgelsesprogrammer. Det antages at disse komponenter kan bruges som indikatorer for den totale luftforurening, således at samtlige forureningskomponenter varierer på samme måde. Dette ved vi, ikke er fuldstændig korrekt. Det ville være af sundhedsmæssig interesse at have fuldstændige målinger over  $\text{NO}_x$  eller fotokemiske oxidanter, idet det vides, at disse stoffer har en betydelig biologisk aktivitet (3,23). Det er fortsat et omdiskuteret spørgsmål hvor betydelige biologiske virkninger der fremkaldes af  $\text{SO}_2$  og sod, samt hvordan disse to komponenter i luftforureningen sammenvirker. Yderligere er der betydelige forskelle mellem enkeltpersoners reaktioner på inhalerede partikler (18) og disse forskelle vil være betinget af både arvelige og miljømæssige faktorer.

Undersøgelsen er enestående ved at vi har en præcist afgrænset befolkning, hvor sygelighedsdata foreligger med høj pålidelighed, sammenlignet med andre undersøgelser. Yderligere ligger luftforureningsniveauet på et lavere niveau end i de fleste andre undersøgelser over sammenhæng mellem luftforurening og sundhedsforhold.

Nedenfor skal gives en kort gennemgang af den mest relevante luftforureningstoksikologi.

#### Langvarige påvirkninger.

En påvirkning af luftforurenende stoffer, som er målt over lang tid, kan give varige ændringer i luftvejssystemet, andre organ-systemer eller en forøgelse af den akutte sygelighed. Der tænkes her først og fremmest på bronchitis, men støvlungelidelser, forstørrede lunger, lungecancer og hjertekarsygdomme bør nævnes. En gruppe under WHO har vurderet, at man kan forvente forøget antal respirationsvejssymptomer ved årsmiddelværdier for både svovldioxid og sod på  $100 \text{ mikrogram/m}^3$  og derover (4). Dette skal antagelig forstås på den måde, at sådanne årsmiddelværdier vil kunne fremkalde kronisk bronchit, men man medtager her også

en forøget frekvens af akutte respirationsvejssygdomme. Det er nu den almindelige opfattelse (15), at gentagne akutte respirationsvejssygdomme kan fremkalde en kronisk bronchit.

Det er velkendt at luftforurening i arbejdsmiljøet kan fremkalde støvlungelidelser, forstørrede lunger og hjertesygdomme, det kan derfor formodes at den generelle luftforurening kan medvirke ved fremkaldelsen af disse sygdomme, men det er en marginal effekt. Det er i et studie fra Krakow vist, at dødeligheden blandt mænd påvirkes af den generelle luftforurening, men der er ingen virkning påvist blandt kvinder (14, 12). Luftforureningen er her meget høj sammenlignet med danske forhold.

Lave og Seskin har vist, at der er en sammenhæng mellem den generelle dødelighed og luftforureningen målt ved sulfatkoncentrationen i luften (17). Dette arbejde har udløst en meget voldsom diskussion f.eks. (27). Herunder har man diskuteret om det var rimeligt at sulfatmængden i sig selv havde denne virkning. Sulfatet bør nok frakendes sin afgørende betydning, men det kan ikke afvises, at arbejdet tyder på, at der er en sammenhæng mellem den generelle dødelighed og luftforureningen, omend denne sammenhæng antagelig er af ringe kvantitativ betydning.

Et WHO-studie publiceret 1980 har vist en sammenhæng mellem kroniske respirationsvejslidelser hos børn f.eks. målt ved morgenhoste og årsmiddelværdien af standard sodkoncentrationen, således at morgenhosten tiltager i forekomst ved en standard sodkoncentration på over omkring  $100 \text{ microgram/m}^3$  (5). En dansk undersøgelse, som er udført i relation til dette kunne ikke vise nogen forskel i respirationsvejssymptomer hos danske børn betinget af forskelle i den udendørs luftforurening, som herhjemme ikke kommer op på dette niveau (10).

I et norsk studie fra september 1981 er der vist en øget rapportering af luftvejssygdomme i et luftforurenede område sammenlignet med et ikke forurenede område (25, 26), og her ligger vi på beskedenne absolutte niveauer af luftforurening dvs. sammenlignelige med de danske.

Luftforureningens indflydelse på lungecancer har været diskuteret i årevis. Der er epidemiologisk evidens for at øget luftforurening er associeret med øget lungecancer incidens. Dette er også i overensstemmelse med det forventede, idet sod i luftforureningen indeholder cancerogene stoffer (24) og er positiv ved korttidstest for mutagene virkninger. De kvantitative forhold er dog endnu meget usikre.

#### Kortvarige påvirkninger.

Påvirkninger der er målt med kort midlingstid kan også bidrage til både kronisk og akut sygelighed.

De fleste studier har dog forsøgt at korrelere korttidsvirkninger i luftforureningen med variationer i den akutte sygelighed. Fra 1948 har der været stor opmærksomhed omkring forøget sygelighed og dødelighed ved kortvarige forøgelser af luftforureningsniveauet i forbindelse med inversionsperioder. Det har ikke været muligt at pege på fremkaldelse af specifikke lidelser. En WHO-arbejdsgruppe vurderede i 1979, at der ville fremkomme en øget dødelighed blandt ældre ved en svovldioxid- og sodkoncentration på 500 microgram/m<sup>3</sup> og derover, målt som 24-timers gennemsnit og en forværring af tilstanden hos patienter med eksisterende luftvejssymptomer ved den halve koncentration.

Der skal her gennemgås London-episoden, som varede fra den 5. til og med den 8. december 1952 (1). Luftforureningen steg her op til omkring 4000 microgram/m<sup>3</sup> for både SO<sub>2</sub> og sod. Dødeligheden var på den værste dag forøget med 200%; total dødelighed var forøget med omkring 4000 tilfælde sammenlignet med det forventede (19).

Dødeligheden steg allerede på første dag af forureningsperioden og reduceredes samtidig med at luftforureningen aftog, selv om der tilsyneladende var en ringe faseforskydning i retning af en forsinket dødelighed sammenlignet med luftforureningen. Det skal bemærkes at luftforureningsdata for den pågældende dag er indsamlet kl. 12.00 middag og således måler de foregående 24 timer, men dødelighedsdata følger datoen. Hvilket betyder, at

hvis vi forudsætter, at de 2 kurver er synkrone, ville luftforureningsdata registreres faseforskudt bagefter dødelighedsdata. Dødsårsagerne var specielt respirationsvejslidelser og kardiovaskulære lidelser således at forholdet mellem forøgelsen af kardiovaskulære lidelser overfor respirationsvejslidelser faldt fra den første til den sidste del af episoden. Dette skal forstås på den måde at hjertekarsygdomme øgedes først og herefter respirationsvejslidelserne. Dødeligheden var næsten ensartet forøget i alle aldersklasser dog mest for personer over 45 år. Der optrådte ikke i de følgende måneder noget fald (kompensatorisk) i dødeligheden (20, 21 og 22).

Efter 1952 intensiveredes arbejdet med at nedsætte luftforureningen, specielt således at bekæmpelsen af sod lykkedes bedre end bekæmpelsen af svovldioxid. Ved senere luftforureningsepisoder har svovldioxid næsten nået samme højde, men sodet er væsentligt reduceret. Dette har medført en langt mindre forøgelse af dødeligheden (4). Det er blandt andet derfor, at man formoder at sod er mere skadeligt end svovldioxid. Argumentationen er utilstrækkelig, og der er endnu ikke nogen endelig afklaring af forholdet mellem skadevirkningen af disse to luftforureningskomponenter.

De tilgængelige sygelighedsdata har ikke ved London-undersøgelserne været så præcise, men tilsyneladende forøgedes sygeligheden i mindre udstrækning og forøgelsen optrådte med betydelig forsinkelse, det vil sige først efter nogle dage.

Vinteren 1958-1959 var karakteriseret af et stort antal tågedage i London. Det blev forsøgt at korrelere antallet af dødsfald til luftforureningen dag for dag og logaritmen til sodtallet viste en signifikant positiv korrelation mellem sodkoncentration og dødelighed samme dag uden tegn på tærskelværdi. Der blev også fundet korrelation til atmosfæriske  $SO_2$  men den var mindre udtalt (22). Senere undersøgelser har i mange tilfælde vist det samme, nemlig en positiv korrelation mellem sodtallet og dødeligheden på samme

dag (19). I den tidligere nævnte undersøgelse fra London er korrelationen mellem antallet af døde og forureningen den foregående dag lille. Dette bekræfter sammenlignet med ovenstående, at effekten på dødeligheden er øjeblikkelig, og den skyldes overvejende luftvejs- og hjertesygdomme (22).

Et studie fra Tyskland har vist en sammenhæng mellem dødeligheden og luftforureningen i Ruhr-området i en periode i 1962, hvor der var en luftforureningsepisode, men her er stigningen i dødelighedskurven forsinket nogle dage. En mindre episode i Berlin i vinteren 1981-1982 (midt i januar) hvor  $SO_2$  og svævestøv lå henholdsvis på 900 og 400 mikrogram som maksimal dagsmiddel viste ingen forøgelse af dødeligheden i den 11 dage varende episode (8).

Det har været muligt ved en dagbogsteknik at vise, at tilstanden hos bronchitispatienter varierer med luftforureningsniveauet. Patienterne registrerede hver dag deres tilstand, som senere sammenholdtes med målinger af luftforureningen. Det er dog kun vist ved betydelig højere forureningsniveauer end de nu eksisterende (15, 16). Det har været forventet at det ville være nemt at finde en sammenhæng mellem astma og luftforurening, således at man fandt et øget antal astmatilfælde ved forøget luftforurening. Undersøgelserne har dog ikke vist éntydige resultater (9).

### Synkronisering.

Det har været debateret, om virkningen af disse kortvarige episoder på dødeligheden i virkeligheden var en såkaldt synkronisering, det vil sige at variationerne i luftforureningsniveauet kun påvirkede i forvejen meget alvorligt syge personer og rykkede dødsfaldet et par dage frem. Den samme diskussion har været gennemført for så vidt angår influenzadødelighed, hvor det er vist, at synkronisering næppe kan være tilfældet (29).

Yderligere kan følgende argumenter fremføres:

- A. London-episoden i 1952 gav ikke noget senere kompensatorisk fald i dødeligheden.
- B. Den forøgede dødelighed blandt spædbørn som er beskrevet ved de store forureningsepisoder i London,



rammer en respirationsmæssig ustabil gruppe, som ikke har noget kronisk problem. Hvis spædbørnene kommer over respirationsvejsproblemerne må de formodes at være sunde, raske og normale.

- C. En mulig synkronisering af dødeligheden til en miljøfaktor f.eks. luftforureningen forudsætter, at denne faktor påvirker sundhedstilstanden i negativ retning. En konstateret effekt på dødeligheden vil under alle omstændigheder medføre en reduktion i middellevetiden, selv om det muligvis kun bliver nogle dage.

Det er dokumenteret, at sygeligheden kan være påvirket af luftforurening, selv om data her er betydelig vanskeligere at opnå end data vedrørende dødeligheden. Hvis der forelå synkronisering mellem luftforurening og sygelighed ville det betyde, at den totale sygelighed ikke blev påvirket, men luftforureningsvariationerne ville kunne ændre fremkomsttidspunktet for sygdomme. Hvis en ren synkronisering var tilfældet, måtte det forudsætte, at der eksisterer en konstant mængde sygelighed, som vedkommende befolkning skulle angribes af. Altså den tankegang, at en undgået sygdom blot er en udsættelse af tidspunktet for sygdommens indtræden. Vi ved, at befolkningens samlede sygelighed er reduceret, samtidig med at levevilkårene er forbedrede. Det er derfor umiddelbart rimeligt at antage, at en undgået sygdom ikke blot er en udsættelse, hvorfor det ikke er rimeligt at antage, at der vedrørende sygeligheden kan foreligge en ren synkronisering. Tværtimod er et undgået sygdomstilfælde en reduceret belastning som øger personens generelle sundhedstilstand. For sygelighedens vedkommende kan det formodes, at luftforureningen kan ændre alvorligheden i et givet sygdomsforløb. En reduceret alvorlighed vil under alle omstændigheder være en gevinst og kan måske udgøre forskellen mellem, om personen kommer på hospital eller ej.

Der er i nærværende undersøgelse kun undersøgt for kortvarige variationers betydning, og det er derfor relevant at diskutere om sammenhængen holder for langvarige ændringer af luftforureningen. Det er muligt, at sundhedstilstanden kan afhænge af den gennem-

snitlige luftforurening, således at det totale antal luftforureningsrelaterede sygdomstilfælde er en funktion af den over en længere periode eksisterende luftforurening. Det indgår i denne opfattelse, at hvis vi reducerer den gennemsnitlige forurening, vil vi også reducere sygeligheden. I undersøgelsen her vurderes om kortvarige ændringer (døgnsvingninger) har betydning for sygeligheden. Derfor skal svingningen ikke betragtes som den eneste sundhedsskadelige faktor. Antagelsen er, at der er en sammenhæng mellem den gennemsnitlige luftforurening over en længere periode og en vis ændring i sundhedsforholdene. Herudfra kan det postuleres, at for en vis del af denne ændring af sundhedsforholdene vil sammenhængen indtræde umiddelbart, mens en anden del ikke giver sig udtryk i umiddelbare sundhedspåvirkninger.

III Undersøgelse af luftforureningens effekt på akut sygelighed  
og dødelighed.

## 1. Indledning.

Formålet med projektet, som denne rapport er en redegørelse for, er at studere korttidspåvirkninger af luftforureningen på dels den akutte sygelighed dels dødeligheden af hjerte- og respirationspatienter. Undersøgelsen er baseret på daglige målinger af luftens indhold af  $SO_2$ , sod og støv samt daglige registreringer af henholdsvis den akutte sygelighed og dødeligheden i det Storkøbenhavnske område og dækker perioden 1.1.1977 - 31.3.1980.

Luftens indhold af  $SO_2$ , sod og støv registreres dagligt som døgnmiddelværdier på 13 luftmålestationer i området. Den geografiske placering af disse luftmålestationer ses i figur 1.1. Materialet, der skal belyse den daglige akutte sygelighed af hjerte- og respirationspatienter, stammer fra Sundhedsstyrelsens register over hel- og deldøgnspatienters kontakter med somatiske sygehuse, Landspatientregisteret. Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi's register over samtlige dødsfald i Danmark ligger til grund for materialet til belysning af den daglige dødelighed. Afgrænsning af sygeligheds- dødelighedsmaterialerne baseres dels på de diagnoser der er registreret ved hver enkelt patient/dødsfald og er dels en geografisk afgrænsning. De udvalgte diagnoser er angivet i nedenstående liste 1, og de kommuner, der geografisk set er dækket af en af luftmålestationerne er angivet i liste 2 herunder.

Liste 1.

## Diagnoseafgrænsning.

<u>Kodenummer</u> <sup>1)</sup>	<u>Sygdomsgruppe</u>
410-413	Iskæmiske hjertesygdomme
427	Symptomatisk hjertesygdom
466	Akut bronkit
471-472	Influenza
480-486	Lungebetændelse
490-493	Bronkitis, udvidede lunger og astma

1) Kodenumre i henhold til International Classification of Diseases 8. rev.

Liste 2.

## Geografisk afgrænsning.

101	København	169	Høje Tåstrup
147	Frederiksberg	171	Ledøje-Smørum
151	Ballerup	173	Lyngby- Tårnbæk
153	Brøndby	175	Rødovre
155	Dragør	181	Søllerød
157	Gentofte	183	Ishøj
159	Gladsaxe	185	Tårnby
161	Glostrup	187	Vallensbæk
163	Herlev	189	Værløse
165	Albertslund	205	Birkerød
167	Hvidovre	207	Farum

De anførte numre er kommunekoder i henhold til Indenrigsministeriets cirkulære om kommune- og amtskoder m.v. af 25. marts 1974.

En nærmere beskrivelse af datamaterialerne til belysning af luftforureningen, den akutte sygelighed og dødeligheden findes i afsnittene 2, 3 og 4. I afsnit 2, der omhandler luftforureningsmålingerne, gives dels en beskrivelse af døgnmiddelværdierne målt på hver af de 13 luftmålestationer, og dels studeres variationerne i de gennemsnits døgnmiddelværdier, der senere anvendes ved analyserne af modeller til beskrivelse af en eventuel sammenhæng mellem luftforureningen og den akutte sygelighed henholdsvis dødeligheden. Beskrivelse af Landspatientregistermaterialet findes i afsnit 3. Videre beskæftiger vi os i dette afsnit med at indkredse og beskrive den patientpopulation der skal anvendes som mål for den daglige akutte sygelighed. Materialet der skal belyse den daglige dødelighed studeres i afsnit 4. Sammenhængen mellem akut sygelighed/dødelighed og luftforurening er analyseret ved hjælp af regressionsteknikker. I afsnit 5 og 6 redegøres for en del af de gennemførte analyser. Hovedvægten er lagt på at studere modeller til belysning af luftforureningens effekt på den akutte sygelighed, hvorimod modeller til beskrivelse af en eventuel effekt på dødeligheden kun berøres i mindre grad. Det primære sigte har været at studere modeller, hvor den akutte sygeligheds eventuelle afhængighed af luftforureningen beskrives ved en relativ simpel funktionel sammenhæng. Der har i projektets løb været ført overvejelser omkring mere komplekse modeller til beskrivelse af en eventuel sammenhæng. Der er redegjort for en del af disse overvejelser i bilag A.

## 2. Luftforureningsmaterialet.

Døgnmiddelværdier, målt i  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ , af luftens koncentration af forureningsstoffer foreligger for 13 luftmålestationer i Storkøbenhavn. Den geografiske placering af luftmålestationerne er vist i figur 1.1. På disse luftmålestationer er i variabelt omfang målt luftens indhold af  $\text{SO}_2$ , sod og støv. Registrering af døgnmiddelværdier af  $\text{SO}_2$  og sod foretages ved alle 13 luftmålestationer, medens luftens indhold af støv kun måles på 6 af luftmålestationerne (se figur 1.1). Antallet af dage, hvor registrering af døgnmiddelværdier foreligger, varierer fra station til station samt fra forureningsstof til forureningsstof. På samtlige luftmålestationer er registrering af døgnmiddelværdier foretaget frem til 31.3.1980.

I det følgende vil vi studere variationerne i døgnmiddelværdierne fra hver af de 13 luftmålestationer, samt give en beskrivelse af materialet (gennemsnit over luftmålestationer af døgnmiddelværdier) der i afsnit 5 og 6 anvendes ved undersøgelsen af luftforureningens effekt på akut sygelighed og dødelighed. Materialet til belysning af den daglige akutte sygelighed dækker kun tiden efter 1.1.1977, hvorfor vi i det efterfølgende udelukkende vil koncentrere os om luftforureningsmålingerne fra denne dato og frem til 31.3.1980.

Luftens indhold af  $\text{SO}_2$ , sod og støv tænkes dels at variere med de meteorologiske forhold og dels at være afhængig af variationer i emissionen fra de forureningskilder, der bidrager til den samlede forurening af henholdsvis  $\text{SO}_2$ , sod og støv. Luftmålestationerne er med hensyn til forureningskilder placeret i uensartede områder, således at vi ikke forventer en enslydende beskrivelse af døgnmiddelværdierne hverken for de 13 luftmålestationer eller for



de tre forureningsagenter  $\text{SO}_2$ , sod og støv. Den efterfølgende beskrivelse af variationerne i døgnmiddelværdierne er eksemplificeret ved målingerne fra de tre luftmålestationer Stom/1102, Hvid/1330 og Sunp/1210, hvor der på de to førstnævnte stationer er registreret døgnmiddelværdier af både  $\text{SO}_2$ , sod og støv, medens der fra den sidstnævnte station kun foreligger døgnmiddelværdier af  $\text{SO}_2$  og sod. Kriteriet for valg af disse luftmålestationer er at give et bredt billede af variationerne i materialet. Lad os studere døgnmiddelværdierne for hvert af de tre forureningsstoffer  $\text{SO}_2$ , sod og støv særskilt, omend disse for en stor del udviser identiske træk.

$\text{SO}_2$ : Døgnmiddelværdier af luftens indhold af  $\text{SO}_2$  målt på station Stom/1102 ses i figur 2.1. Af disse ses, at døgnmiddelværdierne indeholder en niveauændring gennem året, på den måde at niveauet er højest i vinterperioderne og lavest i sommerperioderne. Denne niveauændring er udtryk for såvel en ændring i tilførslen til luften af  $\text{SO}_2$  som variationer i de meteorologiske forhold. Variationen omkring et lokalt niveau ses at være størst, når dette niveau er stort, og det kan derfor være en fordel i stedet at betragte de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier, hvor dette ikke er tilfældet, figur 2.2. Lad i det følgende  $x_t$  betegne døgnmiddelværdien af  $\text{SO}_2$  dag  $t$ . Til at studere de tidsmæssigt lokale variationer betragtes de successive ændringer mellem to på hinanden følgende dage,  $\log(x_{t+1}) - \log(x_t)$ , eller hvilket er identisk hermed de logaritmetransformerede relative ændringer,  $\log(x_{t+1}/x_t)$ , figur 2.3. Processerne, der udgøres af de successive ændringer i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier, viser ingen tegn på afvigelser fra stationære Gaussiske processer. Det er naturligt at søge disse beskrevet indenfor klassen af ARMA-processer.

Hertil er beregnet såvel empiriske autokorrelationer som empiriske partielle autokorrelationer for ændringerne i de transformerede døgnmiddelværdier for samtlige stationer. Ved beregning af de empiriske autokorrelationer og hermed også de empiriske partielle autokorrelationer er det af beregningsmæssige grunde valgt at erstatte manglende værdier med gennemsnittet af de øvrige værdier. Dette skulle ikke kunne give anledning til fejlfortolkninger, da antallet af manglende værdier er relativt lille. De beregnede korrelationer for de tre udvalgte luftmålestationer ses i figur 2.4 og 2.5. Under antagelse af at processerne er en Gaussisk hvid støj, er spredningen på de empiriske autokorrelationer approximativt  $1/\sqrt{1185} = 0.029$ . Et gennemgående træk ved de empiriske autokorrelationer for samtlige 13 luftmålestationer er, at de 2-3 første er negative og numerisk forholdsvis store, og de efterfølgende autokorrelationer er små. For enkelte af luftmålestationerne, heriblandt Hvid/1330 og Sunp/1210, ses tegn på at processerne indeholder en periode på 8. Forklaringen herpå findes i selve måleapparatet. Bortset fra disse stationer, hvor processerne indeholder en periode på 8, tyder de empiriske autokorrelationer på at processerne kan beskrives ved glidende gennemsnitsprocesser <sup>1)</sup> af lav orden. De empiriske partielle autokorrelationer viser ingen tegn på afvigelser fra den glidende gennemsnitsproces. Vi må således konkludere, at de successive ændringer i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier er negativt korrelerede, men at ændringer der tidsmæssigt ligger mere end 3 perioder fra hinanden kan anses for at være ukorrelerede. Dette gælder dog ikke for de luft-

1) At en proces,  $z_t$ , kan beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden  $q$  vil sige, at  $z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$ , hvor  $\{a_t\}$  er en gaussisk hvid støj og  $\theta$  er modellens parametre.

målestationer, hvor måleapparatet giver anledning til en periode på 8 i de successive ændringer.

Sod: Ved beskrivelsen af variationerne i døgnmiddelværdierne af luftens indhold af sod, vil vi, omend mere kortfattet, gå frem som ovenfor ved beskrivelsen af  $\text{SO}_2$  målingerne. Figur 2.6 viser døgnmiddelværdierne for sod fra station Stom/1102. Disse ses at indeholde en niveauændring gennem året således at niveauet er lavest om sommeren og højest i vinterperioderne. Videre er variationen omkring et lokalt niveau størst, når dette niveau er stort, hvilket ikke er tilfældet for de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier, figur 2.7. Man kan bemærke niveauskiftet midt på efteråret 1979. De successive ændringer mellem to på hinanden følgende dage,  $\log(x_{t+1}) - \log(x_t)$ , ses i figur 2.8, og viser ingen tegn på afvigelser fra en stationær Gaussisk proces. For samtlige stationer er der beregnet empiriske autokorrelationer og empiriske partielle autokorrelationer for de successive ændringer i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier. Et udvalg af disse ses i figur 2.9 og 2.10. Som for  $\text{SO}_2$  materialet ses de 2-3 første empiriske autokorrelationer at være negative og numerisk set forholdsvis store. Derudover findes i processerne, for den langt overvejende del af stationerne, en periode af længde 7, hvilket tolkes som en ugedagsvariation i døgnmiddelværdierne af sod.

Støv: Døgnmiddelværdier af luftens indhold af støv målt på station Stom/1102 ses i figur 2.11. Igen ses døgnmiddelværdierne at indeholde en niveauændring gennem året på den måde at niveauet er størst i vinterperioderne og lavest i sommerperioderne, men dette træk er dog mindre markant ved disse støvmålinger end det tidligere observerede for døgnmiddelværdierne for  $\text{SO}_2$ . I analogi med beskrivelserne af variationerne i døgnmiddelværdierne for  $\text{SO}_2$  og sod vil

vi, til at studere de tidsmæssigt lokale variationer, betragte de successive ændringer af de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $\log(x_{t+1}) - \log(x_t)$ , figur 2.13. Et gennemgående træk for de empiriske autokorrelationer for disse processer er at de 2-3 første er negative og numerisk set store og de efterfølgende empiriske autokorrelationer er små. Der ses ingen tegn på at døgnmiddelværdierne for støv indeholder hverken en periode af længde 8 (som  $\text{SO}_2$ -målingerne) eller en periode af længde 7 (som sod-målingerne). De empiriske autokorrelationer og de empiriske partielle autokorrelationer figur 2.14 og figur 2.15 indikerer, at de successive ændringer i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier kan beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 2-3.

Luftmålestationerne er, som tidligere nævnt, placeret i forureningsmæssigt uensartede områder. Niveauet af døgnmiddelværdierne for  $\text{SO}_2$ , sod samt støv varierer mellem luftmålestationer. F.eks. er døgnmiddelværdierne fra stationerne Smør/1452 og Stav/1453 karakteriseret ved, generelt at ligge væsentligt lavere end de tilsvarende døgnmiddelværdier målt på de øvrige luftmålestationer. Derudover tænkes lokale meteorologiske forhold omkring luftmålestationerne at kunne betyde, at de lokale variationer ikke er tidsmæssigt sammenfaldende. Til undersøgelsen af luftforureningens effekt på akut sygelighed og dødelighed er det ønskeligt, at de døgnmiddelværdier der anvendes, i så høj grad som muligt, udtrykker den faktiske eksponering af den population, der indgår til beskrivelse af sygeligheden/dødeligheden. Det er muligt, at en opdeling af sygeligheds/dødelighedsmaterialerne baseret på den geografiske placering af luftmålestationerne vil kunne give en mere præcis beskrivelse af luftforureningens effekt på sygelighed/dødelighed, end de resultater vi beskriver i afsnit 5 og 6. I afsnit 3 redegøres for forhold i materialet til belysning af den akutte syge-

lighed der betyder, at det ikke er muligt at foretage en fornuftig geografisk opdeling af patientpopulationen på basis af hospitalsbeliggenhed. Videre vil det ikke være fornuftigt at opdele patientpopulationen efter bopælskommune. Luftmålingerne fra en enkelt luftmålestation udtrykker næppe eksponeringsgraden for den omkringboende population, idet denne, f.eks. på grund af personernes arbejdsforhold, kan tænkes at opholde sig en væsentlig del af tiden udenfor bopælskommunen. Det er derfor nødvendigt, til undersøgelsen af sammenhængen mellem luftforurening og akut sygelighed og dødelighed at anvende et luftforureningsmål, der repræsenterer områdets samlede forureningsgrad.

I de efterfølgende analyser af luftforureningens effekt på akut sygelighed og dødelighed anvendes, for hvert af de tre forureningsstoffer  $\text{SO}_2$ , sod og støv, dels de daglige gennemsnit af døgnmiddelværdierne og dels de daglige gennemsnit af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier over samtlige 13 luftmålestationer som mål for områdets forureningsgrad. Lad os her give en kort beskrivelse af disse gennemsnit. I figur 2.16 - 2.18 ses de gennemsnitlige døgnmiddelværdier af luftens indhold af  $\text{SO}_2$ , sod henholdsvis støv. For  $\text{SO}_2$  og sod ses disse gennemsnit at indeholde en årstidsvariation, således at niveauet er lavest i sommerperioderne og højest i vinterperioderne. Denne tendens genfindes, dog i en svagere form, i gennemsnittet af døgnmiddelværdierne for støv. Gennemsnit over luftmålestationer af de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af henholdsvis  $\text{SO}_2$ , sod og støv ses i figur 2.19 - 2.21. Disse gennemsnit ses, i forhold til gennemsnittene af de utransformerede døgnmiddelværdier, at være karakteriseret ved en mere stabil (tidsmæssig) varians. Ved de efterfølgende analyser viser det sig nødvendigt at eliminere årstidsvariationen i luftforureningsmaterialet. Hertil betragtes ændringerne mellem successive dage

i de gennemsnitlige døgnmiddelværdier,  $x_{t+1} - x_t$ , henholdsvis ændringerne i gennemsnittet af de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $z_{t+1} - z_t$ . Det skal bemærkes, at forskellen på differenser mellem gennemsnittene og gennemsnit af differenser over stationer er negligibel, idet de stationer, hvor niveauet af døgnmiddelværdierne afviger markant fra niveauet på de øvrige stationer, Smør/1452 og Stav/1453 har målinger af døgnmiddelværdier på omtrent alle dage i den betragtede periode. I figur 2.22 - 2.24 ses de relative ændringer,  $z_{t+1} - z_t$ , for  $SO_2$ , sod henholdsvis støv. Disse processer viser, i modsætning til de absolutte ændringer,  $x_{t+1} - x_t$ , hvor variansen er tidsafhængig, ikke tydelige tegn på afvigelser fra en stationær proces. Vi kan derfor, på sædvanlig vis, studere de empiriske autokorrelationer, figur 2.25, og de empiriske partielle autokorrelationer, figur 2.26, for at få et indtryk af strukturen i de relative ændringer. Betragtes disse empiriske autokorrelationer for sod, genfindes perioden af længde 7, hvorimod perioden af længde 8, som vi fandt i  $SO_2$  materialet for enkelte af luftmålestationerne ikke træder frem, når de gennemsnitlige logaritmetransformerede døgnmiddelværdier betragtes. Derudover kan vi observere, at i processerne der udgøres af de relative ændringer af døgnmiddelværdierne for  $SO_2$  og støv er tidsmæssige naboobservationer negativt korrelerede, samt at denne korrelation stort set forsvinder, når afstanden mellem de relative ændringer er større end fire tidsenheder.

### 3. Materiale til beskrivelse af akut sygelighed (Landspatientregistermateriale).

---

Landspatientregisteret (LPR) er oprettet i 1980 og indeholder registreringer af hel- og deldøgnspatienters kontakter med somatiske sygehuse fra 1977. Registeret suppleres årligt, og registreringen af den enkelte indlæggelse afsluttes ved patientens udskrivning. På basis af et udtræk fra LPR, vil vi i dette afsnit indkredse og beskrive den patientpopulation, der skal belyse den akutte sygelighed af hjerte- og respirationspatienter til undersøgelsen af samvariationen mellem luftkvaliteten og den akutte sygelighed.

#### Beskrivelse af udtræk fra LPR.

Patientmængden, der er medtaget i udtrækket fra LPR, og som danner grundlaget for materialet til belysning af den akutte sygelighed, er afgrænset efter følgende kriterier. En udskrivning fra LPR er medtaget, dersom

- 1) patientens hoveddiagnose eller en af bidiagnoserne tilhører en af diagnosegrupperne nævnt i liste 1, afsnit 1.
- 2) patientens bopælskommune er en af de i liste 2, afsnit 1 nævnte,  
  
eller patienten er udskrevet fra et af sygehusene 1301-1516<sup>1)</sup> incl., hvilket svarer til samtlige sygehuse i Københavns og Frederiksberg kommuner samt i Københavns amt.

Herved bestemmes 112506 patienter, hvis indlæggelsesdato fordeles sig på årene 1975-1980 og som er udskrevet inden udgangen af kalenderåret 1980. Heraf er 4 resp. 999 patienter indlagt

---

1) Kodenumre som i Sundhedsstyrelsens Sygehusklassifikation, 1981.



i årene 1975 hhv. 1976, dvs. før den egentlige registrering er påbegyndt, og i det følgende skal kun patienter indlagt i perioden efter 1977 betragtes. For hver af disse 111503 patienter er der registreret en række variable, hvoraf vi vil beskæftige os med

indlæggelsesdato

sygehus

fødselsdato

indlæggelsesmåde

indlagt fra

bopælskommune

samtlige registrerede diagnoser.

I det følgende gives en beskrivelse af patienternes fordeling på en del af ovennævnte variable, med henblik på at klarlægge materialets bonitet som mål for sygeligheden ved undersøgelsen af om der er en samvariation mellem denne og luftforureningsmålingerne.

Et af kriterierne til afgrænsning af patientmængden er, at patientens bopælskommune eller at sygehuset, hvor patienten har været indlagt, geografisk set ligger inden for det område, der er dækket af luftmålestationerne. I materialet indgår 10494 patienter, hvor enten bopælskommune eller sygehuset ikke er blandt de udvalgte kommuner hhv. sygehuse. Heraf har 5035 patienter bopæl uden for de udvalgte kommuner og 5459 patienter er indlagt på et sygehus, der ikke tilhører de udvalgte sygehuse. Hvorvidt disse patienters indlæggelse kan tænkes forårsaget af luftforureningen i Storkøbenhavn er diskutabelt, men udeladelse af denne patientmængde fra materialet til belysning af sygeligheden, vil give en mere homogent sammensat baggrundspopulation for patientgruppen.

Ud over den geografisk bestemte afgrænsning bestemmes patientmængden ved, at der kun medtages patienter, hvor en af de registrerede diagnoser er en af diagnoserne i den udvalgte diagnosegruppe. For hver patient registreres, i variabelt omfang, et antal diagnoser. I tabel 3.1 ses fordelingen af patienter på antallet af stillede diagnoser. Hos adskillige patienter er den samme diagnose registreret flere gange, hvilket er en del af årsagen til den store variation i antallet af registrerede diagnoser. Vi vil senere vende tilbage til variationen i antal registrerede diagnoser.

Enkelte af sygehusene i gruppen 1301-1516 incl. er tilsluttet LPR senere end 1977. Disse er

Kodenumre	Navn	Tilslutningsår
1302	Finseninstitutet	1978 (5)
1312	Vintersbølle Hospital	1980 (14)
1327	Sct. Josephs Hospital	1980 (29)
(under 1301)	Ortopædisk Hospital	1978
1401	Frederiksberg Hospital	1978 (7982)
1508	Hvidøre Hospital	1978 (248)

Tallene i parentes angiver antallet af patienter i materialet, der er indlagt på det enkelte sygehus i hele tilslutningsperioden. Specielt Frederiksberg hospital bidrager væsentligt til antallet af patienter i materialet, og i undersøgelsen af samvariationen mellem den akutte sygelighed og luftforureningen er det således nødvendigt at tage hensyn til det varierende antal hospitaler tilsluttet LPR.

Fordelingen af patienter på indlæggelsesår fremgår af tabel 3.2. Det forholdsvis lave antal indlæggelser i 1977 kan forklares ved fraværet af patienter fra Frederiksberg Hospital. Videre kan det lave antal indlæggelser i 1980 nok forklares ved, at registeret kun indeholder de indlæggelser, hvor udskrivning fra sygehusene har fundet sted inden udgangen af 1980. Dette taget i betragtning, ses ikke nogen væsentlig variation i antallet af indlæggelser fordelt på kalenderår.

Betragtes derimod antallet af indlæggelser fordelt på dage ses en betydelig variation. I figur 3.1, der viser antallet af indlæggelser fordelt på dage i 1977, ses en niveauændring gennem året: niveauet er højest i vinterperioderne og lavest i sommerperioden. Langt den største del af variationen i fordelingen af indlæggelser ses at være den tidsmæssigt lokale variation. En væsentlig del af denne lokale variation er en ugedagsvariation, som viser sig ved, at der lørdage og søndage kun er få indlæggelser, mens der mandage er et forholdsvis stort antal indlæggelser. Videre er helligdagsperioder karakteriseret ved et fald i indlæggelsehyppigheden. Et mønster, svarende til det ovenfor nævnte for 1977, findes i fordelingen af indlæggelser på dage for årene 1978-1980.

Ved undersøgelsen af samvariationen af luftforureningsmålingerne og sygelighedsmaterialet, må der nødvendigvis tages højde for både ugedagsvariationen, årstidsvariationen og ændringen i indlæggelsesmønsteret forårsaget af helligdagsperioder. En del af disse variationer kan forklares ved, at materialet indeholder patienter, der er indlagt via overflytning fra andet sygehus eller anden afdeling, eller er indlagt efter indkaldelse til sygehuset. Tabel 3.3 viser antallet af indlæggelser fordelt på indlæggelsesmåde (akut, indkaldt, herfødt eller uoplyst) og "indlagt fra" (hjemmet, anden afdeling, andet sygehus, alderdoms- eller plejehjem, skadestue,

andet, herfødt eller uoplyst). Luftforureningen har formentlig haft kun ringe indflydelse på indlæggelser fra anden afdeling og andet sygehus og kan næppe tænkes at have indflydelse på indlæggelsesdagen for patienter indkaldt til sygehusene. Det vil således være rimeligt at udelade disse 28482 indlæggelser fra materialet for at få et bedre billede af den akutte sygelighed. Analogt vil det være rimeligt at udelade indlæggelser kategoriseret som herfødte, dvs. 45 indlæggelser.

Der foregår pt. i Sundhedsstyrelsens regie et nærmere studie af Landspatientregisteret med henblik på at vurdere validiteten heraf. Vi har her studeret datakvaliteten gennem en undersøgelse af de registrerede CPR-numre og har fundet enkelte oplagte fejl og mangler i disse. Der vil ikke ske nogen væsentlig reduktion i antallet af indlæggelser, men det vil øge validiteten af materialet, hvis vi vælger at se bort fra patienter, hvor det registrerede CPR-nummer ikke er i overensstemmelse med den sædvanlige CPR-nummer opbygning eller aldersangivelsen ikke virker rimelig.

#### Materiale til belysning af den akutte sygelighed.

Af overvejelserne ovenfor fremgår, at det giver mulighed for en simplere fortolkning samt en mere præcis beskrivelse af variationerne i sygeligheden ved kun at betragte den del af indlæggelserne, hvor

1. indlæggelsesmåden er akut eller uoplyst,
2. patienten ikke er indlagt fra et andet sygehus eller anden afdeling,
3. patientens bopælskommune og sygehuset, hvor indlæggelse finder sted, er blandt de kommuner og sygehuse, der er nævnt side 11,

4. aldersangivelsen er rimelig, hvilket rent praktisk afgøres ved at udelade personer, hvor 7. ciffer i CPR-nummeret er et bogstav, 8 eller 9. Derudover udelades to patienter med fejl i aldersangivelsen.

Efter denne reducereing består materialet af 75956 indlæggelser.

I de efterfølgende analyser af luftforureningens effekt på den akutte sygelighed vil vi anvende det daglige antal indlæggelser i det således reducerede materiale som mål for den daglige akutte sygelighed. I hvor høj grad materialet belyser den daglige akutte hjerte- og respirationssygelighed er diskutabelt. Et af kriterierne for afgrænsning af materialet var, at en af patientens diagnoser tilhører en af de udvalgte diagnosegrupper. Materialet er herved udvalgt på grundlag af samtlige stillede diagnoser, hvilket kan betyde, at der indgår patienter, hvis indlæggelse ikke skyldes en sygdom inden for den relevante sygdomsgruppe. Argumentet for denne udvælgelse har været Landspatientregisterets ufuldstændige differentiering i hoved- og bidiagnoser. Af tabel 3.4 fremgår, at der mellem sygehuse er forskel på antal stillede diagnoser, hvorfor varierende hospitalskapaciteter og visitering til sygehuse er faktorer der kan have indflydelse på materialet. I afsnit 2 nævnte vi fordele ved en eventuel geografisk opsplittning af sygelighedsmaterialet. De netop omtalte forhold betyder, at en sådan opdeling ikke er fornuftig.

Døgnmiddelværdier af luftens koncentration af forureningsagenterne foreligger frem til 31.3.1980, og i det følgende vil vi kun studere den del af materialet, der omfatter det daglige antal indlæggelser indtil denne dato. Lad herefter  $y_t$  betegne antallet af

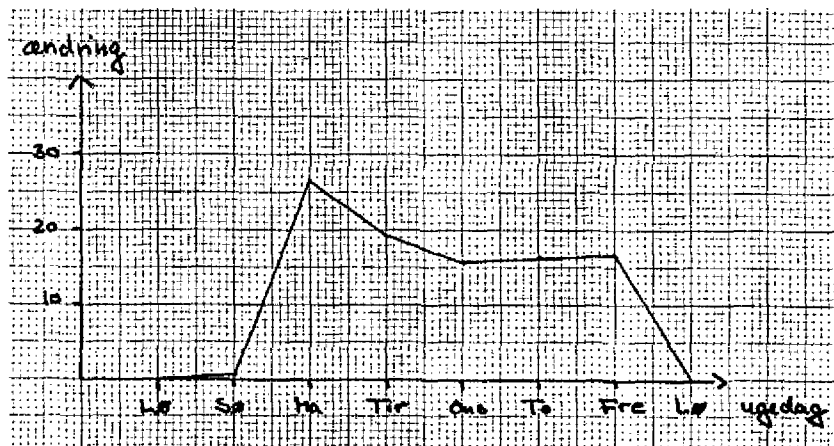
indlæggelser dag  $t$ , hvor antallet af indlæggelser er antallet af registreringer i LPR, der falder ind under ovenstående pkt. 1-4. Fordelingen af antal indlæggelser pr. dag,  $y_t$ , ses i figur 3.2. I denne figur ses en årsvariation, hvilken delvist kan forklares ved, som tidligere omtalt, det varierende antal hospitaler tilmeldt LPR. Videre ses antallet af indlæggelser pr. dag,  $y_t$ , at indeholde en årstidsvariation, således at niveauet er højest i vintermånederne og lavest i sommermånederne. I det oprindelige udtræk fra LPR så vi, at en væsentlig del af den tidsmæssigt lokale variation var en ugedagsvariation. Dette træk genfindes i det reducerede materiale, således at der lørdage og søndage kun er et forholdsvis lille antal indlæggelser, medens mandage tegner sig for et væsentligt større antal indlæggelser. En simpel metode til at få fornemmelse af ugedageeffektens størrelse er at betragte de successive ændringer i antallet af indlæggelser, hvorved de øvrige omtalte variationer elimineres. Figur 3.3 viser disse successive ændringer. Betragtes ændringerne i antallet af indlæggelser mellem to på hinanden følgende dage,  $y_t - y_{t-1}$ , kan vi, under antagelse af at disse ændringer er stokastisk uafhængige samt at ændringerne, på nær tilfældige variationer, udelukkende afhænger af en ugedagsparameter,  $\gamma_{\text{ugedag}}$ , estimere ugedageeffekten. I denne model, dvs. modellen  $y_t - y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + u_t$ , hvor  $u_t$  er en gaussisk hvid støj med varians  $\sigma_u^2$ , er de estimerede parametre og de tilhørende estimerede spredninger,

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}_{\text{mandag}} &= 26.084 & (0.853) \\ \hat{\gamma}_{\text{tirsdag}} &= -7.765 & (0.849) \\ \hat{\gamma}_{\text{onsdag}} &= -3.221 & (0.844) \\ \hat{\gamma}_{\text{torsdag}} &= 0.525 & (0.844) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{\text{fredag}} &= 0.611 & (0.846) \\ \hat{\gamma}_{\text{lørdag}} &= -16.876 & (0.853) \\ \hat{\gamma}_{\text{søndag}} &= 0.601 & (0.825) \\ \hat{\sigma}_u &= 11.35\end{aligned}$$

hvor  $\gamma_{\text{ugedag}}$  betegner ugedagseffekten fra den forudgående ugedag til den givne ugedag. F.eks. betegner  $\gamma_{\text{mandag}}$  effekten på ændringen i antallet af indlæggelser, der skyldes ændring i ugedagen fra søndag til mandag.

Figuren herunder er en grafisk fremstilling af ovenstående ugedags-estimer,  $\hat{\gamma}_{\text{ugedag}}$ , relativt til antal indlæggelser på lørdage.



Ugedagsparameteren,  $\hat{\gamma}_{\text{ugedag}}$ , forklarer 53% af den samlede variation i de successive ændringer i antallet af indlæggelser fordelt på dage.

Det skal erindres, at ovenstående beregninger, alle er under forudsætning af, at ændringerne,  $y_t - y_{t-1}$ , er uafhængige og udelukkende beskrives ved ugedagsparameteren,  $\gamma_{\text{ugedag}}$ . Analysen af modellen indikerer, at ændringerne,  $y_t - y_{t-1}$ , muligvis er negativt korrelerede, med korrelation =  $-\frac{1}{2}$ . Denne situation kan f.eks. forekomme, hvis selve  $y_t$ 'erne er uafhængige.



Opsummering. Der er i dette afsnit redegjort for, at kriterierne for udvælgelse af materialet fra Landspatientregisteret til at belyse den akutte sygelighed af hjerte- og respirationspatienter, ud over den foreslåede diagnostiske og geografiske afgrænsning, bør bestå af punkterne 1-4 p. 15-16. I det herved fremkomne materiale, sås at en væsentlig del af variationen i det daglige antal indlæggelser er en ugedagsvariation. Videre indeholder materialet både års- og årstidsvariationer. Endelig fandtes rent administrative forhold at have effekt på det daglige antal indlæggelser. Samtlige af disse faktorer må tages i betragtning ved analyser af sygelighedsmaterialets relation til luftforureningsmålingerne.

#### 4. Materiale til belysning af dødelighed.

Datamaterialet, der skal belyse den daglige dødelighed blandt hjerte- og respirationspatienter i undersøgelsen af samvariationen mellem den daglige dødelighed og døgnmiddelværdier af luftens indhold af SO<sub>2</sub>, sod og støv, stammer fra Dansk Institut for Klinisk Epidemiologi's register, der omfatter samtlige dødsfald i Danmark.

Afgrænsning af dødelighedsmaterialet sker efter kriterier, der er analoge til kriterierne beskrevet i afsnit 3 ved udvælgelsen af patientpopulationen til belysning af den daglige sygelighed. En person medtages dersom

- 1) den tilgrundliggende eller en af de medvirkende diagnoser ved død tilhører en af diagnosegrupperne i liste 1 afsnit 1,

og

- 2) personens hjemstedskommune eller dødsstedskommune er en af kommunerne nævnt i liste 2 afsnit 1.

Videre vil vi udelukkende medtage personer, hvis død indtræffer i perioden 1.1.1977 - 31.3.1980. Efter denne tidsmæssige, diagnosemæssige og geografiske afgrænsning består materialet til belysning af den daglige dødelighed af 27460 dødsfald.

Den diagnosemæssige afgrænsning er således baseret på både den registrerede tilgrundliggende og de (ind til) to registrerede medvirkende diagnoser. Det er næppe samtlige dødsfald bestemt på denne måde, der er relevante at medtage ved undersøgelsen af luftkvalitetens effekt på dødeligheden. I materialet indgår f.eks. 656 personer, hvor en eller to af diagnoserne vedrører beskadigelse ved eksterne årsager - ulykkestilfælde, selvmord eller vold. Luftforureningen

har formentlig ikke haft indflydelse på alle disse 656 dødsfald, men differentiering heraf er ikke mulig på baggrund af registeroplysningerne alene. Ved at inddrage alle tre registrerede diagnoser ved afgrænsningen består materialet af 27460 dødsfald, hvoraf kun 18183 dødsfald ville indgå, hvis udskillelsen udelukkende blev baseret på de tilgrundliggende diagnoser ved død. Således er altså 9277 dødsfald medtaget på grund af, at en af de medvirkende diagnoser ved død tilhører en af de relevante diagnosegrupper. Fordelingen på sygdomsgrupperne af antal dødsfald med henholdsvis den tilgrundliggende og de medvirkende diagnoser ved død fremgår af tabel 4.1. En væsentlig del af de tilgrundliggende diagnoser ved død er hjertesygdomsdiagnoser, hvilke, i sammenligning med luftvejssygdommene, kun i ringere grad tænkes forårsaget af luftforureningen. Derimod er de dødsårsager, hvis antal nok umiddelbart kan tænkes at være påvirket af luftkvaliteten hyppige som medvirkende diagnoser. Disse forhold taler for at inddrage alle tre diagnoser ved død til afgrænsningen af dødelighedsmaterialet.

Som mål for dødeligheden i de efterfølgende analyser af luftforureningens effekt på dødeligheden skal vi således anvende materialet afgrænset ved kriterierne 1 og 2. Antal dødsfald fordelt på dage i perioden 1.1.1977-31.3.1980 er vist i figur 4.1. Der ses i denne figur ikke tegn på at være en trend i dødeligheden i den betragtede periode. Af figuren fremgår at antal dødsfald fordelt på dage indeholder en årstidsvariation på den måde, at antallet af daglige dødsfald er højest i vinterperioderne og lavest i sommerperioderne. I afsnit 3 fandt vi, at en stor del af den tidsmæssigt lokale variation i an-

tallet af indlæggelser fordelt på dage var en ugedagsvariation. Dette træk genfindes ikke i antallet af dødsfald fordelt på dage. Lad os forsøge at opstille en simpel model for antallet af dødsfald. Hvis det antages at alle personer har samme sandsynlighed for at dø en given dag, vil vi forvente, at antallet af døde denne dag approximativt kan beskrives ved en poissonfordeling, således at hvis  $d_{d_t}$  betegner antal dødsfald dag  $t$ , vil  $d_{d_t}$  være poissonfordelt med intensitet  $\lambda_t$ ,  $d_{d_t} \sim \text{po}(\lambda_t)$ . Denne model er det ikke muligt at kontrollere direkte, men hvis antagelsen er korrekt, vil  $d_t = \sqrt{d_{d_t}}$  approximativt være normalfordelt med middelværdi  $\sqrt{\lambda_t}$  og varians  $1/4$ . Antages at antallet af dødsfald de enkelte dage er observationer fra uafhængige stokastiske variable samt at intensiteten,  $\lambda_t$  er den samme for hver dag i en given periode, kan vi kontrollere modellen ved at undersøge, om de kvadratrodstransformerede observationer er observationer fra en normalfordeling med varians  $1/4$ . På grund af årstidsvariationen i dødeligheden vil en antagelse om tidsuafhængig intensitet for hele den betragtede periode ikke være rimelig, hvorimod denne antagelse nok ikke er tilsvarende compromitterende, hvis vi opdeler perioden og betragter sommer- og vinterperioder særskilt. Defineres sommerperioderne som perioderne fra 1. maj til 30. september og de øvrige tidsperioder som vinterperioder, bliver estimatet for variansen 0.251 og 0.286 for henholdsvis sommer- og vinterperioderne. For sommerperioderne viser denne undersøgelse ingen tegn på afvigelse fra modellen, hvorimod variansestimater baseret på observationerne i vinterperioderne er signifikant forskelligt fra  $1/4$ ,  $P \sim 1\%$ . Dette skyldes formentlig at nivauet for antal dødsfald varierer gennem vinterperioden,

således at den fundne afvigelse næppe skyldes en afvigelse fra antagelsen om uafhængige observationer fra en normalfordeling med varians  $1/4$ , men snarere en afvigelse fra antagelsen om konstant middelværdi. Vi må herefter konkludere, at der i materialet ikke er fundet tegn på afvigelser fra hypotesen om, at det daglige antal dødsfald kan beskrives ved uafhængige poissonfordelinger og hermed, at de kvadratrods-transformerede antal dødsfald,  $d_t$ , approximativt kan beskrives ved uafhængige normalfordelinger. Med denne beskrivelse af variationerne i dødelighedsmaterialet vil vi ikke forvente at finde en effekt af luftforureningen på den daglige dødelighed, idet vi allerede med denne simple model har forklaret så stor en del af den daglige variation i dødeligheden som vi vil kunne håbe på.

## 5. Effekt af luftforurening på akut sygelighed.

Sammenhængen mellem akut sygelighed og luftforurening er studeret ved hjælp af regressionsteknikker, og de her analyserede modeller, er modeller, hvor den akutte sygeligheds eventuelle afhængighed af luftforureningen beskrives ved en relativ simpel funktionel sammenhæng. Overvejelser omkring mere komplekse teoretiske sammenhænge mellem sygelighed og luftforurening, end de der vil blive redegjort for her, har været ført i forbindelse med projektet, og en del heraf er beskrevet i bilag A. Videreførelse af de tanker og ideer der er beskrevet i dette bilag, har ikke vist sig muligt indenfor dette projekts rammer. Vi vil derimod koncentrere os om en undersøgelse af, hvorvidt der i materialet, findes tegn på en simpel sammenhæng mellem variationerne i den akutte sygelighed på den ene side og variationerne i luftforureningen på den anden side.

Datamaterialet, der er anvendt i analyserne, dækker perioden 1.1. 1977 til 31.3.1980 og består dels af daglige registreringer af den akutte sygelighed og dels af daglige målinger af døgnmiddel-værdier af luftens indhold af  $SO_2$ , sod og støv. Beskrivelse af den daglige akutte sygelighed, målt ved registreringerne i Landspatientregisteret, findes i afsnit 3. Af denne beskrivelse fremgik, at en væsentlig del af variationen i antallet af indlæggelser,  $y_t$ , er en ugedagsvariation, på den måde at der lørdage og søndage kun er registreret et relativt lille antal indlæggelser, medens der på mandage ses et væsentligt større antal indlæggelser. Videre så vi at materialet indeholder en årstidsvariation således at antallet af indlæggelser er større i vinterperioderne end i sommerperioderne, samt at der på helligdage sker en ændring i indlæggelsesmønstret. Som mål for den daglige forurening af  $SO_2$ , sod og støv, vil vi benytte gennemsnitsmålinger (direkte gennemsnit,  $x_t$ ,

samt logaritmiske gennemsnit,  $z_t$ ) fra de 13 luftmålestationer. Variationerne i disse gennemsnitsmålinger er der redegjort for i afsnit 2. Som i sygeligheds-materialet så vi at døgnmiddelværdierne indeholder en årstidsvariation således at niveauet af disse er lavest i sommermånederne og højest i vintermånederne.

I det følgende vil vi se på forskellige muligheder for at opstille teoretiske modeller, til beskrivelse af luftforureningens eventuelle indflydelse på den akutte sygelighed, samt studere modellernes tilpasning til datamaterialet nævnt ovenfor. Vi vil ikke opstille separate modeller for hvert af de tre forureningsstoffer  $SO_2$ , sod og støv, idet det er vanskeligt at skelne mellem disse ved opbygningen af modellerne, men analyserne af de modeller vi når frem til, vil blive foretaget for hvert af de tre forureningsstoffer for sig. Samtlige studerede modeller er regressionsmodeller, hvor den akutte sygelighed beskrives, på nær tilfældige variationer, som en lineær eller stykkevis lineær funktion af døgnmiddelværdierne, eller en funktion afledet af døgnmiddelværdierne. I analyserne af modellerne vil vi betragte luftforureningsmålingerne som udtryk for den faktiske eksponering, og således ikke indbygge usikkerheder omkring populationens eksponeringsgrad o.l. i modellerne.

Projektets formål er at studere korttidspåvirkninger af luftforureningen på den akutte sygelighed, så vi skal derfor indskrænke os til multiple regressionsmodeller med få forklarende variable, dvs. at vi til beskrivelse af sygeligheden en given dag kun vil inddrage luftforureningen i en tidsmæssigt kort periode forud for denne dag. De modeller der er analyseret, er alle opbygget således, at en eventuel effekt af luftforureningen på sygeligheden vil give sig til kende for alle niveauer af luftforureningen, og der er således ikke taget højde for en mulig tærskelværdi.

En væsentlig del af variationen i antallet af indlæggelser pr. dag,  $y_t$ , er som redegjort for tidligere en ugedagsvariation. Det er derfor nødvendigt i en model til beskrivelse af en eventuel sammenhæng mellem luftforurening og akut sygelighed, at medtage ugedagen som forklarende variabel for antallet af indlæggelser pr. dag. Videre er det nødvendigt at justere for den observerede årstidsvariation i antallet af indlæggelser. Luftforureningsmålingerne indeholder en årstidsvariation på samme måde som sygeligheden,  $y_t$ , og en model med antallet af indlæggelser pr. dag som afhængig variabel kan fejlagtigt udpege den forklarende variabel, dvs. luftforureningen, som årsagen til en del af årstidsvariationen. Som eksempel på en faktor, der muligvis kan forårsage både årstidsvariationen i antallet af indlæggelser og årstidsvariationen i luftforureningsmålingerne, kan man tænke sig klimaet. Det ligger dog ikke inden for dette projekt at indbygge meteorologiske data i modellen. En model med successive differencer i antallet af indlæggelser,  $y_t - y_{t-1}$ , som afhængig variabel og tilsvarende successive differencer i luftforureningsmålingerne som forklarende variabel, tager højde for de nævnte årstidsvariationer. En vigtig fordel ved at betragte successive differencer mellem antallet af indlæggelser pr. dag,  $y_t - y_{t-1}$ , er yderligere, at den effekt det har på sygeligheden målt ved antal indlæggelser pr. dag, at enkelte hospitaler er tilmeldt Landspatientregistret senere end 1977, forsvinder, når vi betragter differenserne  $y_t - y_{t-1}$ . Yderligere vil en eventuel effekt af en svingende hospitalskapacitet næppe findes i de successive differencer. Vi vil således i det efterfølgende udelukkende beskæftige os med at studere de successive differencer i antallet af indlæggelser, og dels analysere modeller med de successive ændringer i døgnmiddelværdierne af  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variabel for ændringerne i sygeligheden, dels modeller med de relative ændringer heraf som forklarende variabel.



Effekt af ændringer i døgnmiddelværdierne.

Den model vi til en start vil betragte kan skrives på formen

$$(1) \quad y_t - y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(x_t - x_{t-1}) + \beta_2(x_{t-1} - x_{t-2}) + u_t,$$

hvor  $y_t$  er den akutte sygelighed dag  $t$ ,  $x_t$  er døgnmiddelværdien af et givet forureningsstof dag  $t$ , og  $\gamma$ ,  $\beta_1$ , og  $\beta_2$  er modellens parametre. En forudsætning for de efterfølgende resultater er, at  $u_t$  er en gaussisk hvid støj, dvs.  $u_t$  er stationær med middelværdi nul og konstant varians,  $\sigma_u^2$ ,  $u_t$  er normalfordelt samt  $u_t$  er uafhængig af  $u_s$  for  $t \neq s$ . Forudsætningen om den indbyrdes uafhængighed af  $u_t$ 'erne er delvist en forudsætning om at ændringerne i sygeligheden,  $y_t - y_{t-1}$ , ikke kan forklares ved andre faktorer end de, der indgår i modellen. Forudsætningen omkring uafhængighed af  $y_t - y_{t-1}$ 'erne er, som det fremgik af afsnit 3, næppe opfyldt. Udtrykt verbalt siger modellen (1), at på nær tilfældige variationer beskrives ændringen i antallet af indlæggelser fra dag  $t-1$  til dag  $t$  ved en ugedagsparameter, ændringen i døgnmiddelværdien af et givet forureningsstof fra dag  $t-1$  til dag  $t$  samt ændringen i døgnmiddelværdien af dette forureningsstof i den foregående tidsperiode, dvs. fra dag  $t-2$  til dag  $t-1$ . Derudover udtrykker modellen at disse forklarende variable indgår lineært.

Datamaterialet der anvendes er tidligere beskrevet.  $y_t$  er antallet af akutte indlæggelser dag  $t$  og,  $x_t$  er gennemsnittet over 13 luftmålestationer af daglige registreringer af døgnmiddelværdierne dag  $t$ . Som tidligere nævnt, afsnit 2, har det næppe betydning for de efterfølgende resultater at vi anvender differencer mellem gennemsnittene som forklarende variable fremfor gennemsnittene over differencerne.

I undersøgelsen af modellens tilpasning til data viste det sig vigtigt at udelade helligdage samt dagene umiddelbart før og efter helligdagsperioderne. Forsøg på at tilpasse modellen (1) til materialet, hvor helligdagsperioderne indgår, faldt ikke heldigt ud. I helligdagsperioderne sås residualer, der var større end man ville forvente under antagelse af at (1) var opfyldt. Vi skal derfor udelukkende basere de efterfølgende analyser på det materiale, hvor helligdagsperioderne, det vil her sige påske, Kr. Himmelfartsdag, pinse og jul, samt dagene umiddelbart før og efter en helligdagsperiode udelades. Efter denne reduktion består materialerne af 1120, 1120 og 1122 daglige observationer af henholdsvis  $\text{SO}_2$ , sod og støv. Det varierende antal observationer for de tre forureningsstoffer  $\text{SO}_2$ , sod og støv skyldes varierende antal manglende målinger i døgnmiddelværdierne for disse tre stoffer. Residualerne, efter estimation i modellen med henholdsvis  $\text{SO}_2$ , sod og støv som forklarende variabel er afbildet i figurerne 5.1-5.3. Der ses i disse figurer ingen tydelige tegn på afvigelser fra en stationær gaussisk proces. I figur 5.4 ses empiriske autokorrelationer for de estimerede residualer. Af denne ses, at residualerne fra modellen (1), for alle tre forureningsstoffers vedkommende, ikke er uafhængige, men at naboresidualer (tidsmæssigt) er negativt korrelerede. Den empiriske autokorrelation af lag 1 er næsten -0.5, hvilket er væsentligt større end vi ville forvente, hvis residualerne kunne beskrives ved en hvid støj. De empiriske autokorrelationer i figur 5.4 og de empiriske partielle autokorrelationer i figur 5.5, tyder stærkt på at residualerne kan beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 1, men en nærmere undersøgelse heraf er ikke foretaget. Det skal bemærkes, at der i beregningen af de empiriske autokorrelationer for residualerne, og dermed også for de empiriske partielle autokorrelationer, af beregningsmæssige grunde er valgt at erstat-

te manglende værdier med nul. Dette har næppe nogen betydning for størrelsesordenen af de empiriske korrelationer. Efter denne undersøgelse af residualerne, må vi konkludere, at modellen (1) er for simpel, til at beskrive sammenhængen mellem ændringer i antal indlæggelser og ændringer i døgnmiddelværdierne. At residualerne ikke kan beskrives ved en gaussisk hvid støj, kan betyde, at ændringerne i sygeligheden ikke alene kan forklares ved de variable der indgår i modellen, i.e. ugedag og ændringer i døgnmiddelværdierne, men at det er nødvendigt at inddrage yderligere faktorer til beskrivelse af ændringerne i antallet af indlæggelser. En anden årsag til den negative korrelation mellem naboresidualer, kan være at ændringerne i antallet af indlæggelser,  $y_t - y_{t-1}$ , ikke kan antages at være uafhængige men er negativt korrelerede.

I det følgende vil vi foretage tests for reduktion i antallet af parametre, der indgår i modellen (1). De foretagne beregninger af estimater for modellens parametre, variansestimater for de estimerede parametre og vurdering af teststørrelser er alle baseret på, at antagelserne om modellen er opfyldte. Konsekvenserne af den ovenfor beskrevne afvigelse fra modellen, at  $u_t$ -processen ikke er en hvid støj idet  $u_t$  og  $u_{t-1}$  er negativt korrelerede, er diskuteret i bilag B. Afvigelsen fra modellen har ikke indflydelse på parameterestimaterne, men har indflydelse på beregningen af variansestimater for de estimerede parametre og dermed på vurderingen af de beregnede teststørrelser.

Det vil være uforholdsmæssigt kompliceret at undersøge effekten af autokorrelerede  $u_t$ 'er i alle faser af analysen, men vi vil, i slutmodellerne, give en vurdering af påvirkningen heraf på variansestimaterne. Der er redegjort herfor i bilag B.

Beregningerne foretaget herefter er således alle under antagelse af, at modellen (1) er opfyldt. Ved tests for reduktion i antallet af parametre i modellen fås for alle tre forureningsstoffer,  $\text{SO}_2$ , sod og støv, at parameteren  $\beta_2$  kan antages at være nul. I modellen med ændringer i døgnmiddelværdierne af  $\text{SO}_2$  bliver den beregnede teststørrelse for hypotesen  $\beta_2 = 0$ ,  $t = -0.94$ , som approximativt kan vurderes i en standard normalfordeling. Dette svarer til en testsandsynlighed,  $P$ , på 35%, hvorfor vi må acceptere hypotesen  $\beta_2 = 0$ . Tilsvarende beregninger med ændringerne i døgnmiddelværdierne for sod som forklarende variabel giver  $t = -1.32$ , som ved vurdering i en standard normalfordeling svarer til en testsandsynlighed,  $P$ , på 19%, og for støv fås  $t = -1.66$ , hvilket svarer til en testsandsynlighed,  $P$ , på 10%. Foretages test for yderligere reduktion i modellen,  $\beta_1 = 0$ , fås følgende teststørrelser,  $t$ , og testsandsynligheder,  $P$ ,

	$t$	$P$
$\text{SO}_2$ :	1.66	10%
sod :	2.60	1%
støv :	0.16	88% ,

således, at hypotesen må accepteres for støv og  $\text{SO}_2$ 's vedkommende, men forkastes når ændringerne i døgnmiddelværdierne for sod anvendes som forklarende variabel. Foretages de her udførte test for parametrene i modellen med støv-målingerne som forklarende variable i modsat rækkefølge fås ingen ændringer i konklusionen. Ugedagsparameteren er, for alle tre forureningsstoffer, kraftig signifikant,  $P < 0.01\%$ .

Slutmodellerne efter denne analyse, estimerer for modellernes parametre og spredningsestimaterne for de estimerede parametre bliver

SO<sub>2</sub>: Resultatet af ovenstående analyse er, at der næppe er nogen effekt af ændringerne i døgnmiddelværdierne på ændringerne i antallet af indlæggelser, men at variationerne i disse skyldes en ugedagsvariation.

Til senere brug vil vi her angive estimaterne for parameteren i modellen  $Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_{\text{SO}_2}(x_t - x_{t-1}) + u_t$ . De beregnede estimater for parametrene og de tilhørende spredningsestimater (angivet i parentes) er

$\hat{\beta}_{\text{SO}_2}$	=	0.044	(0.026)
$\hat{\gamma}_{\text{mandag}}$	=	26.475	(0.878)
$\hat{\gamma}_{\text{tirsdag}}$	=	-8.273	(0.876)
$\hat{\gamma}_{\text{onsdag}}$	=	-3.640	(0.874)
$\hat{\gamma}_{\text{torsdag}}$	=	1.128	(0.877)
$\hat{\gamma}_{\text{fredag}}$	=	0.298	(0.875)
$\hat{\gamma}_{\text{lørdag}}$	=	-16.726	(0.883)
$\hat{\gamma}_{\text{søndag}}$	=	0.651	(0.877)
$\hat{\sigma}_u$	=	11.08	

hvor  $\gamma_{\text{ugedag}}$  betegner ugedageffekten fra den foregående ugedag til den givne ugedag, f.eks. betegner  $\gamma_{\text{mandag}}$  effekten på ændringen i antallet af indlæggelser der skyldes ændringen i ugedagen fra søndag til mandag.

Sod: Analysen ovenfor resulterede i, at både ugedagen og ændringen i døgnmiddelværdierne fra den forudgående dag til en given dag er en mulig forklarende variabel for de successive ændringer i antallet af indlæggelser. Estimaterne for parametrene og de tilhørende spredningsestimater i modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_{\text{sod}}(x_t - x_{t-1}) + u_t \text{ er}$$

$\hat{\beta}_{\text{so2}}$	=	0.166	(0.064)
$\hat{\gamma}_{\text{mandag}}$	=	26.289	(0.881)
$\hat{\gamma}_{\text{tirsdag}}$	=	-8.428	(0.887)
$\hat{\gamma}_{\text{onsdag}}$	=	-3.614	(0.870)
$\hat{\gamma}_{\text{torsdag}}$	=	1.131	(0.873)
$\hat{\gamma}_{\text{fredag}}$	=	0.214	(0.872)
$\hat{\gamma}_{\text{lørday}}$	=	-16.452	(0.891)
$\hat{\gamma}_{\text{søndag}}$	=	0.731	(0.875)
$\hat{\sigma}_u$	=	11.06	

Støv: Resultatet af den gennemførte analyse er, at ændringerne i døgnmiddelværdierne næppe kan opfattes som forklarende variable for de successive ændringer i antallet af indlæggelser, men at disse kan forklares udelukkende ved ugedagsparameteren. Estimater for ugedagsparameteren ses i afsnit 3.

I bilag B er foretaget en vurdering af variansestimaterne for  $\hat{\beta}$ , i modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(x_t - x_{t-1}) + u_t$$

med henholdsvis  $\text{SO}_2$ , sod og støv som forklarende variable. Heraf fremgår, at de spredningsestimater for  $\hat{\beta}_Y$  der er anvendt i de ovenstående analyser, alle er mindre end de faktiske. For  $\text{SO}_2$  og sod er spredningen underestimeret med ca. 9% og for støv er det tilsvarende tal ca. 7%. Ændring af variansestimaterne efter disse retningslinier, fører ikke til ændringer i konklusionerne.

En lidt anden type model for sammenhængen mellem de successive ændringer i antallet af indlæggelser og de tilsvarende successive ændringer i døgnmiddelværdierne, kan være en model, hvor der er mu-

lighed for at en stigning i døgnmiddelværdien fra en forudgående dag til en given dag ikke påvirker ændringerne i sygeligheden på samme måde som, et numerisk set, tilsvarende fald i døgnmiddelværdien mellem to på hinanden følgende dage. Denne model kan specificeres ved

$$(2) \quad Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ügedag}} + \alpha_1 (x_t - x_{t-1}) \mathbb{1}_{\{x_t \geq x_{t-1}\}} + \\ + \alpha_2 (x_t - x_{t-1}) \mathbb{1}_{\{x_t < x_{t-1}\}} + u_t,$$

hvor  $\mathbb{1}_{\{x_t \geq x_{t-1}\}}$  er indikatorfunktionen, der antager værdien 1, hvis  $x_t \geq x_{t-1}$  og nul ellers, og  $\mathbb{1}_{\{x_t < x_{t-1}\}}$  er analogt en indikatorfunktion. Derudover er den anvendte notation, som notationen beskrevet ved modellen (1).

Nedenfor er angivet estimaterne for parametrene  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  og den estimerede spredning på disse.

	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
SO <sub>2</sub> :	0.081 (0.044)	0.008 (0.043)
Sod :	0.150 (0.104)	0.183 (0.109)
Støv :	-0.037 (0.041)	0.045 (0.041)

Test for, om effekten af de positive ændringer i døgnmiddelværdierne er den samme som effekten af de negative ændringer i døgnmiddelværdierne, dvs. test for hypotesen  $\alpha_1 = \alpha_2$ , kan udføres ved at beregne den sædvanlige Waldteststørrelse,  $W$ , (t-test) hvilken approximativt kan vurderes i en standard normalfordeling. De beregnede teststørrelser,  $W$ , og de tilsvarende testsandsynligheder,  $P$ , bliver

SO <sub>2</sub> :	$W = 1.38$	$P = 16\%$
Sod :	$W = -0.26$	$P = 80\%$
Støv :	$W = -1.69$	$P = 10\%$

Disse resultater viser, at der ikke er nogen væsentlig forskel mellem effekten på ændringen i antallet af indlæggelser mellem to på hinanden følgende dage af de positive ændringer i døgnmiddelværdierne og effekten af de negative ændringer i døgnmiddelværdierne mellem disse to dage.

Det skal bemærkes, at resultatet i den foregående analyse af modellen med ændringerne i døgnmiddelværdierne for støv som forklarende variable, nemlig at disse ikke har nogen væsentlig effekt på de succesive ændringer i antallet af indlæggelser, ikke er en konsekvens af at fortegnene for estimerne  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  er modsat rettede. Foretages, i modellen (2), test for ingen effekt af støvmålingerne fås for parameteren  $\alpha_1$  en testsandsynlighed på 37%, og for hypotesen  $\alpha_2 = 0$  fås en testsandsynlighed på 28%. De angivne testsandsynligheder er sideordnede.

Der er foretaget en tilsvarende undersøgelse af påvirkningen af positive henholdsvis negative ændringer i døgnmiddelværdierne, i den model, hvor ændringerne i døgnmiddelværdierne indgår fra den (tidsmæssigt) forudgående periode. Modellen er specificeret ved

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \delta_1 (x_{t-1} - x_{t-2}) I_{\{x_{t-1} > x_{t-2}\}} + \delta_2 (x_{t-1} - x_{t-2}) I_{\{x_{t-1} < x_{t-2}\}} + u_t$$

Test for hypotesen  $\delta_1 = \delta_2$  kan igen udføres ved at beregne Wald-teststørrelserne,  $W$ , og vurdere disse i en standard normalfordeling. De beregnede teststørrelser,  $W$ , og de tilsvarende testsandsynligheder,  $P$ , er

SO <sub>2</sub> :	W = - 1.62	P = 10%
Sod:	W = 1.12	P = 26%
Støv:	W = 1.06	P = 30%,

og vi kan således konkludere at parametrene må betragtes som ens.



Effekt af relative ændringer i døgnmiddelværdierne.

Modellerne, der er studeret i det foregående, er alle karakteriseret ved, at døgnmiddelværdierne er antaget kun at indgå i beskrivelsen af ændringerne i antallet af indlæggelser ved størrelsen af de succesive ændringer i døgnmiddelværdierne. Det er imidlertid muligt at forestille sig de relative ændringer i døgnmiddelværdierne som potentielle forklarende variable for ændringerne i antallet af indlæggelser, således at ændringer på et lavt forureningsniveau kan tænkes at have større indflydelse på ændringen i sygeligheden end en, numerisk set, tilsvarende ændring på et højt forureningsniveau. En mekanisme som denne kan f.eks. forekomme, hvis der kan tænkes at være en tilvænnings effekt m.h.t. luftforurening. I det følgende vil vi studere modeller af denne type, og lad os, i analogi med modellen (1), specificere følgende model:

$$(3) \quad Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(z_t - z_{t-1}) + \beta_2(z_{t-1} - z_{t-2}) + \varepsilon_t$$

hvor  $z_t$  er gennemsnittet over luftmålestationer af de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier, og hermed er  $z_t - z_{t-1}$  logaritmen til den relative ændring af et givet forureningsstof,  $y_t$  er antallet af indlæggelser dag  $t$  og  $\gamma$ ,  $\beta_1$  og  $\beta_2$  er modellens parametre. Som ved modellen (1), er en forudsætning for de efterfølgende resultater at  $\varepsilon_t$  er en gaussisk hvid støj. Der gælder her samme bemærkninger om modellens bonitet som bemærkningerne ved model (1).

Datamaterialet, der anvendes til de følgende analyser, er analogt til det materiale, der blev anvendt i de foregående analyser.  $y_t$  er antallet af akutte indlæggelser dag  $t$ , og  $z_t$  er gennemsnittet af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier fra 13 luftmålestationer.

Kommentarer til modellens tilpasning til data svarer til de der blev fremsat ved undersøgelsen af modellen (1). Det viste sig vigtigt at udelade helligdage samt dagene umiddelbart før og efter helligdagsperioderne. Ved studie af residualerne fra de fittede modeller, med henholdsvis  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variable, ses træk svarende til de træk vi fandt i residualerne fra modellen (1). De beregnede residualer er afbildet i figurerne 5.6 - 5.8. Figur 5.9 viser de empiriske autokorrelationer for residualerne og figur 5.10 viser de empiriske partielle autokorrelationer for residualerne. Disse figurer tyder stærkt på, at residualerne kan beskrives ved en gaussisk glidende gennemsnitsproces af orden 1, således at de antagelser om modellen, der ligger til grund for de følgende beregnede variansestimater for parameterestimaterne og vurderingen af de beregnede teststørrelser, ikke er opfyldte. Som ved analysen af model (1) vil vi, ud fra betragtningerne i bilag B, give en vurdering af effekten af de negativt korrelerede residualer på variansestimaterne i slutmodellerne.

Fremgangsmåden ved analysen af modellen (3) svarer til den tidligere gennemførte analyse af modellen (1). Ved test for reduktion i antallet af parametre fås for alle tre forureningsstoffer at parameteren  $\beta_2$  kan antages af være nul ( $SO_2$ :  $t = -0.81$ ,  $P = 42\%$ ; Sod:  $t = -1.50$ ,  $P = 13\%$ ; Støv:  $t = -1.61$ ,  $P = 11\%$ ). Foretages herefter test for yderligere reduktion i modellen,  $\beta_1 = 0$ , fås følgende teststørrelser,  $t$ , og tilhørende testsandsynligheder,  $P$ ,

	$t$	$P$
$SO_2$ :	2.93	0.4%
Sod:	2.78	0.6%
Støv:	0.26	79.5%

Vi kan således forkaste hypotesen for  $\text{SO}_2$  og sod's vedkommende, hvorimod hypotesen om forsvindende virkning af de relative ændringer i døgnmiddelværdierne for støv må accepteres. Foretages de udførte test for effekt af døgnmiddelværdierne for støv i modsat rækkefølge, dvs. hypotesen  $\beta_1 = 0$  testes før hypotesen  $\beta_2 = 0$ , fås ingen ændringer i konklusionen. Ugedagsparameteren er igen kraftig signifikant; i samtlige analyser er testsandsynligheden for hypotesen om forsvindende ugedageeffekt mindre end 0.01%.

De beregnede estimater for parametrene i slutmodellerne, og spredningsestimaterne for de estimerede parametre bliver

$\text{SO}_2$ : Den gennemførte analyse af sammenhænge mellem ændringer i antallet af indlæggelser og de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne resulterede i, at modellen (3) reduceres til modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_{\text{SO}_2} (z_t - z_{t-1}) + \varepsilon_t$$

De beregnede estimater for modellens parametre og de tilhørende spredningsestimater (angivet i parentes) er

$\hat{\beta}_{\text{SO}_2}$	=	7.256	(2.477)
$\hat{\gamma}_{\text{mandag}}$	=	26.361	(0.874)
$\hat{\gamma}_{\text{tirsdag}}$	=	- 8.442	(0.873)
$\hat{\gamma}_{\text{onsdag}}$	=	- 3.830	(0.872)
$\hat{\gamma}_{\text{torsdag}}$	=	1.195	(0.871)
$\hat{\gamma}_{\text{fredag}}$	=	0.317	(0.871)
$\hat{\gamma}_{\text{lørdag}}$	=	- 16.511	(0.879)
$\hat{\gamma}_{\text{søndag}}$	=	0.652	(0.871)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$	=	11.02	

Sod: Resultater som for  $SO_2$ . Estimerne for parametrene og spredningsestimater for disse i modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_{\text{sod}}(z_t - z_{t-1}) + \varepsilon_t$$

bliver

$\hat{\beta}_{\text{sod}}$	=	5.554	(1.994)
$\hat{\gamma}_{\text{mandag}}$	=	26.112	(0.887)
$\hat{\gamma}_{\text{tirsdag}}$	=	- 8.627	(0.882)
$\hat{\gamma}_{\text{onsdag}}$	=	- 3.658	(0.869)
$\hat{\gamma}_{\text{torsdag}}$	=	1.212	(0.872)
$\hat{\gamma}_{\text{fredag}}$	=	0.176	(0.869)
$\hat{\gamma}_{\text{lørdag}}$	=	- 16.275	(0.894)
$\hat{\gamma}_{\text{søndag}}$	=	0.756	(0.872)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$	=	11.02	

Støv: Analysen resulterede i at de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne for støv næppe kan betragtes som forklarende variable for de succesive ændringer i antallet af indlæggelser.

I bilag B findes en vurdering af spredningsskønnet for estimatet for  $\beta_1$  i modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(z_t - z_{t-1}) + \varepsilon_t$$

med henholdsvis  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variable. Spredningsestimerne for  $\hat{\beta}_1$  angivet ovenfor er alle mindre end de faktiske. For  $SO_2$  er spredningen underestimeret med ca. 4%, for sod med ca. 3% og for støv er spredningen under-

estimeret med ca. 9%. Inddragelse af dette ved vurderingen af parameterestimerterne giver ikke anledning til ændring i konklusionen.

Gennemføres en analyse af modellen svarende til (2) nu blot med de logaritmetransformerede relative ændringer som uafhængig variabel, i.e.

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \alpha_1 (z_t - z_{t-1}) 1_{\{z_t \geq z_{t-1}\}} + \alpha_2 (z_t - z_{t-1}) 1_{\{z_t < z_{t-1}\}} + \varepsilon_t$$

fås at der ikke er forskel på virkningen af stigninger i døgnmiddelværdierne og tilsvarende fald i døgnmiddelværdierne. De beregnede Waldteststørrelser og de tilhørende testsandsynligheder for hypotesen  $\alpha_1 = \alpha_2$  i ovenstående model bliver

SO <sub>2</sub> :	W = 0.71	P = 48%
Sod:	W = 0.25	P = 80%
Støv:	W = -0.47	P = 64%

Ved i modellen

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \delta_1 (z_{t-1} - z_{t-2}) 1_{\{z_{t-1} \geq z_{t-2}\}} + \delta_2 (z_{t-1} - z_{t-2}) 1_{\{z_{t-1} < z_{t-2}\}} + \varepsilon_t$$

at teste hypotesen  $\delta_1 = \delta_2$  fås tilsvarende

SO <sub>2</sub> :	W = 1.25	P = 21%
Sod:	W = 0.20	P = 84%
Støv:	W = 0.81	P = 42%

Der findes i materialet således ikke tegn på, at størrelsen, af en eventuel effekt af logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne på de succesive ændringer i antallet af

indlæggelser, er afhængig af hvorvidt der er sket en stigning eller et fald i døgnmiddelværdien.

### Sammenfatning.

Der er ovenfor givet en beskrivelse af analyser af modeller, hvori det antages, at en eventuel effekt af ændringerne mellem døgnmiddelværdierne af et givet forureningsstof på de succesive ændringer i antallet af indlæggelser, på nær en ugedagsvariation, kan beskrives som en simpel lineær sammenhæng. Analyserne er gennemført dels med ændringer i døgnmiddelværdierne af henholdsvis  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variable, og dels med (logaritme-transformerede) relative ændringer i døgnmiddelværdierne for disse forureningsstoffer som forklarende variable. Et af de opnåede resultater er, at ugedagsparameteren kan forklare en betydelig del af variationen i ændringerne i antallet af indlæggelser. Fælles for de to typer modeller, der er analyseret: modellen med ændringer i døgnmiddelværdierne som forklarende variabel og modellen med de relative ændringer i døgnmiddelværdien som forklarende variabel, er, at residualerne fra disse modeller ikke kan antages at være uafhængige. I begge modeller sås en kraftig negativ korrelation, omkring  $-\frac{1}{2}$ , mellem naboresidualer. Denne afvigelse fra modellerne kan betyde, at ændringerne i sygeligheden ikke udelukkende kan forklares ved de uafhængige variable, der indgår i modellerne. Videre kan det tænkes, at en lineær sammenhæng er for simpel til beskrivelse af sammenhængen mellem ændringerne i antallet af indlæggelser og ændringer i døgnmiddelværdierne, og således at modeller med en mere kompliceret funktionel sammenhæng (f.eks. som beskrevet i bilag A) er nødvendige. Endelig kan den negative korrelation ( $= -\frac{1}{2}$ ) mellem naboresidualer fremkomme, hvis ændringerne i antallet af indlæggelser er negativt korrelerede. Antages selve  $y_t$ -erne (antallet af indlæg-

gelses dag  $t$ ) at være uafhængige vil de successive ændringer,  $Y_t - Y_{t-1}$ , være negativt korrelerede med korrelation =  $-\frac{1}{2}$ .

Efter at have foretaget analyser af de opstillede modeller, uden at inddrage den observerede afvigelse herfra, er resultaterne af disse revurderet på basis af betragtningerne i bilag B. Ingen af de gennemførte analyser taler for en sammenhæng mellem ændringer i antal indlæggelser på successive dage og ændringer (relative eller absolutte) i døgnmiddelværdierne af støv. Det skal i denne sammenhæng erindres, at måling af luftens støv-indhold kun er foretaget på 6 af de 13 luftmålestationer. Døgnmiddelværdier af  $SO_2$  og sod er målt på samtlige 13 luftmålestationer, således at de gennemsnitsmålinger for  $SO_2$  og sod, der er anvendt i analyserne, kan tænkes at være bedre mål for områdets  $SO_2$  henholdsvis sod-forurening end gennemsnittet over 6 luftmålestationer af støvmålingerne er for områdets støv-forurening. For  $SO_2$  og sod's vedkommende ses der tegn på at være en positiv sammenhæng mellem døgnmiddelværdierne for disse stoffer og antallet af indlæggelser, på den måde, at stigninger i forureningsgraden fra en given dag til den efterfølgende dag giver en stigning (relativt til ugedagsvirkningen) i antallet af indlæggelser i samme tidsperiode.

Der er foretaget analyser af modellerne (1) og (3) på de tre delmaterialer, der består af observationerne fra de indbyrdes disjunkte tidsperioder 1977, 1978 og 1979-80. Ved analyser af materialerne fra hver af de tre perioder underbygges ovennævnte tendens, idet samtlige analyser giver parameterestimer af omtrent samme størrelse som de tilsvarende analyser der dækker hele perioden 1977-1980. I figur 5.11 er, for hvert af de tre forureningsstoffer, de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne afbildet mod de (tidsmæssigt) tilhørende ændrin-

ger i antallet af indlæggelser. Figurerne viser de ovennævnte tendenser for luftforureningens indflydelse på den akutte sygelighed. Vi må således konkludere, at der i materialet ses træk, der tyder på, at der er en svag positiv afhængighed mellem på den ene side ændringer fra en given dag til den efterfølgende i antallet af indlæggelser og ændringerne af døgnmiddelværdierne for SO<sub>2</sub> og sod i samme tidsperiode på den anden side. Der er ikke fundet tegn på en sammenhæng mellem døgnmiddelværdierne af støv og ændringer i antallet af indlæggelser. Det skal endnu en gang påpeges, at de betragtede modeller til beskrivelse af påvirkningen fra luftforureningen på den akutte sygelighed ikke giver nogen tilfredsstillende beskrivelse af data (kan ikke benyttes til at give præcise forudsigelser). På grund af vanskelighederne ved at beregne spredningsestimater for de estimerede parametre og usikkerheden omkring valg af model skal man være forsigtig med at anvende de estimerede parametre til at angive størrelsen af indflydelsen fra luftforureningen på sygeligheden. Lad os på trods heraf anvende disse estimater til at få et skøn over den kvantitative betydning af de fundne sammenhænge mellem de successive ændringer i antallet af indlæggelser,  $y_t - y_{t-1}$ , og de successive ændringer i døgnmiddelværdierne,  $x_t - x_{t-1}$ , af SO<sub>2</sub> henholdsvis sod. I modellen (notation som tidligere)

$$y_t - y_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(x_t - x_{t-1}) + u_t$$

er estimaterne for parameteren  $\beta$ ,  $\hat{\beta}_{\text{SO}_2} = 0.044$  og  $\hat{\beta}_{\text{sod}} = 0.166$ .

Antages at denne model er rigtig, kan vi for en given ændring i døgnmiddelværdierne, beregne den forventede ændring i antallet af indlæggelser,  $E(y_t - y_{t-1})$ . Denne forventede ændring bliver,



$$\text{SO}_2 : E(Y_t - Y_{t-1}) = \gamma_{\text{ugedag}} + 1.09 \quad (0.70)$$

$$\text{Sod} : E(Y_t - Y_{t-1}) = \gamma_{\text{ugedag}} + 1.74 \quad (0.73)$$

når vi som ændring i døgnmiddelværdierne anvender gennemsnittet af ændringerne plus 2 gange spredningen på disse. Dette svarer for  $\text{SO}_2$ 's vedkommende til stigning på  $24.7 \mu\text{g}/\text{m}^3$  og for sod til en stigning på  $10.5 \mu\text{g}/\text{m}^3$ . Tallene i parentes angiver den estimerede spredning på tilvæksten og  $\hat{\gamma}_{\text{ugedag}}$  er estimererne for ugedagseffekten som findes p.31-32. For hele perioden er det gennemsnitlige antal indlæggelser pr. dag ca. 64, så på trods af en relativ stor ændring i døgnmiddelværdierne vil vi således kun forvente en mindre ændring i antallet af indlæggelser.

## 6. Effekt af luftforurening på dødelighed.

Der skal kort redegøres for et enkelt forsøg på at beskrive en eventuel sammenhæng mellem luftforurening og dødelighed. Den model, vi skal prøve at opstille for sammenhængen, er analog til modellerne anvendt ved sygelighed-luftforureningsproblematikken. Intentionen med at analysere denne model er således ikke, at foregive at resultaterne fra analysen kan anvendes til at drage inferens om sammenhængen mellem luftforurening og dødelighed, men analysen kan muligvis frembringe en smule forståelse af, hvorledes en rimelig model kan se ud.

Som i undersøgelsen af sygelighed-luftforureningsmaterialet, dækker det her anvendte datamateriale perioden 1.1.1977 til 31.3.1980. Materialet består dels af daglige registreringer af dødeligheden (beskrevet i afsnit 4) og dels af daglige registreringer af døgnmiddelværdierne af forureningsagenterne  $SO_2$ , sod og støv. Som mål for den daglige forureningsgrad vil vi igen anvende gennemsnittet af de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier målt på de 13 luftmålestationer. Dette materiale er beskrevet i afsnit 2. I beskrivelsen af dødelighedsmaterialet så vi, at normalfordelingen giver en god beskrivelse af fordelingen af kvadratroden af det daglige antal dødsfald. Vi vil derfor anvende disse kvadratrodstransformerede antal i analysen. I analogi med analyserne i afsnit 5 vil vi udelade helligdagsperioder og dagene umiddelbart før og efter disse i beregningerne.

Den model, vi vil analysere, svarer til model (3) afsnit 5, og kan skrives på formen

$$(4) \quad d_t - d_{t-1} = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta_1(z_t - z_{t-1}) + \beta_2(z_{t-1} - z_{t-2}) + u_t$$

hvor  $d_t$  betegner kvadratroden af antal dødsfald dag  $t$ ,  $z_t = \log_{10}(x_t)$ , hvor  $x_t$  er koncentrationen af et givet forureningsstof ( $\text{SO}_2$ , sod eller støv) dag  $t$ ,  $\gamma$  er ugedagseffekten og  $\beta_1$  og  $\beta_2$  er modellens parametre. I afsnit 4 fandt vi, at kvadratrodstransformerede antal dødsfald dag  $t$ , ikke afviger væsentligt fra uafhængige observationer fra en normalfordeling. Under denne forudsætning vil ændringerne  $d_t - d_{t-1}$ , ikke være uafhængige, men successive ændringer vil være negativt korrelerede med korrelation  $-\frac{1}{2}$ , og en antagelse om at  $u_t$  er uafhængig af  $u_s$  for  $t \neq s$ , vil derfor ikke være opfyldt. I de følgende beregninger vil vi, til en start, se bort fra dette.

I undersøgelsen af modellens tilpasning til data, ses træk der er analoge til de tidligere observerede for sygelighed-luftforureningsanalyserne. Residualerne efter estimation i modellen, figur 6.1-6.3, viser ingen tydelige tegn på afvigelser fra en normalfordeling, men nabo-residualer (tidsmæssigt) er negativt korrelerede. Figur 6.4 viser de empiriske autokorrelationer for de estimerede residualer, og figur 6.5 viser de empiriske partielle autokorrelationer for de estimerede residualer. I disse ses tegn på at residualerne kan beskrives ved glidende gennemsnitsprocesser af orden 1. Videre ses, at den empiriske autokorrelation af orden 1 er meget nær  $-\frac{1}{2}$ , hvilket stemmer overens med betragtningen ovenfor omkring negative korrelationer mellem de successive ændringer.

Afvigelsen i  $u_t$ -processen fra en hvid støj, medfører, som i afsnit 5, at de sædvanlige variansestimater for parameter estimererne må korrigeres som beskrevet i bilag B. De nedenfor angivne spredningsestimater er alle beregnet ud fra antagelsen om, at  $u_t$  processen er en hvid støj. Derudover influerer afvigelsen i  $u_t$ -processen

fra en hvid støj på beregningen af testsandsynligheder. Test-sandsynlighederne nedenfor er alle beregnet under antagelse af at processen  $u_t$  er en hvid støj, hvorfor man skal være varsom med at drage inferens om modellens parametre på basis af de angivne testsandsynligheder. Det skal bemærkes, at korrelationen mellem støjvariablene,  $u_t$ , ikke indvirker på beregningen af parameterestimerterne. Disse er stadig centrale.

Fælles for de tre analyser (hhv. med  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variable) er, at der ikke ses tegn på at være en effekt af ugedag. Dette underbygger resultatet i afsnit 4. Efter således at udelade ugedagsparameteren, men bibeholde et generelt niveau svarende til en trend i dødeligheden, fås følgende resultater:

$SO_2$ : Test for reduktion af antallet af parametre i modellen giver først, at hypotesen  $\beta_1 = 0$  kan accepteres. Den beregnede teststørrelse,  $t$ , er  $t = 0.37$ , som approximativt kan vurderes i en standard normalfordeling. Dette svarer til en testsandsynlighed,  $P$ , på 71%. Herefter er det ikke muligt at reducere yderligere. Teststørrelsen for hypotesen  $\beta_2 = 0$  bliver  $t = 2.69$ , hvilket svarer til testsandsynligheden  $P = 1\%$ .

Estimerterne for  $\beta_2$  og  $\delta$  i slutmodellen

$$d_t - d_{t-1} = \delta + \beta_2(z_{t-1} - z_{t-2}) + u_t$$

bliver

$$\hat{\delta} = -0.000 \quad (0.020)$$

$$\hat{\beta}_2 = 0.395 \quad (0.147)$$

$$\hat{\sigma}_u = 0.67$$

Tallene i parentes angiver de estimerede spredninger.

Sod: Teststørrelsen for hypotesen  $\beta_2 = 0$  bliver  $t = 1.69$ , hvilket svarer til en testsandsynlighed,  $P$ , på 9%. Testes herefter hypotesen  $\beta_1 = 0$  fås teststørrelsen  $t = 2.53$ , som giver testsandsynligheden  $P = 1\%$ . Estimerterne for  $\beta_1$  og  $\delta$  i modellen

$$d_t - d_{t-1} = \delta + \beta_1(z_t - z_{t-1}) + u_t$$

bliver

$$\begin{aligned}\hat{\delta} &= 0.000 & (0.020) \\ \hat{\beta}_1 &= 0.291 & (0.115) \\ \hat{\sigma}_u &= 0.67\end{aligned}$$

Støv: Ved successiv testning fås først at parameteren  $\beta_2$  kan antages at nul ( $t = 1.08$ ,  $P = 28\%$ ). Teststørrelsen for hypotesen  $\beta_1 = 0$  bliver  $t = 1.95$ , som svarer til testsandsynligheden  $P = 5\%$ . I modellen

$$d_t - d_{t-1} = \delta + \beta_1(z_t - z_{t-1}) + u_t$$

fås

$$\begin{aligned}\hat{\delta} &= 0.000 & (0.020) \\ \hat{\beta}_2 &= 0.226 & (0.115) \\ \hat{\sigma}_u &= 0.67\end{aligned}$$

Som det fremgår af bilag B, er de her angivne spredningsestimater underestimerede. For  $SO_2$  analysen skal spredningen på hældningsestimatet,  $\beta_2$ , korrigeres med 4%. For sod og støv er de tilsvarende korrektioner 3% henholdsvis 8%. Det skønnes dog, at størrelsesordenen af disse spredningskorrektioner er så lille, at konklusionerne ikke påvirkes heraf. Et af resultaterne fra analyserne er, at parameteren  $\delta$  svarende til et generelt niveau kan antages at være nul, hvilket betyder at der ikke er nogen trend i dødeligheden.

Analyserne af modellen indikerer, at den største del af responsen på ændringerne i døgnmiddelværdierne af sod og støv indtræffer samme dag som døgnmiddelværdierne ændres. For  $\text{SO}_2$ 's vedkommende er der derimod tale om en tidsmæssigt forsinket effekt. Figur 6.6 viser plot af successive ændringer i kvadratrodstransformerede antal dødsfald mod den foregående tidsperiodes differencer mellem (de logaritmetransformerede) døgnmiddelværdier af  $\text{SO}_2$ . Figur 6.7 og 6.8 viser de tilsvarende ændringer i dødeligheden fra en given dag til den efterfølgende plottet mod ændringerne i døgnmiddelværdierne af sod henholdsvis støv fra denne dag til den efterfølgende. Tegningerne viser, at der næppe er en sammenhæng mellem ændringerne i dødeligheden og de relative ændringer i døgnmiddelværdierne for støv, hvorimod der for  $\text{SO}_2$  og sod ses træk som underbygger de ovenfor nævnte sammenhænge.

Endelig skal nævnes, at forsøg på at tilpasse en model, hvor dødeligheden en given dag relateres ved en lineær sammenhæng til døgnmiddelværdierne denne og den foregående dag, dvs. en model af typen

$$d_t = \alpha_1 z_t + \alpha_2 z_{t-1} + u_t$$

(samme notation som tidligere) ikke falder heldigt ud. Residualerne udviser en systematisk variation, idet disse hovedsageligt er positive i vinterperioderne og negative i sommerperioderne.

Det er dog muligt, at vi til at beskrive en eventuel sammenhæng mellem dødelighed og luftforurening, skal anvende selve dødeligheden,  $d_t$ , som afhængig variabel i en regressionsmodel, og ikke de successive ændringer i antallet af dødsfald. En sådan model skal, ud over selve døgnmiddelværdierne indeholde yderligere tidsafhængige variable. Måske kan en klimafaktor anvendes som indikator for en sådan variabel.

## 7. Konklusion.

Grundlaget for undersøgelsen af luftforureningens effekt på dels den akutte sygelighed og dels dødeligheden, er daglige registreringer af såvel døgnmiddelværdier af luftens indhold af  $SO_2$ , sod og støv som daglige registreringer af den akutte sygelighed og dødeligheden af hjerte- og respirationspatienter.

Som mål for luftforureningen anvendte vi gennemsnits-døgnmiddelværdier baseret på målinger fra 13 luftmålestationer. En vigtig forudsætning for, at de opnåede resultater kan anvendes til at belyse sammenhængen mellem luftforurening og akut sygelighed/dødelighed, er, at disse gennemsnits-døgnmiddelværdier udtrykker den faktiske eksponering af den population, der indgår ved beskrivelse af sygeligheden henholdsvis dødeligheden. Hvorvidt denne antagelse er opfyldt, er diskutabelt, men ud fra de datamaterialer, der ligger til grund for undersøgelsen, er det næppe muligt at give et bedre mål for eksponeringen.

Sammenhængen mellem luftforurening og akut sygelighed henholdsvis dødelighed blev studeret ved hjælp af regressionsteknikker. Det skal påpeges, at modellerne, der er analyseret i afsnit 5 og 6, udgør en mindre del af den samlede mængde modeller, der i projektets forløb har været forsøgt opstillet for problemet, hvorfor enhver interpretation af resultaterne fra de refererede analyser må foregå med forsigtighed. Samtlige analyserede modeller beskriver sammenhængen mellem luftforureningen og akut sygelighed hhv. dødelighed på relativ simpel vis. Vi har koncentreret os om to typer modeller, dels en model, hvor de successive ændringer i antallet af indlæggelser (dødsfald), på nær en ugedagsvariation, antages at være en lineær funktion af ændringerne i døgnmiddelværdierne og dels en model, hvor de logaritmetransformerede rela-

tive ændringer i døgnmiddelværdierne indgår som forklarende variable.

I materialet til belysning af sygeligheden fandt vi, at en væsentlig del af variationen i det daglige antal indlæggelser er en ugedagsvariation. Derudover sås dette materiale at indholde såvel års- som årstidsvariationer, og endelig fandtes rent administrative forhold at have effekt på det daglige antal indlæggelser. Der fandtes ingen effekt hverken af de absolutte ændringer eller af de relative ændringer i døgnmiddelværdierne af støv på ændringerne i antallet af indlæggelser. Derimod fandt vi, for sod og  $\text{SO}_2$ 's vedkommende, en positiv sammenhæng mellem ændringerne i døgnmiddelværdierne og ændringerne i antallet af indlæggelser, således at en stigning i luftens indhold af  $\text{SO}_2$  henholdsvis sod fra en given dag til den næste giver en stigning (bortset fra ugedageeffekten) i antallet af indlæggelser i samme tidsperiode.

Ved undersøgelsen af variationerne i dødelighedsmaterialet fandt vi, at den simple Poission model uden inddragelse af luftforureningen som forklarende variabel var i så god overensstemmelse med data, at vi ikke ville forvente en særlig stor effekt af luftforureningen på den daglige dødelighed. Den model, der er analyseret med henblik på at beskrive sammenhængen mellem luftforurening og dødelighed, er analog til modellerne anvendt til belysning af luftforureningens effekt på sygeligheden. Ved disse analyser fandtes en positiv effekt af ændringerne i døgnmiddelværdierne af sod på ændringerne i dødeligheden, således at responsen indtræffer samme dag, som døgnmiddelværdierne ændres. Derimod er der for  $\text{SO}_2$ 's vedkommende snarere tale om en tidsmæssigt forsinket effekt, således at responsen på ændringerne i døgnmiddelværdierne først indtræffer i den efterfølgende tidsperiode. Døgnmiddelværdierne for støv



synes ikke at have nogen værdi som forklarende variabel for dødeligheden. Analyserne af dødelighedsmaterialet viste, at der hverken er en ugedageeffekt eller en trend i dødeligheden.

Usikkerheden omkring valg af model betyder, at det ikke er muligt at give en præcis vurdering af responsen. Et skøn over den kvantitative betydning af de fundne sammenhænge er dog beskrevet i afsnit 5, hvor vi fandt, at en relativ stor ændring i døgnmiddelværdierne af  $\text{SO}_2$  og sod svarer til en forventet stigning i antallet af indlæggelser på 1-2. Det skal også her påpeges, at denne kvantitative beskrivelse af effekten skal ses i lys af de allerede diskuterede forbehold (simpel model, luftforureningsmålingernes repræsentativitet, forbeholdene omkring indlæggelsestallene m.m.), således at man skal være forsigtig med at anvende denne størrelse som mål for indflydelsen af områdets luftforurening på den akutte sygelighed.

Bilag A. Overvejelser vedrørende teoretiske modeller for  
luftforureningens indflydelse på akut sygelighed/  
dødelighed.

---

Vi skal i det følgende se på nogle muligheder for at opstille teoretiske modeller til beskrivelse af luftforureningens indvirkning på befolkningens akutte sygelighed, og vi skal derefter kort diskutere, hvilken gavn man kan have af sådanne modeller.

Den population vi studerer, er de personer, der på det pågældende tidspunkt befinder sig i én blandt et nærmere specificeret antal kommuner i København og omegn.

Vi skal benytte følgende betegnelser:

- $s_t$ : betegnelse for en persons skrøbelighed (m.h.t. påvirkning af luftforureningen) til tid  $t$  (regnet i dage). Denne skrøbelighed tænkes at ændre sig med tiden og ændringen tænkes at være påvirket af luftforureningsniveauet.
- $g_t$ : betegnelse for tæthedsfunktionen for skrøbelighedsfordelingen i befolkningen til tid  $t$ .
- $x_t$ : luftforureningsniveauet på dag  $t$  (vi tænker her på en enkelt komponent i forureningen).
- $y_t$ : forventet antal indlæggelser (eller dødsfald) på dag  $t$  i den studerede population.
- $\lambda_t$ : intensiteten for en person for på dag  $t$  at blive ind-

lagt (eller at dø) af en lidelse forårsaget - helt eller delvis - af luftforurening. Intensiteten tænkes at være en funktion af  $x_t$  og  $s_t$ .

Det vi interesserer os for, er antallet af indlæggelser,  $Y_t$ , sammenholdt med luftforureningsniveauet  $x_t$ , men førend den teoretiske sammenhæng mellem disse kan postuleres, må vi gøre en række antagelser:

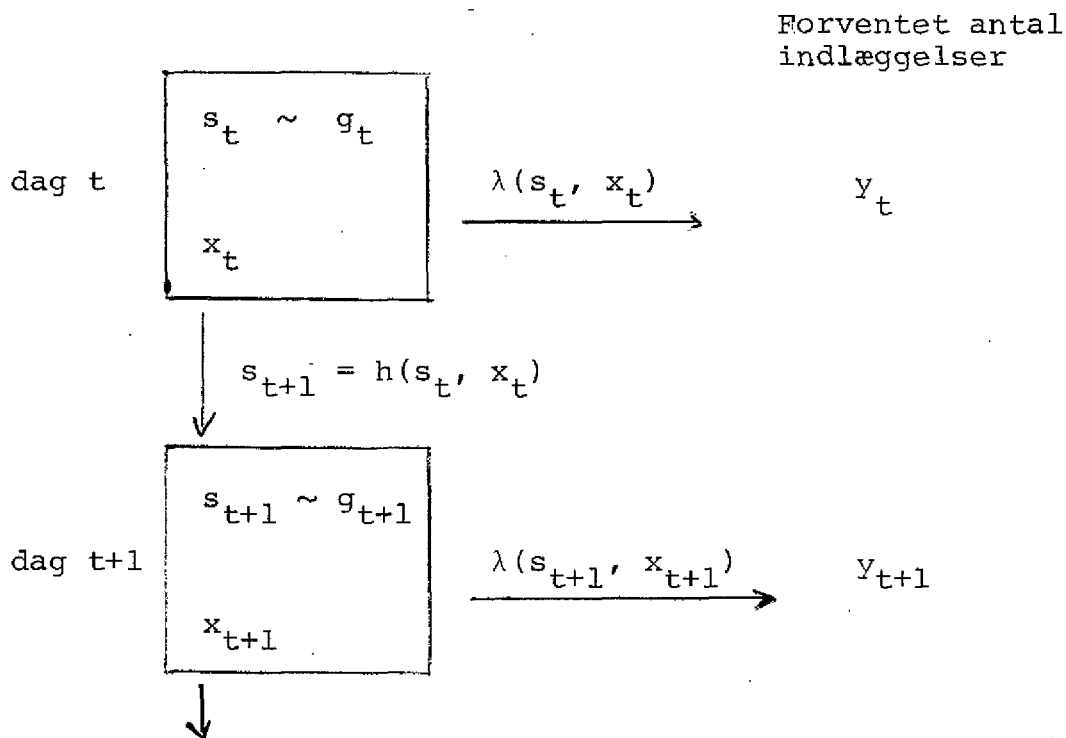
- 1) Da det er korttids-påvirkninger fra luftforureningen, vi her interesserer os for, vil vi kunne tillade os at se bort fra tilgang til populationen. Vi vil endvidere tillade os at se bort fra den afgang, der af årsager urelateret til luftforureningen, sker fra populationen i det betragtede tidsrum. Da en sådan afgangsstørrelse formodentlig ikke afhænger væsentligt af de luftforureningsrelaterede skrøbeligheder  $s_t$ , er dette nok rimeligt.
- 2) Skrøbeligheden for en givet person ændrer sig med tiden, og denne ændring afhænger af niveauet  $x_t$  af luftforureningen, dvs.

$$s_{t+1} = h(s_t, x_t)$$

- 3) Indlæggelsesintensiteten (eller dødsintensiteten) som følge af luftforureningen afhænger dels af den pågældende persons skrøbelighed  $s_t$  og dels af det aktuelle luftforureningsniveau  $x_t$ , men derudover afhænger den ikke af tidspunktet, dvs.

$$\lambda_t = \lambda(s_t, x_t)$$

Udfra disse definitioner og antagelser, kan vi nu skitsere situationen som i skemaet nedenfor. (Notationen  $\sim$  anvendes her i betydningen "med tilhørende tæthedsfunktion").



Lad nu  $n$  angive antallet af personer i populationen, som antages at være konstant over den tidsperiode, vi betragter.

Da har vi, at det forventede antal indlæggelser,  $y_t$ , som følge af luftforurening på dag  $t$  kan udtrykkes som

$$y_t = n \int_0^{\infty} (1 - e^{-\lambda(s, x_t)}) g_t(s) ds$$

For at finde det tilsvarende udtryk for  $y_{t+1}$  osv., skal vi først finde et udtryk for tætheden  $g_{t+1}$ . Til dette formål indfører vi betegnelsen  $f$  for den "omvendte" funktion til  $h$ , dvs.

$$s_{t+1} = h(s_t, x_t) \Leftrightarrow s_t = f(s_{t+1}, x_t)$$

og med  $\dot{f}(s_{t+1}, x_t)$  betegner vi den afledede af funktionen  $f$  m.h.t.  $s$  i punktet  $s = s_{t+1}$ .

Vi har da

$$g_{t+1}(s) = \dot{f}(s, x_t) \frac{g_t(f(s, x_t)) e^{-\lambda(f(s, x_t), x_t)}}{\int_0^\infty g_t(f(s, x_t)) e^{-\lambda(f(s, x_t), x_t)} ds},$$

og i princippet kunne vi nu gå videre og udlede udtryk for  $y_{t+1}$ ,  $g_{t+1}$  osv., men i det generelle tilfælde bliver disse udtryk meget komplicerede, og vi vil derfor i stedet se på visse simplificationer samt et eksempel på konsekvenserne af en sådan model.

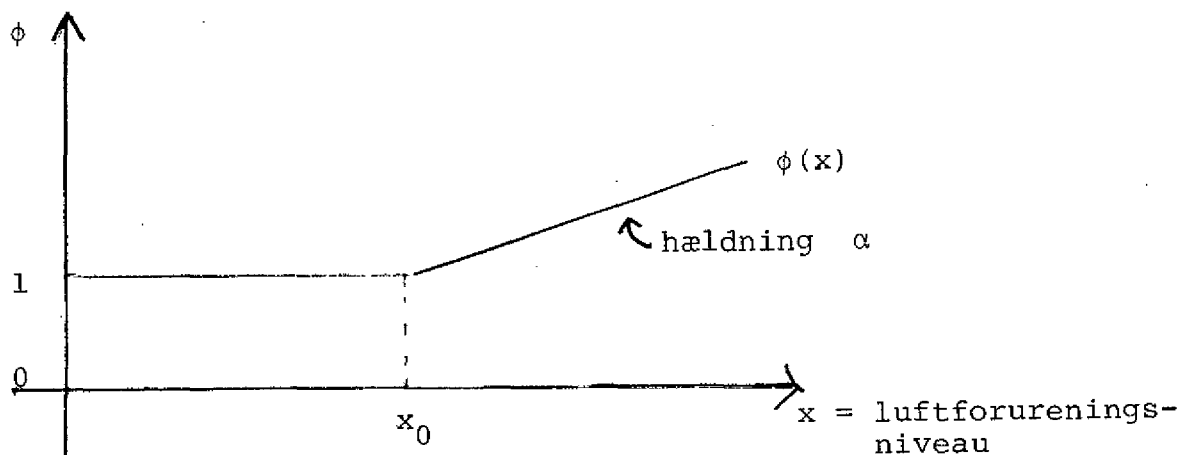
En rimelig antagelse vedrørende udviklingen i skrøbelighed, er at denne fra dag til dag stiger proportionalt med den allerede erhvervede skrøbelighed, altså

$$s_{t+1} = s_t \cdot \phi(x_t)$$

og man kunne yderligere forestille sig at specificere funktionen  $\phi$  som

$$\phi(x) = 1 + \alpha(x - x_0) \cdot 1_{\{x > x_0\}}(x), \quad \alpha > 0$$

altså som en funktion med udseendet



Her angiver  $x_0$  en tærskelværdi for luftforureningen, under hvilken vi ikke forventer nogen forværring i folks skrøbelighed. Kommer vi derimod over dette niveau, vil der ske en lineær udvikling i forværringen. Sættes  $x_0 = 0$ , har vi situationen, hvor der ikke er nogen tærskelværdi.

Der synes at være visse oplagte muligheder for specifikation af intensiteten  $\lambda_t$  som funktion af  $s_t$  og  $x_t$ , nemlig

$$a) \quad \lambda(s, x) = \lambda_0(s) + u(x)$$

$$b) \quad \lambda(s, x) = \lambda_0(s) \cdot u(x)$$

$$c) \quad \lambda(s, x) = \lambda_0(s \cdot u(x))$$

Her angiver  $\lambda_0$  en "basal" intensitet, dvs. intensiteten, når luftforureningen er forsvindende, medens funktionen  $u$  beskriver indflydelsen fra luftforureningen.

I lyset af den ovenfor valgte model for udviklingen i skrøbelighed (proportionalitet), vil det være mest rimeligt at vælge mulighed b) eller c). Da der i definitionen af skrøbelighed ligger en udefineret målestok, kan vi yderligere antage, at  $\lambda_0(s) = \lambda_0 \cdot s$ , hvorved de 2 muligheder falder sammen til

$$\lambda(s, x) = \lambda_0 \cdot s \cdot u(x)$$

Med dette valg får vi

$$\begin{aligned} Y_t &= n \int_0^{\infty} (1 - e^{-\lambda_0 s u(x_t)}) g_t(s) ds \\ &= n(1 - \check{g}_t(\lambda_0 u(x_t))), \end{aligned}$$

hvor  $\check{g}_t$  betegner den af  $g_t$  laplace-transformerede funktion, defineret ved

$$\checkmark g(y) = \int_0^{\infty} e^{-ys} g(s) ds$$

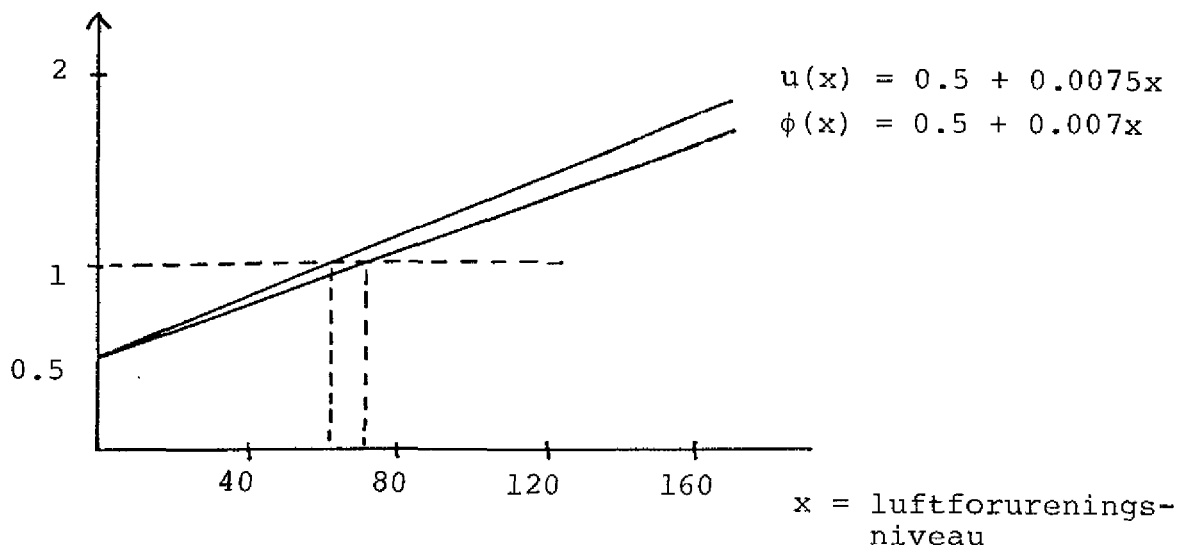
Endvidere er

$$\begin{aligned} g_{t+1}(s) &= \frac{1}{\phi(x_t)} \frac{g_t\left(\frac{s}{\phi(x_t)}\right) e^{-\lambda_0 \frac{s}{\phi(x_t)} u(x_t)}}{\int_0^{\infty} g_t\left(\frac{s}{\phi(x_t)}\right) e^{-\lambda_0 \frac{s}{\phi(x_t)} u(x_t)} ds} \\ &= \frac{1}{\phi(x_t)} \frac{1}{\checkmark g_t(\lambda_0 u(x_t))} g_t\left(\frac{s}{\phi(x_t)}\right) e^{-\lambda_0 \frac{s}{\phi(x_t)} u(x_t)} \end{aligned}$$

I princippet kunne man herudfra udlede teoretiske udtryk for  $Y_{t+1}$ ,  $Y_{t+2}$  osv., men undtagen i helt specielle tilfælde vil disse udtryk stadig blive yderst komplicerede og som illustration er derfor valgt at gennemregne et eksempel numerisk.

I dette eksempel antages intensiteten  $\lambda$  at have ovenstående form med  $\lambda_0 = 4.8 \cdot 10^{-6}$ , og vi antager endvidere, at populationsstørrelsen er  $n = 1.000.000$ . Som udgangsfordelingen  $g_t = 1$  (altså fordelingen af skrøbeligheder i populationen på dag 1) er valgt en Gamma-fordeling med formparameter 5. Funktionerne  $\phi$  og  $u$  er valgt lineære (dvs. der er ingen tærskelværdi) og fremgår af figuren nedenfor.

Modifikation af intensitet ( $u$ )  
og skrøbelighed ( $\phi$ )



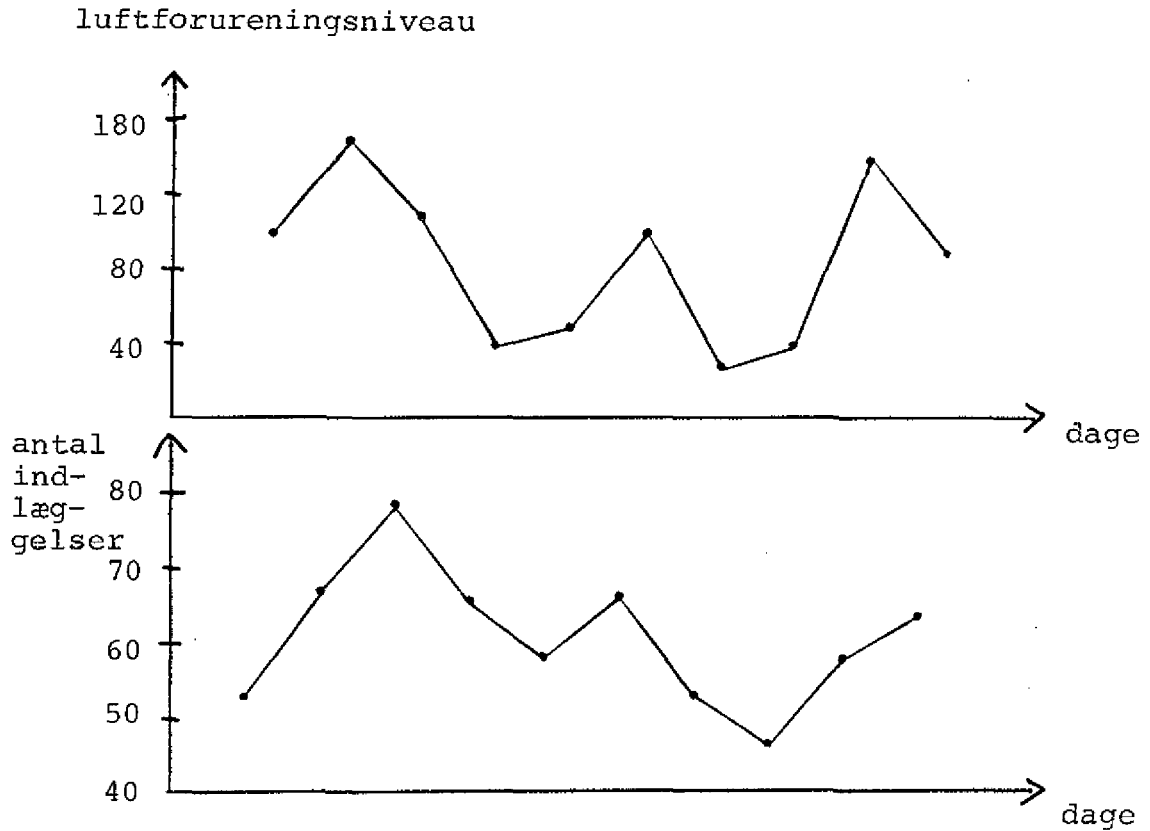
Det ses, at funktionen  $u$  hele tiden ligger lidt over  $\phi$ , svarende til at indlæggelsesintensiteten er mere påvirket af luftforureningsniveauet end skrøbelighederne.

I tabellen nedenfor ses et eksempel omfattende 10 dage, med et luftforureningsniveau, der varierer mellem 40 og 150 (f.eks.  $\text{SO}_2$  i  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ) og et tilsvarende antal indlæggelser, der varierer mellem 47 og 79 (idet vi overalt arbitrært har tilføjet 20 indlæggelser, som repræsenterer de indlæggelser, der ikke skyldes luftforurening - blot for at få et niveau, der svarer til det i undersøgelsen faktisk observerede).

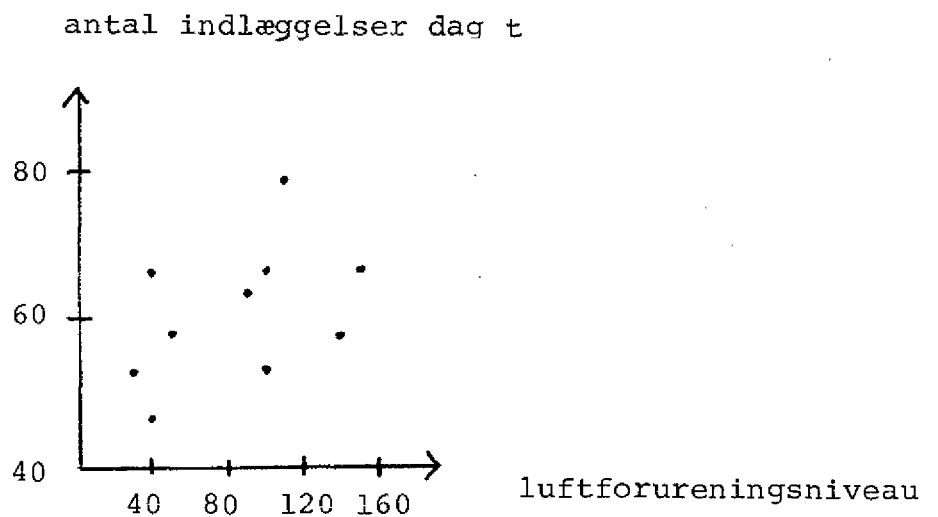
dag nr. $t$	luftforurenings- niveau $x_t$	$u(x_t)$	$\phi(x_t)$	forventet antal indlæggelser $y_t$
1	100	1.250	1.20	53
2	150	1.620	1.55	67
3	110	1.325	1.27	79
4	40	0.800	0.78	66
5	50	0.875	0.85	58
6	100	1.250	1.20	67
7	30	0.725	0.71	53
8	40	0.800	0.78	47
9	140	1.550	1.48	58
10	90	1.175	1.13	64

Figurerne nedenfor illustrerer forløbet af såvel luftforurening som antal indlæggelser, og man synes umiddelbart at se en ret pæn overensstemmelse mellem disse kurver.

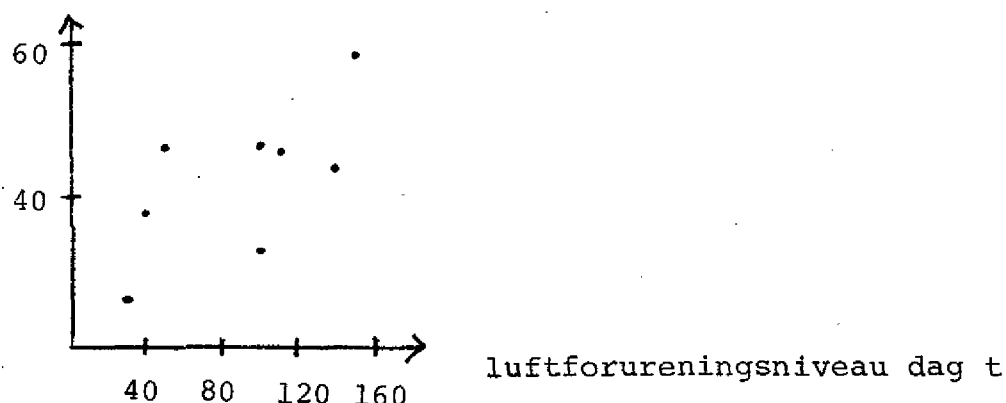




Et plot af antal indlæggelser mod luftforureningsniveau på samme dag (se nedenfor) viser dog ikke nogen overbevisende sammenhæng, medens vi ved at forskyde indlæggelsestallene en dag tilbage får et noget tydeligere billede.



antal indlæggelser dag  $t+1$



Vi ser således i dette eksempel, at den teoretiske model for luftforureningens indflydelse på den akutte sygelighed fører til en rimelig pæn sammenhæng mellem luftforureningsniveauet og antal indlæggelser den følgende dag, men vi kunne have opnået mange andre - også væsentligt anderledes - resultater ved at ændre i de tilgrundliggende antagelser, eller blot i de numeriske værdier. Det er således absolut ikke oplagt, hvilken form for sammenhæng, man bør lede efter, og da der tillige må påregnes en del tilfældige (i.e. luftforureningsuafhængige) udsving i indlæggeshyppigheden, kan det således blive meget vanskeligt at påvise, endsige kvantificere, en eventuel effekt.

Den ovenfor skitserede klasse af modeller er udelukkende tænkt som illustration af forskellige muligheder for samspil mellem luftforurening og sygelighed på kort sigt, og er altså på ingen måde beregnet til at opstille modeller for længere tidsforløb. Nyttens af disse kortsigtede modeller er derimod den, at de giver en indsigt i de kvalitative - og til dels kvantitative - virkninger af forskellige mønstre i luftforureningsniveauet.

Det ovenfor skitserede eksempel er valgt forholdsvis arbitrært, men mere realistisk valgte eksempler kunne tænkes at give bedre forslag til, hvilke sammenhænge (udover den intuitive), man kunne lede efter.

Bilag B. Konsekvenserne af autokorrelerede fejl i en multipel  
lineær regression.

---

Den multiple regressionsmodel specificerer sammenhængen mellem den afhængige variabel  $y$  og den forklarende variabel  $X$  som en lineær sammenhæng

$$y = X\beta + u,$$

hvor  $E(u) = 0$ .

I denne model er mindstekvadraters estimatet for parameteren  $\beta$ ,  $\hat{\beta}$ , givet ved

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y,$$

$E(\hat{\beta}) = \beta$  og

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'VX(X'X)^{-1}, \text{ hvor } V = E(uu')$$

Sædvanligvis antages, at støjprocessen  $u$  er en hvid støj, således at  $E(uu') = \sigma_u^2 I$ , hvorved udtrykket for variansen på parameterestimatet reduceres til

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma_u^2 (X'X)^{-1}.$$

Det generelle udtryk for variansen på parameter estimatet  $\hat{\beta}$  kan omskrives:

$$(*) \text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma_u^2 (X'X)^{-1} (I + X'RX(X'X)^{-1}),$$

hvor  $R = \sigma_u^{-2} E(uu') - I$ .

I afsnit 5 og 6 analyseres modeller på formen

$$(**) \quad y_t = \gamma_{\text{ugedag}} + \beta(z_t - z_{t-1}) + u_t,$$

hvor  $(z_t - z_{t-1})$  kan betegne enten ændringerne i døgnmiddelværdierne for et givet forureningsstof eller de relative ændringer i døgnmiddelværdierne for dette forureningsstof. I afsnit 5 betegner  $y_t$  de successive ændringer i antallet af indlæggelser og i afsnit 6 er den afhængige variabel,  $y_t$ , ændringer i (kvadratrods-transformerede) antal dødsfald. Ved analyse af modellerne i disse afsnit, så vi at de empiriske autokorrelationer på residualerne tyder på, at residualerne kan beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 1. Videre så vi, at den empiriske autokorrelation af lag 1 er meget nær  $-\frac{1}{2}$ , således, at residualerne,  $\hat{u}_t$ , kan beskrives ved processen,  $\hat{u}_t = a_t - a_{t-1}$ , hvor  $a_t$  er en gaussisk hvid støj.

Lad os derfor antage, at  $u_t$  i modellen ovenfor er en sådan proces. Dette betyder, at

$$(\sigma_u^{-2} E(uu') - I) R = \begin{bmatrix} 0 & -\frac{1}{2} & & 0 \\ -\frac{1}{2} & 0 & & \\ & 0 & -\frac{1}{2} & \\ & & & -\frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix}$$

Modellen (\*\*) kan skrives på formen

$$y = X\beta + u,$$

hvor matricen  $X$  er givet ved

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 1 \\ 0 & 1 & & \\ \vdots & 0 & \ddots & \\ z_2 - z_1 & z_3 - z_2 & \dots & \end{bmatrix}$$

Antages, at der ikke er ugedagsvariation i luftforureningsmålingerne

$\sum_k (z_t - z_{t-1}) = 0$  for  $i = 1 \dots 7$ , kan man ved at indsætte i udtrykket  $t=7k+i$

(\*) vise at

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma_u^2 (X'X)^{-1} (I+A),$$

hvor matricen A er givet ved

$$A = \begin{bmatrix} 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 0 & -1 & \dots & \\ 0 & -1 & 0 & \dots & \\ & & & \ddots & 0 \\ & 0 & & & \dots & -r_1 \end{bmatrix}$$

med  $r_1 = \sum_t (z_t - z_{t-1})(z_{t+1} - z_t)$ .

Vi kan således, under de ovenfor omtalte antagelser, korrigere de sædvanlige variansestimater for parameteren  $\beta$ ,  $\tilde{\text{Var}}(\hat{\beta})$ , i model

(\*\*) ved hjælp af formlen

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \tilde{\text{Var}}(\hat{\beta}) (1-r_1),$$

hvor  $r_1$  er den empiriske autokorrelation af lag 1 for ændringerne  $z_t - z_{t-1}$ .

De empiriske autokorrelationer af lag 1 for ændringerne i døgnmiddelverdierne,  $r_{\text{dif}}$ , samt for de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelverdierne,  $r_{\text{rel}}$ , for hhv.  $\text{SO}_2$ , sod og støv er

	$r_{\text{dif}}$	$r_{\text{rel}}$
SO <sub>2</sub> :	-0.182	-0.082
sod :	-0.202	-0.066
støv:	-0.149	-0.171 ,

og de sædvanlige spredningsestimater underestimerer således spredningen for  $\hat{\beta}$ , med

	differencer	relative ændringer
SO <sub>2</sub> :	8.7%	4.0%
sod :	9.6%	3.2%
støv :	7.2%	8.2%

TABELLER.



Tabel 3.1. Fordeling af patienter på antal registrerede diagnoser.

---

Antal diagnoser	Antal patienter
1	33149
2	32888
3	24077
4	12057
5	5216
6	2350
7	1110
8	400
9	182
10	32
11	18
12	12
13	5
14	2
15	3
16	1
20	1

---

Total	111503
-------	--------

Tabel 3.2. Patienter fordelt på indlæggelsesår.

---

Indlæggelsesår	Antal patienter	%
1977	25378	22.76
1978	28976	25.99
1979	29281	26.26
1980	27868	24.99

---

Total	111503	100.00
-------	--------	--------

Tabel 3.3. Fordeling på indlæggelsesmåde og "indlagt fra".

Indlagt fra	Indlæggelsesmåde				Total
	Akut	Indkaldt	Herfødt	Uoplyst	
Hjemmet	55251	9601	0	70	64922
Anden afdeling	8152	2801	0	19	10972
Andet sygehus	3588	1938	0	36	5562
Aldersdoms- el. plejehjem	1321	118	0	2	1441
Skadestue	21183	0	0	0	21183
Andet	2702	100	0	2	2804
Herfødt	0	0	45	0	45
Uoplyst	2350	2129	0	95	4574
Total	94547	16687	45	224	111503

Tabel 3.4. For hvert sygehus er angivet fordelingen af indlæggelser på antal registrerede forskellige diagnoser.

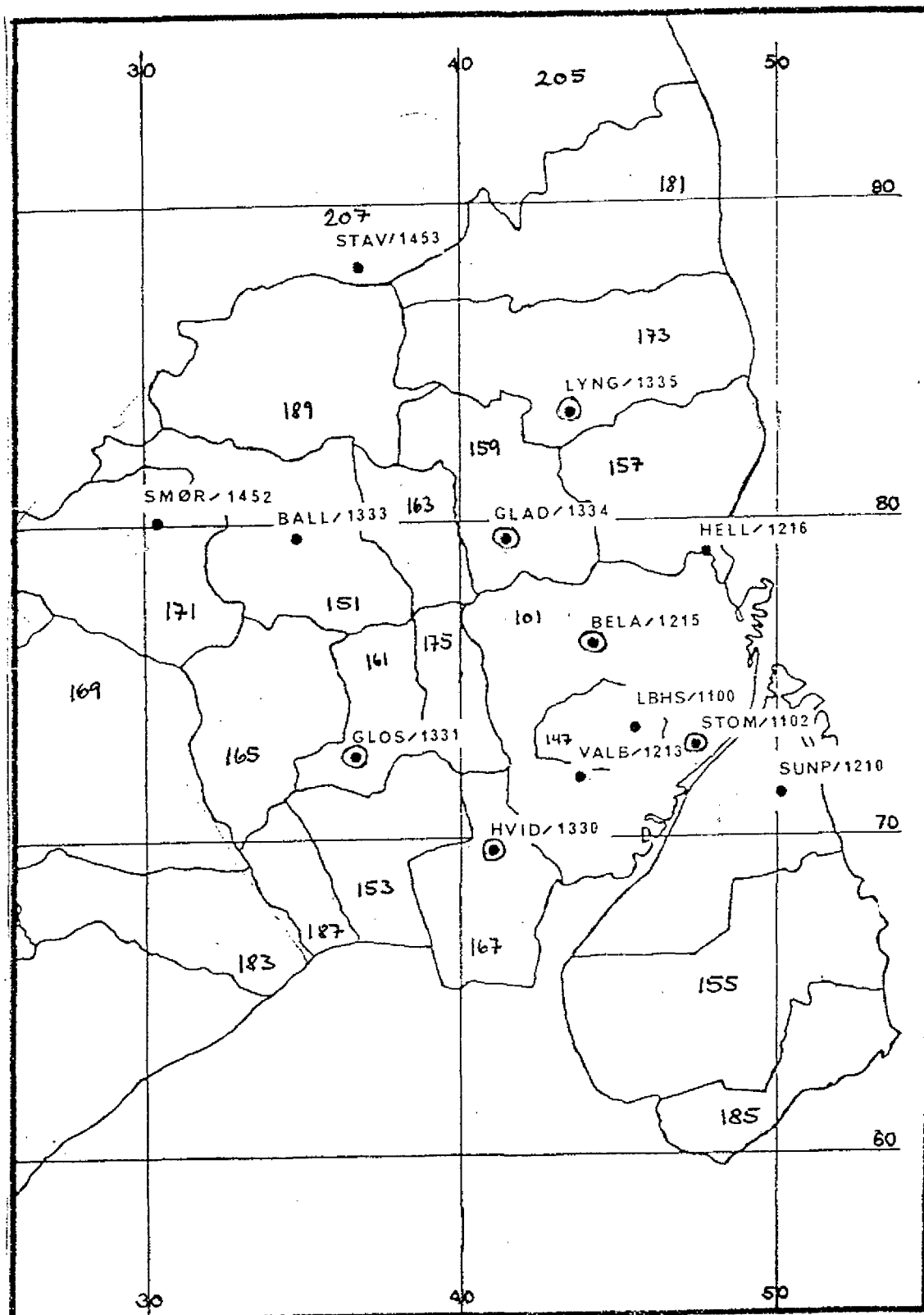
Sygehus	Antal diagnoser												Sum	Gennemsnitlig antal diagnoser pr. indlæggelse
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12			
1	1606	1599	1038	427	152	31	13	1	0	0	0	0	4867	2.19
2	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	2.00
3	3038	1300	1217	821	398	155	59	14	7	0	0	0	7009	2.29
4	1102	1986	1642	708	264	95	21	5	4	0	0	0	5827	2.56
5	5246	2881	1483	438	98	21	3	3	1	0	0	0	10174	1.76
6	2	5	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0	12	2.50
7	500	740	395	148	40	8	4	2	0	0	0	0	1837	2.20
8	1479	2218	1718	792	311	105	32	20	1	1	0	0	6677	2.52
9	2382	2461	1311	395	109	50	17	1	0	0	0	0	6726	2.05
10	614	976	903	538	224	86	24	4	4	0	0	0	3373	2.76
11	4025	3189	1357	421	104	31	7	0	0	0	0	0	9134	1.85
12	2678	3764	2656	1349	585	209	68	9	5	0	0	0	11323	2.50
13	567	767	487	197	53	8	1	0	0	0	0	0	2080	2.25
14	1	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	4	3.75
15	123	340	530	466	334	203	147	9	3	1	0	0	2156	3.84
16	0	1	3	5	5	8	2	1	0	0	0	0	25	5.04
17	0	3	4	0	4	0	2	0	0	0	0	0	13	4.00
18	1137	1459	1062	511	241	166	110	24	5	0	2	2	4717	2.65
Sum	24501	23689	15811	7218	2923	1176	511	93	30	2	2	2	75956	2.30

Tabel 4.1. Fordeling på sygdomsgrupper af antal dødsfald med henholdsvis den tilgrundliggende og de medvirkende diagnoser som diagnose ved død.

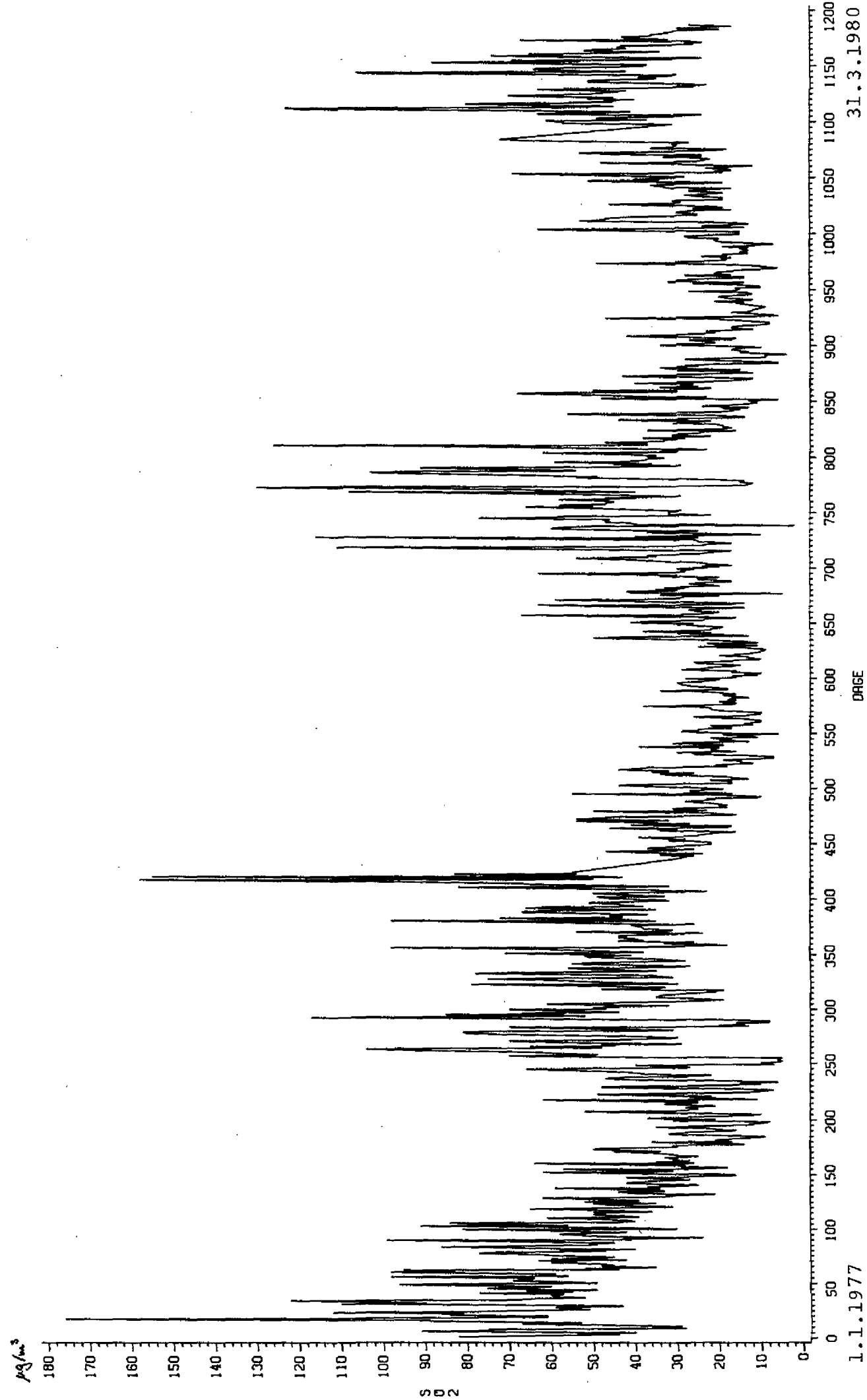
Kode-nummer	Tilgrundliggende diagnose	1. medvirkende diagnose	2. medvirkende diagnose
410-413	14730	3268	160
427	707	614	21
466	17	97	2
471-472	50	21	0
480-486	1049	5864	270
490-493	1630	1621	68
Sum	18183	11485	521

FIGURER.

Figur 1.1 Kort over luftmålestationernes placering, samt angivelse af kommunekoder. Stationer, hvor der ud over målinger af  $\text{SO}_2$ , og sod også måles luftens indhold af svævestøv, er markeret med en cirkel.

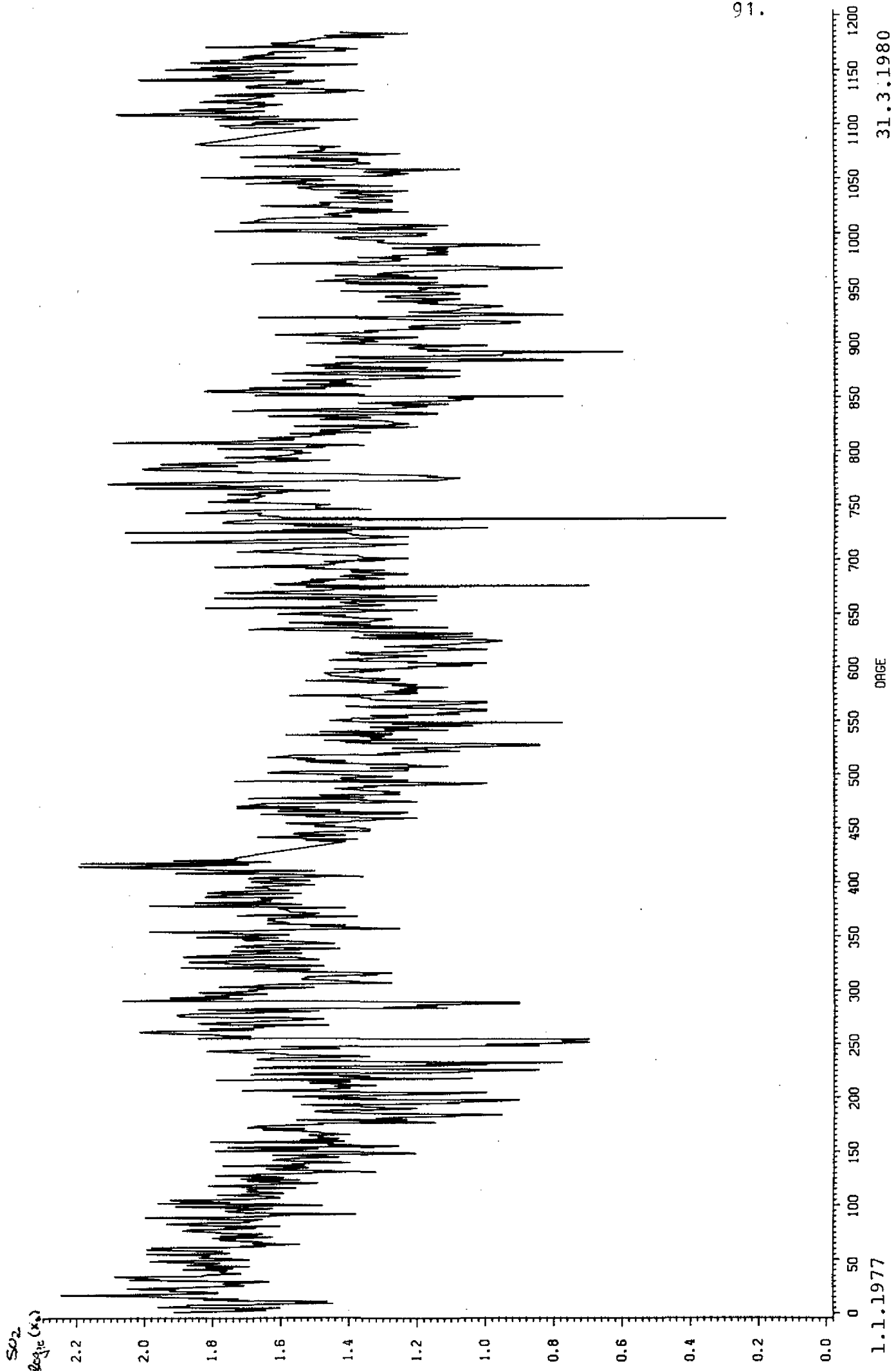


Kilde: Miljøkontrollen, Københavns Kommune.



Figur 2.1. Døgnmiddelværdier af luftens indhold af SO<sub>2</sub> målt på station Stom/1102



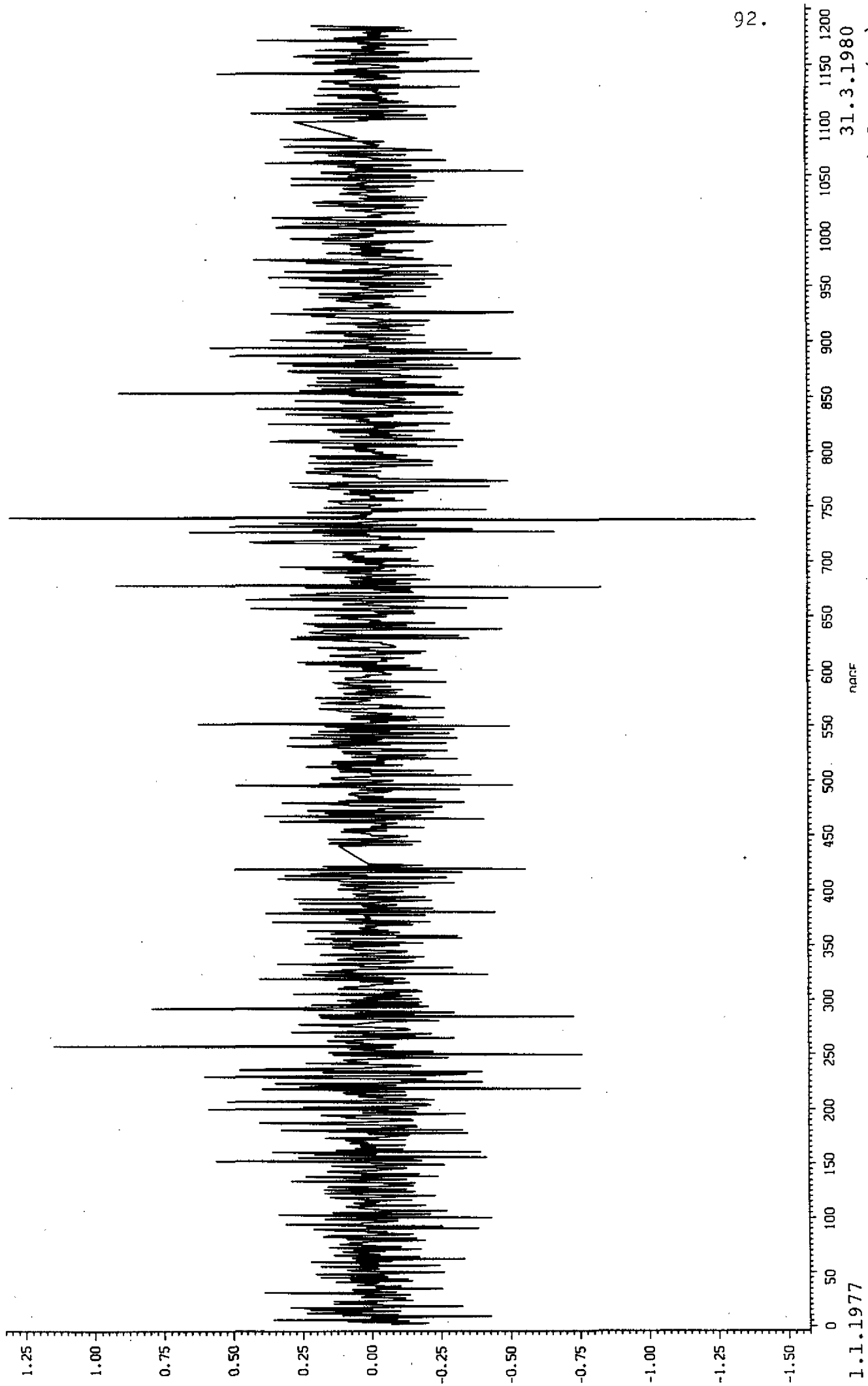


31.3.1980

DAGE

1.1.1977

Figur 2.2. Logaritmen til døgnmiddelværdier,  $\log_{10}(x_t)$ , af  $SO_2$  målt på station Stom/1102



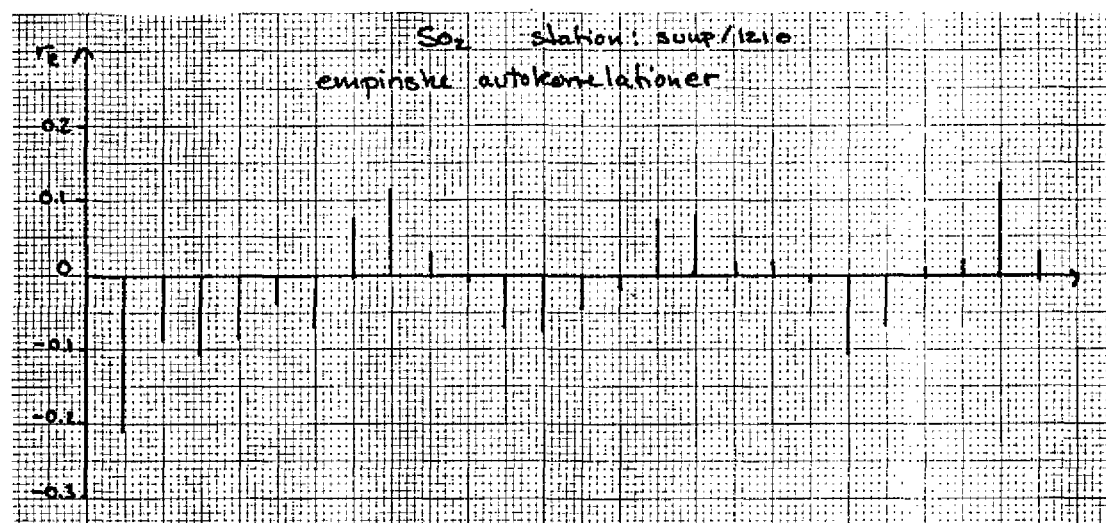
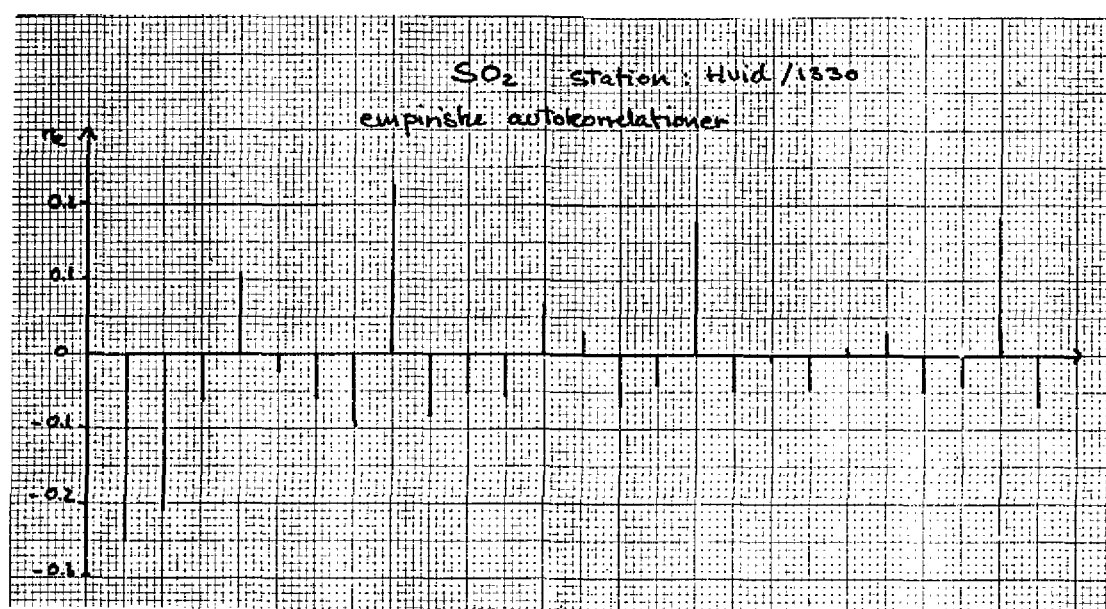
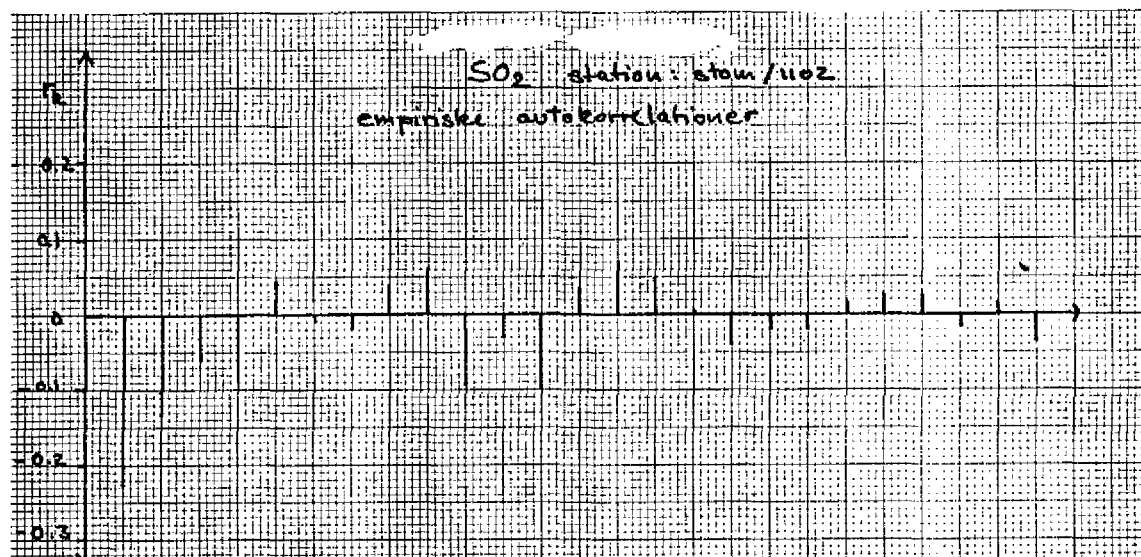
1.1.1977

dage

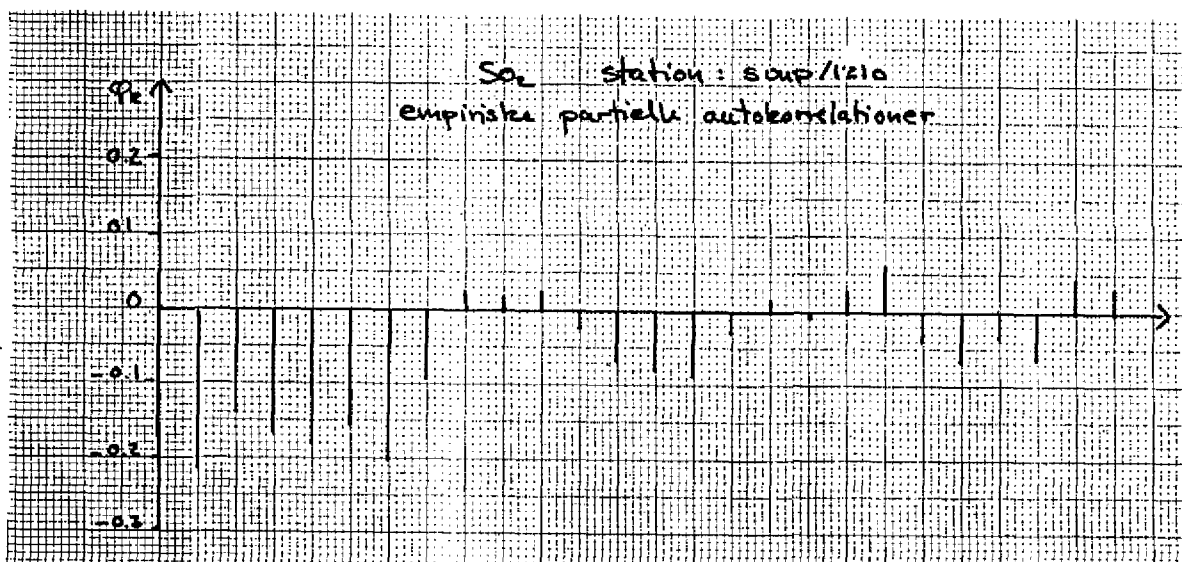
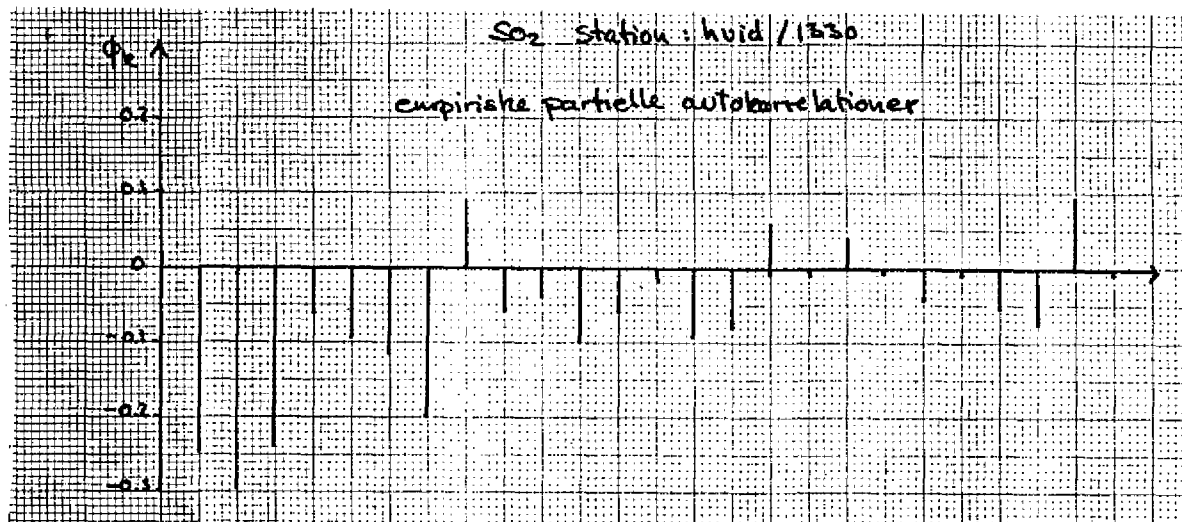
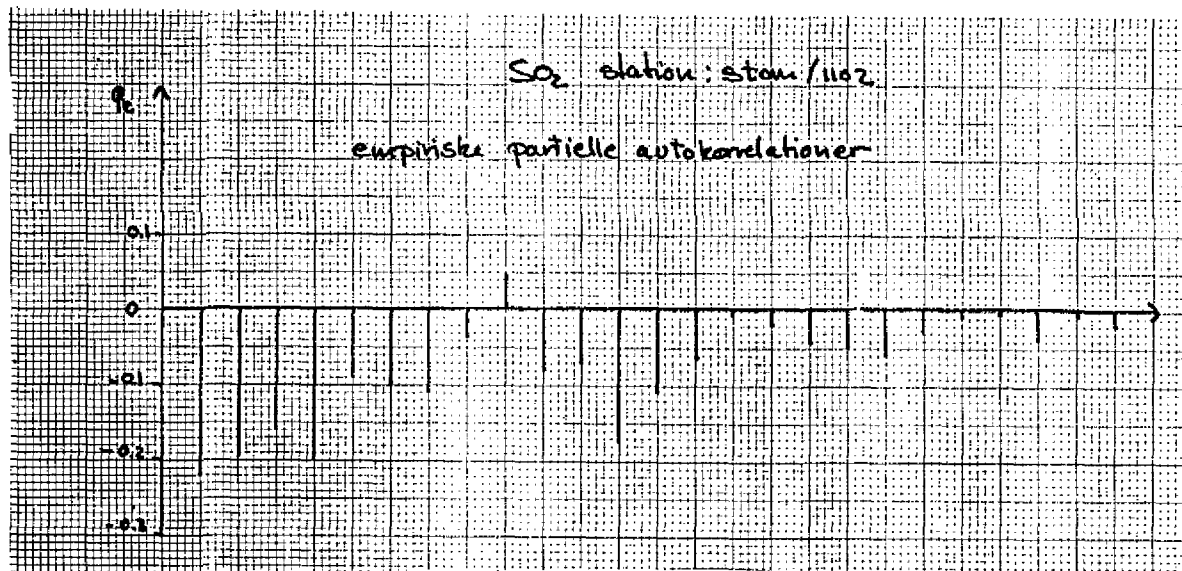
31.3.1980

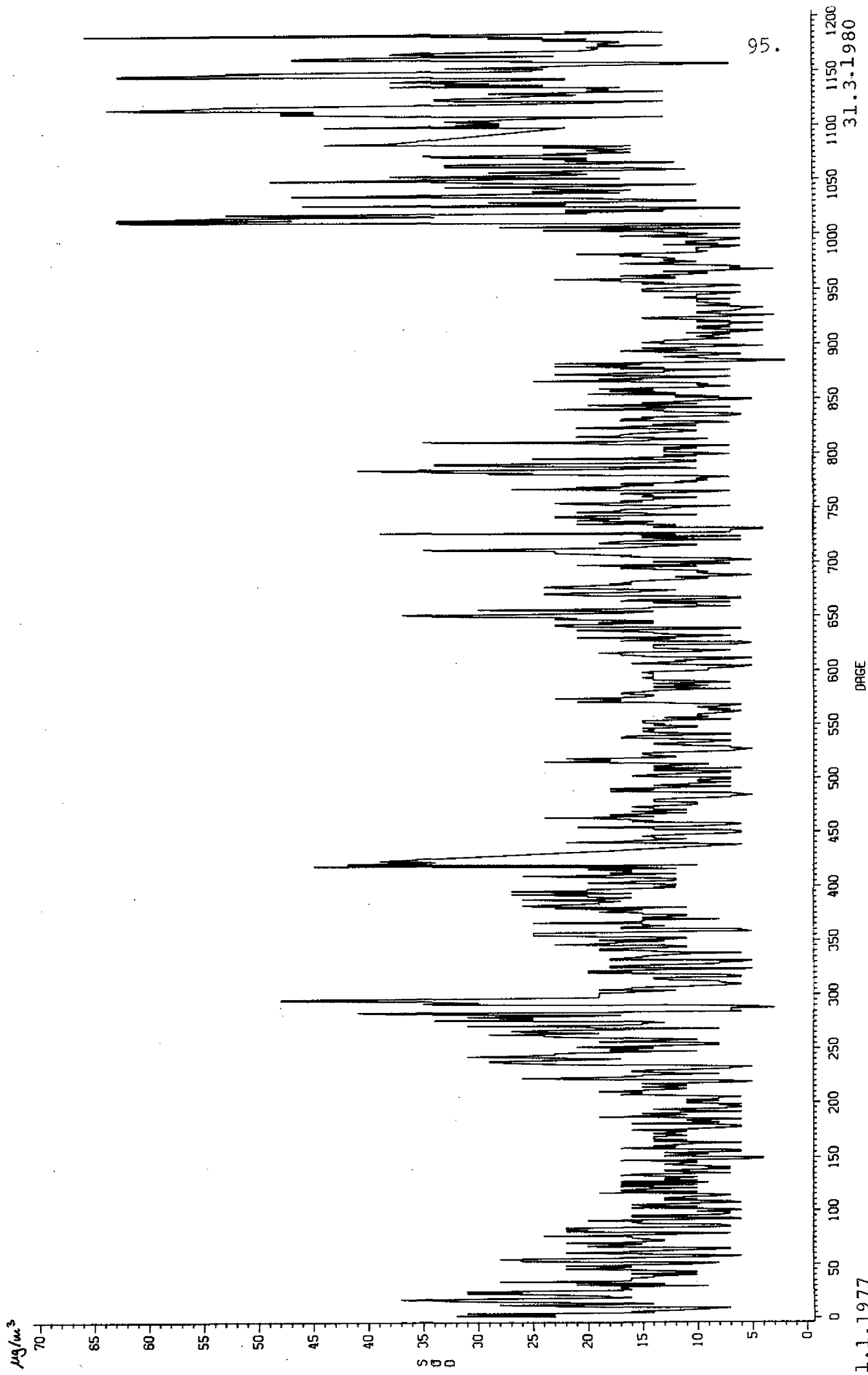
Figur 2.3. Successive ændringer i logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af  $SO_2$ ,  $\log_{10}(x_{t+1}) - \log_{10}(x_t)$ , målt på station Stom/1102.

Figur 2.4. Empiriske autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af  $\text{SO}_2$ .



Figur 2.5. Empiriske partielle autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af  $\text{SO}_2$ .





1.1.1977

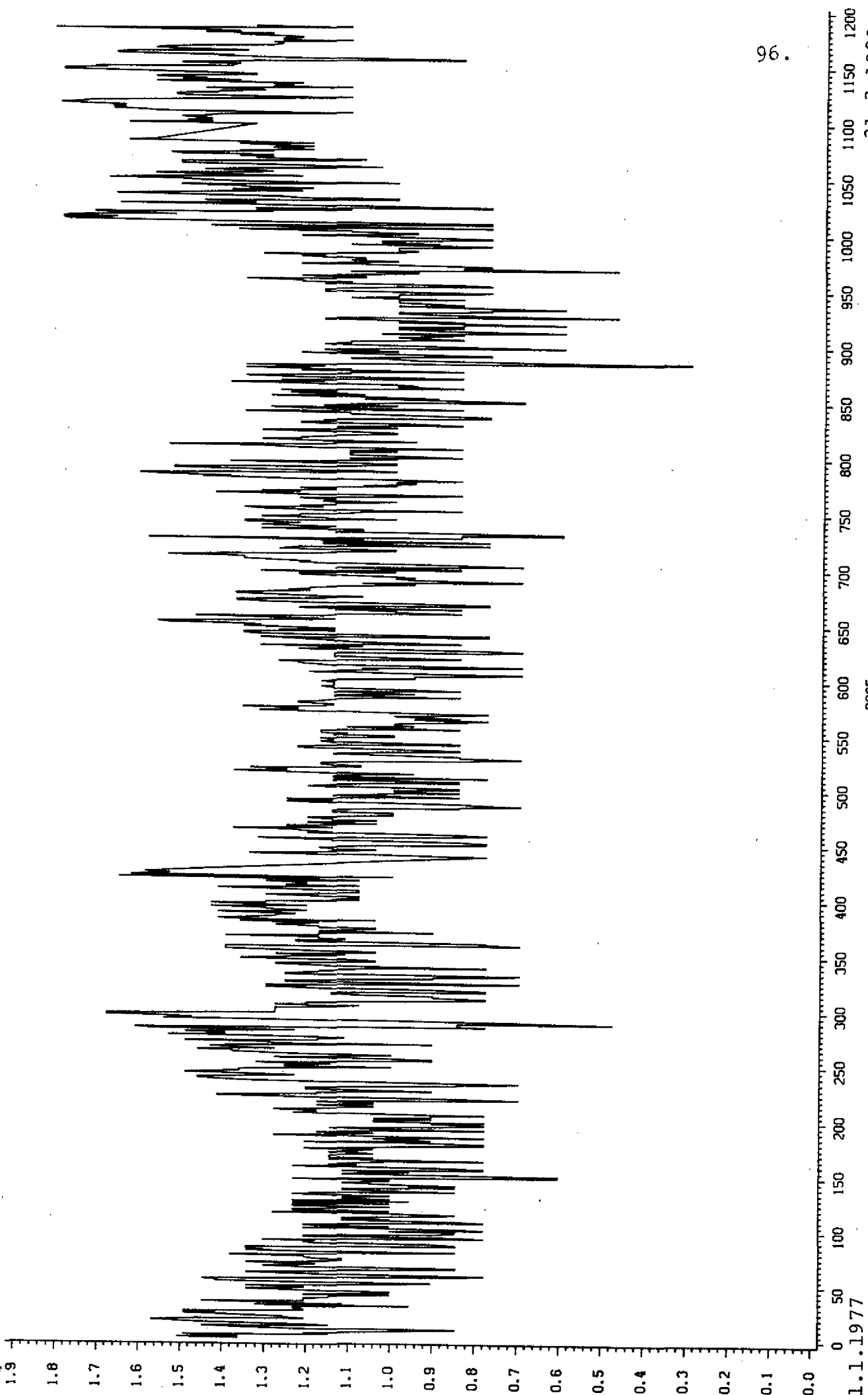
Figur 2.6. Døgnmiddelværdier af luftens indhold af sod målt på station Stom/1102

DAGE

31.3.1980

Sod

$\log_{10}(x_t)$

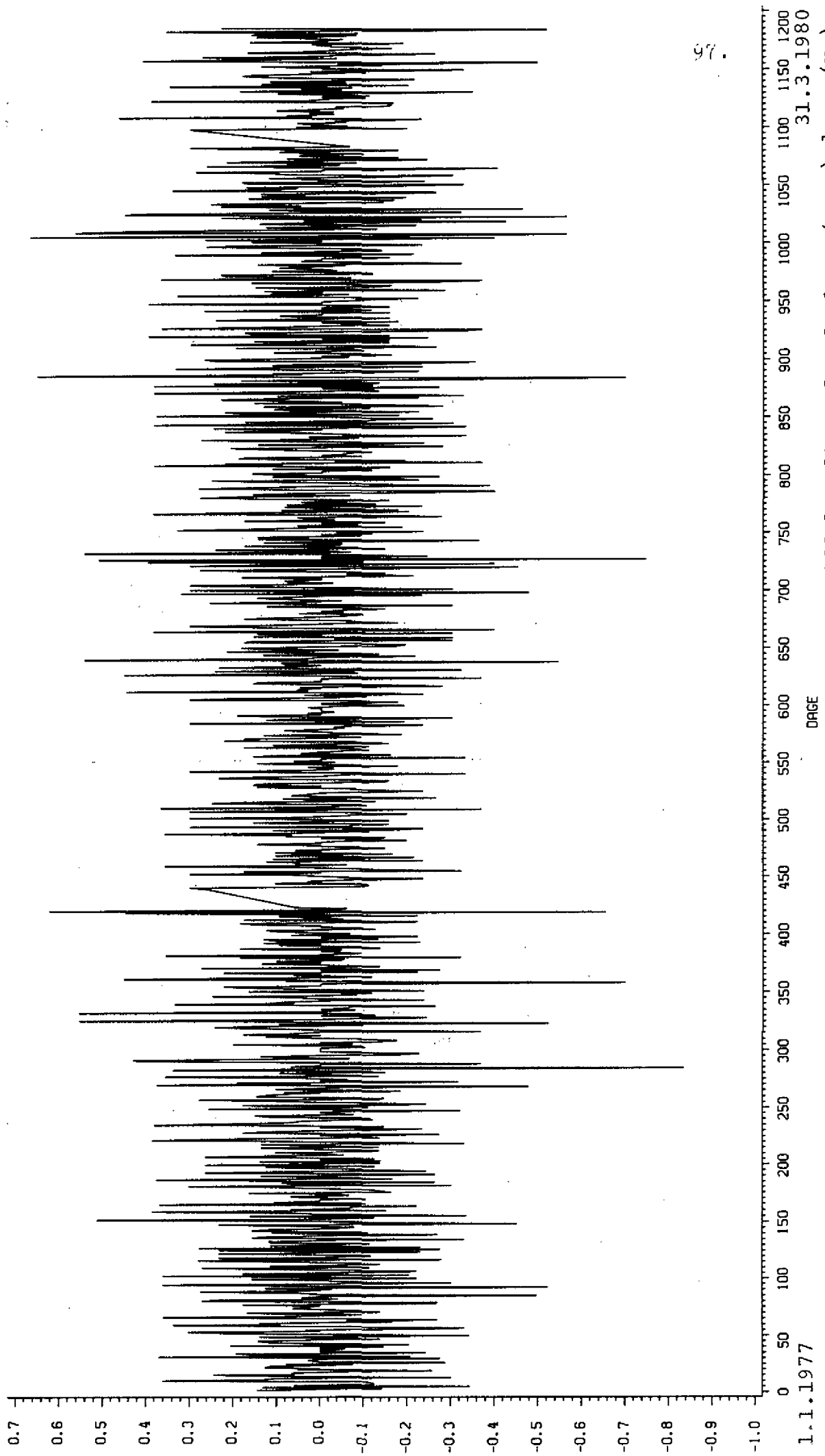


1.1.1977 0 50 100 150 200 250 300 350 400 450 500 550 600 650 700 750 800 850 900 950 1000 1050 1100 1150 1200  
DAGE

31.3.1980

Figur 2.7. Logaritmen til døgnmiddelværdier af sod,  $\log_{10}(x_t)$ , målt på station Stom/1102.

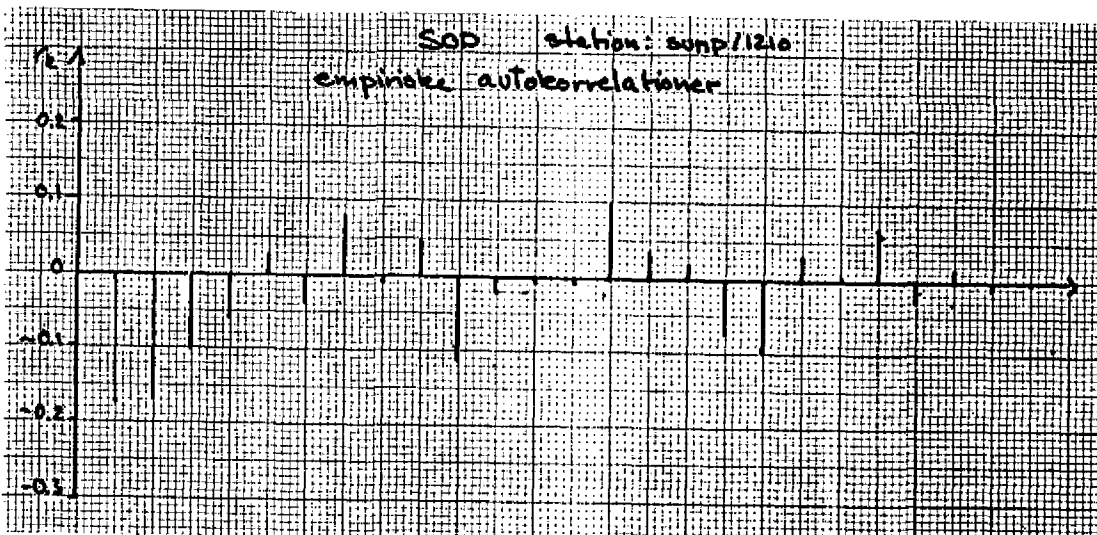
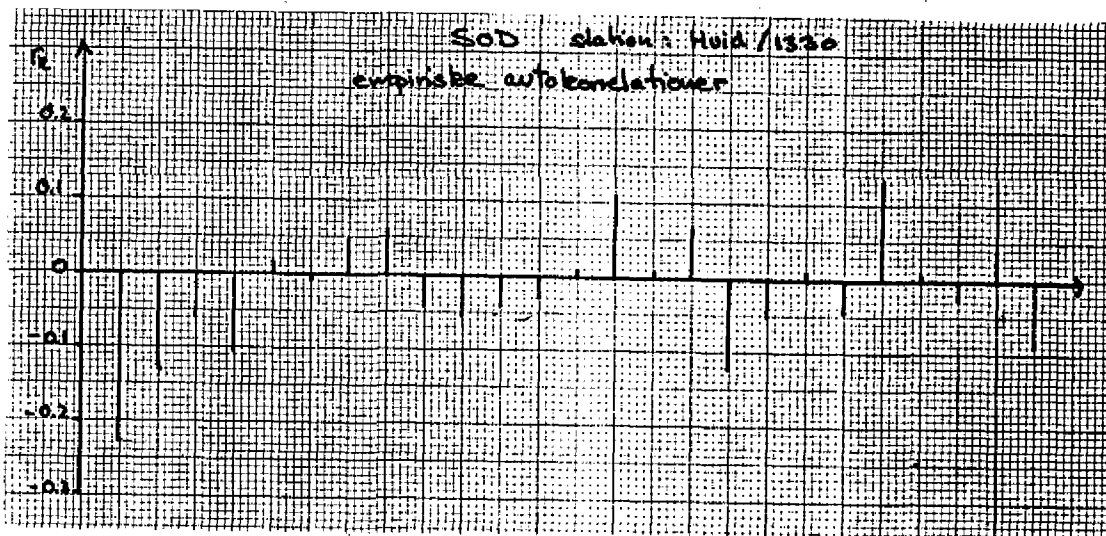
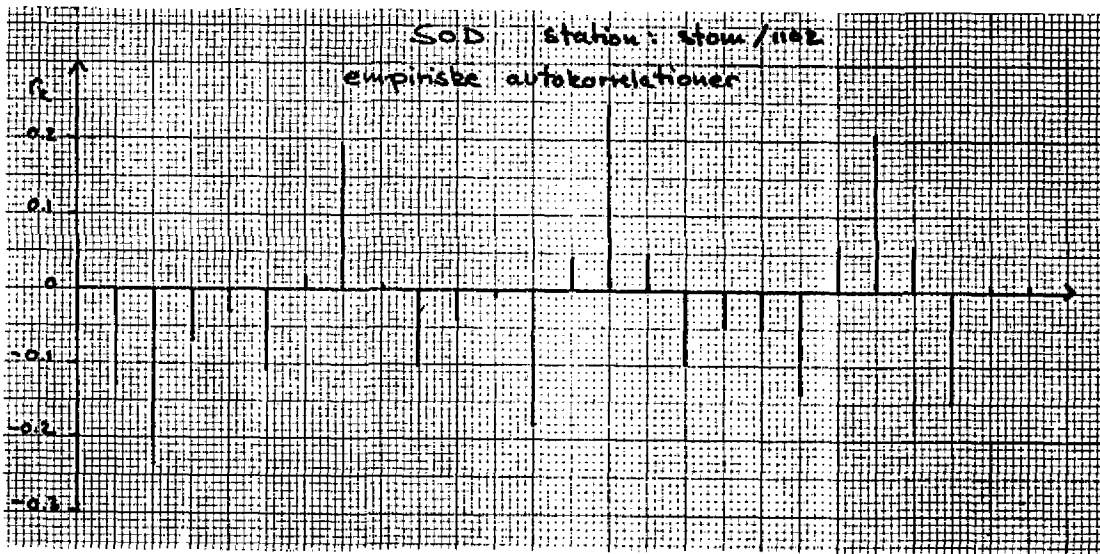
Sod  
 $\log_{10}(x_{t+1}) - \log_{10}(x_t)$



1.1.1977

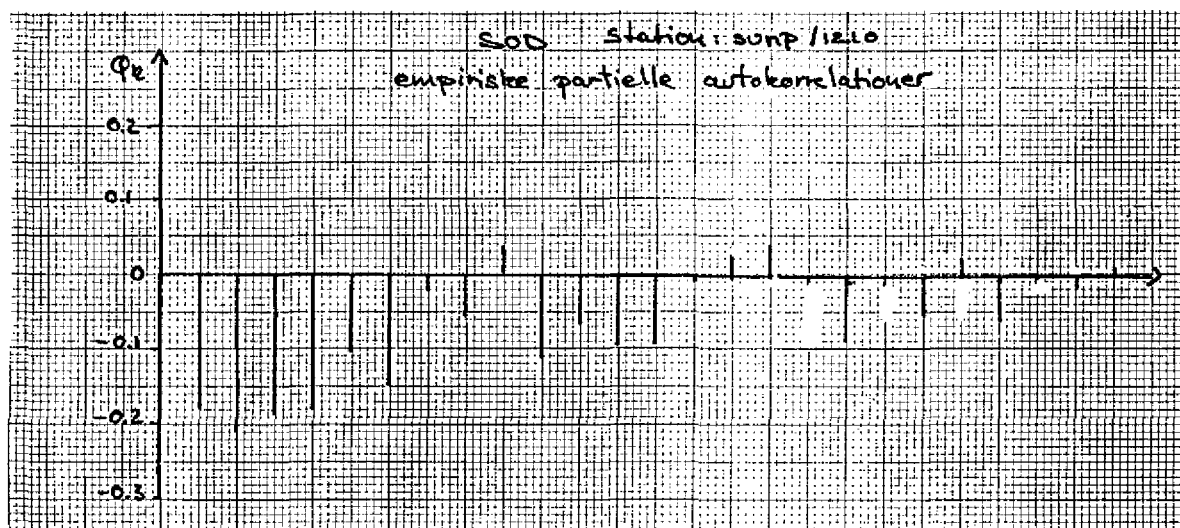
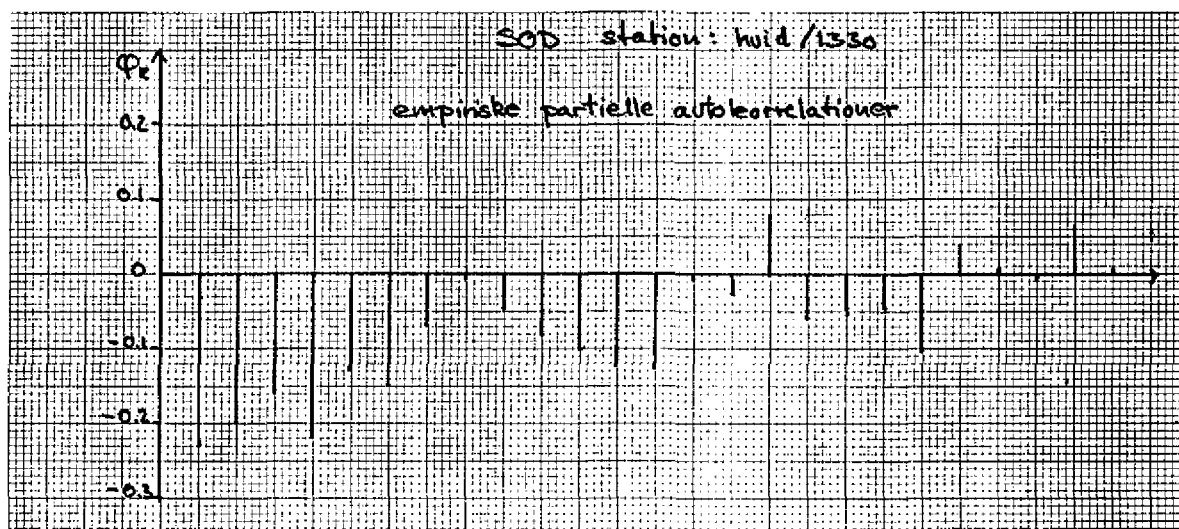
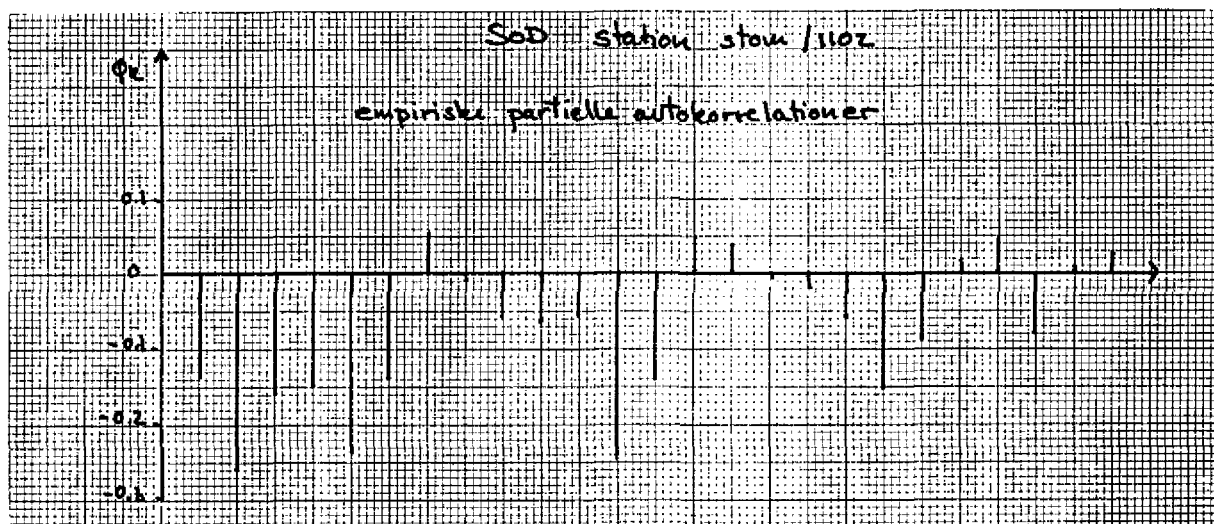
Figur 2.8. Successive ændringer i logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af sod,  $\log_{10}(x_{t+1}) - \log_{10}(x_t)$ , målt på station Stom/1102.

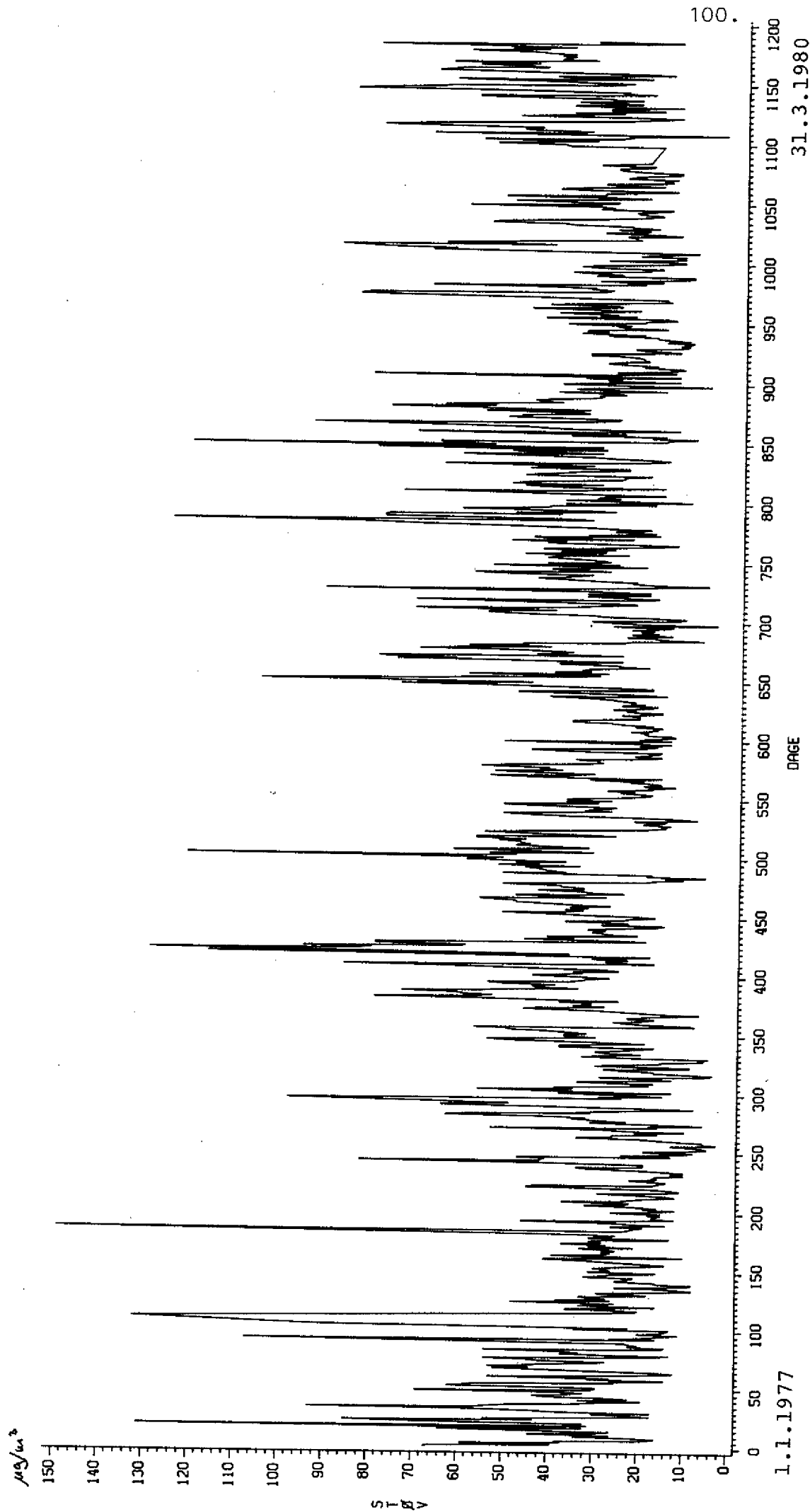
Figur 2.9. Empiriske autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af Sod.





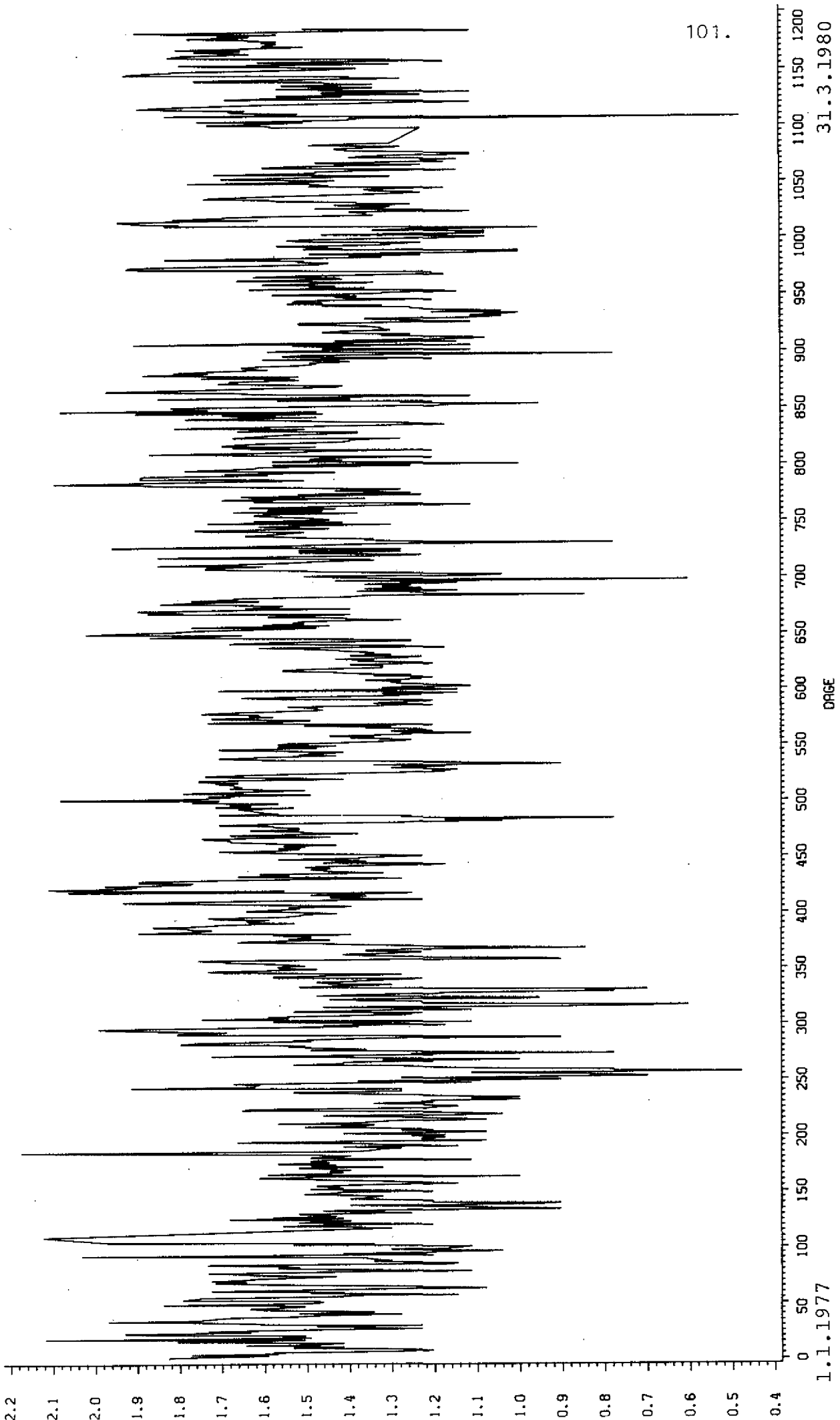
Figur 2.10. Empiriske partielle autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelverdier af sod.





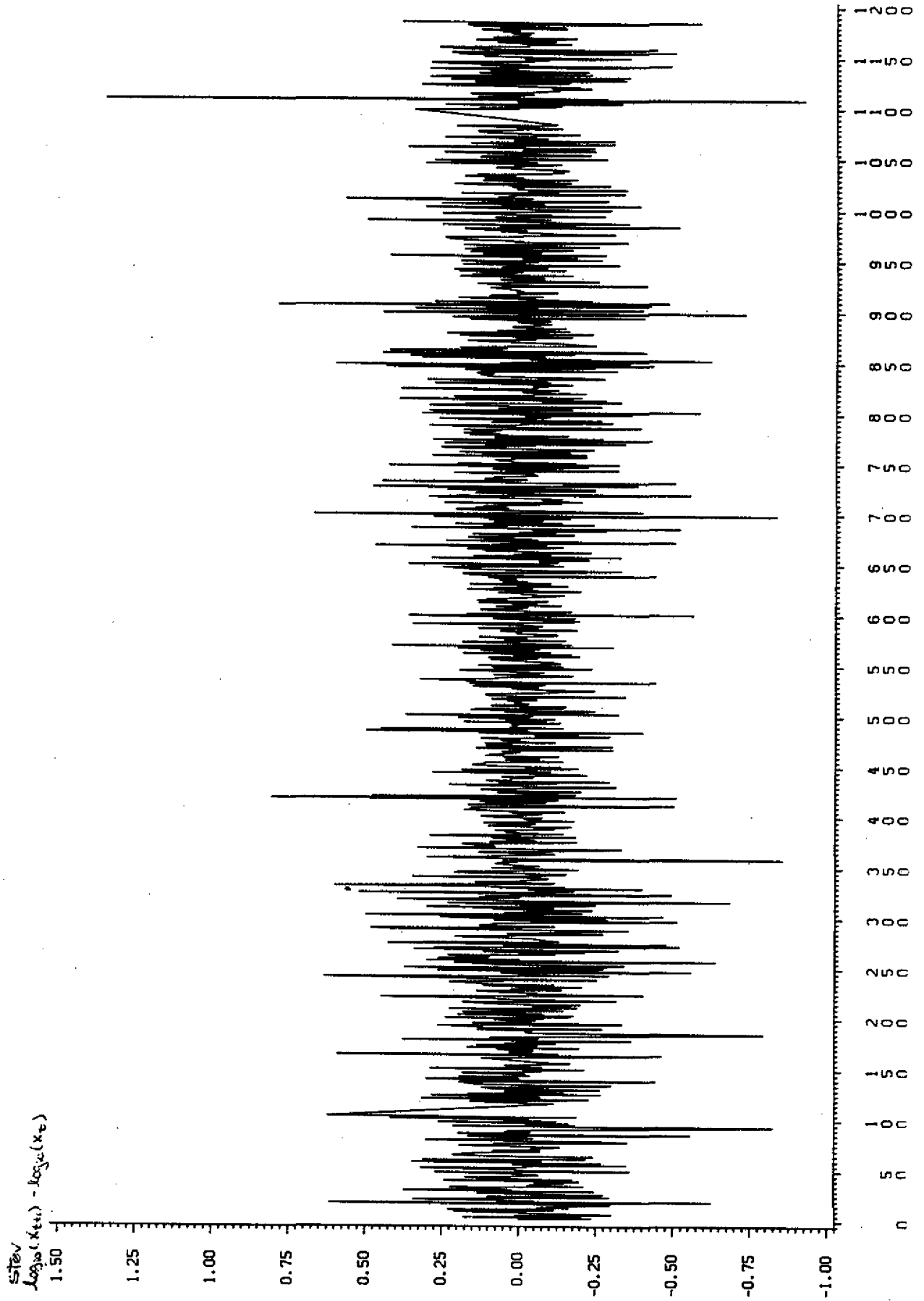
Figur 2.11. Døgnmiddelværdier af luftens indhold af støv målt på station Stom/1102.

Støv  
 $\log_{10}(x_t)$

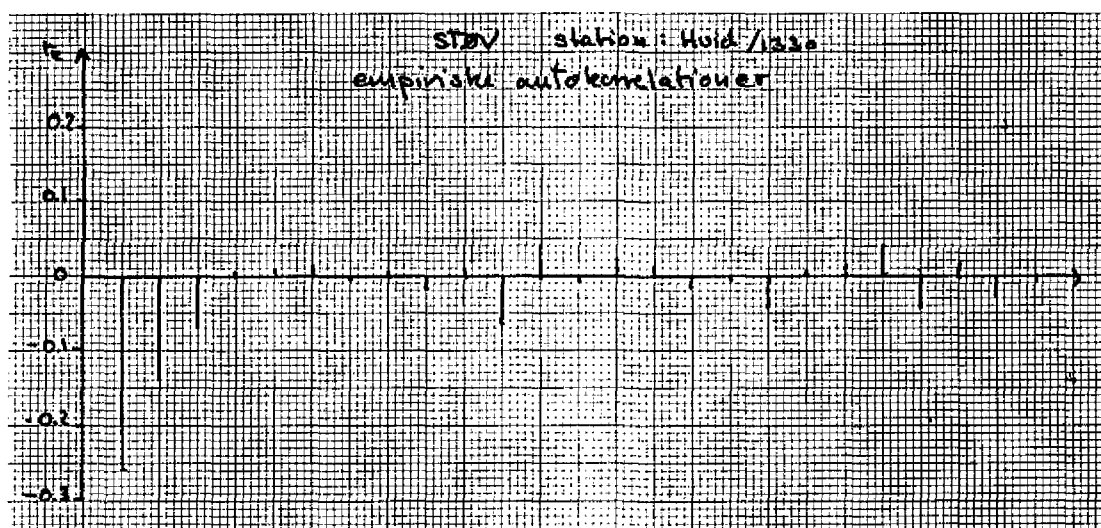
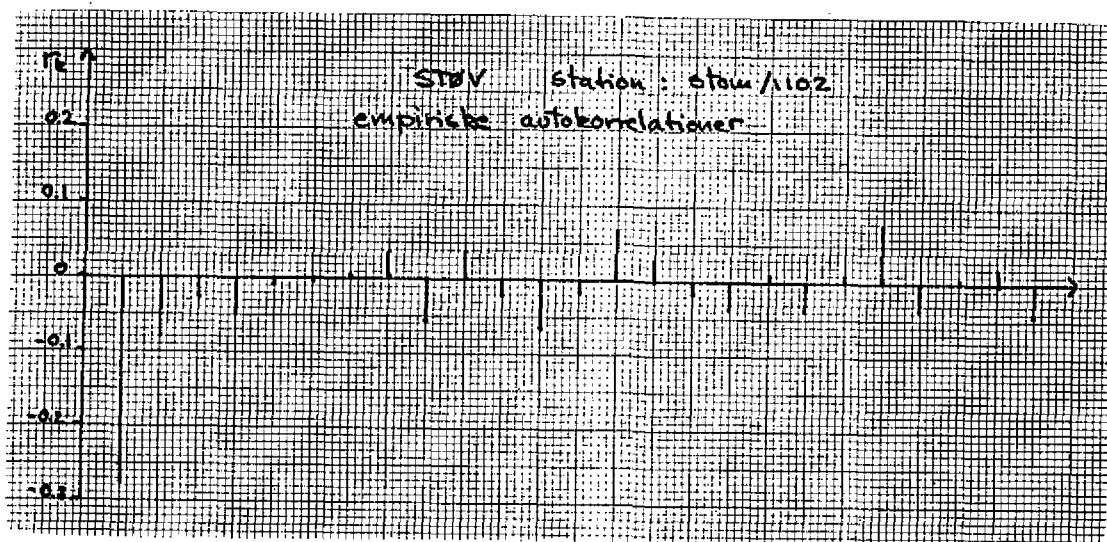


Figur 2.12. Logaritmen til døgnmiddelværdier,  $\log_{10}(x_t)$ , af støv målt på station Stom/1102.

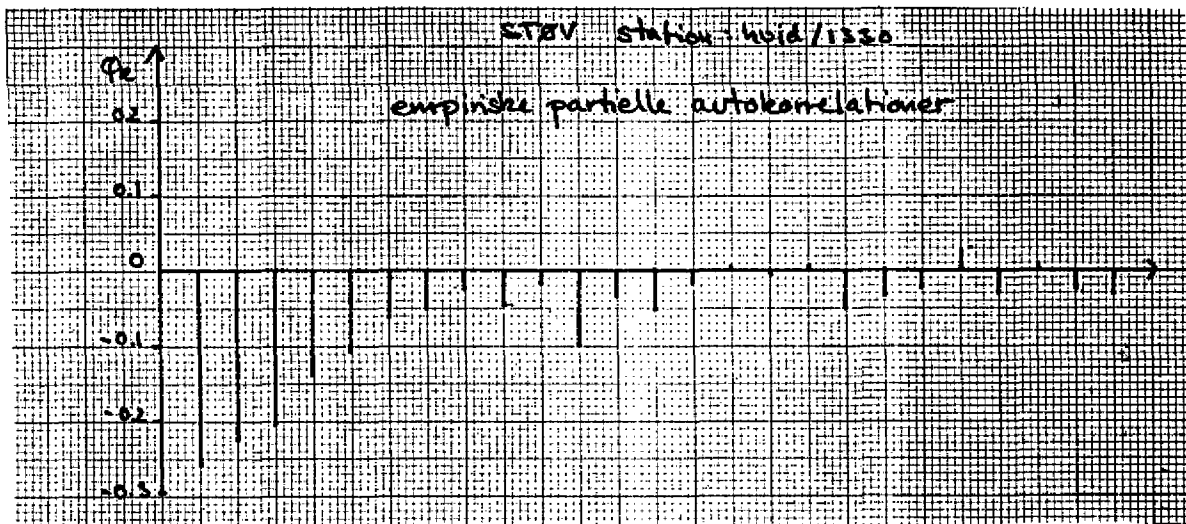
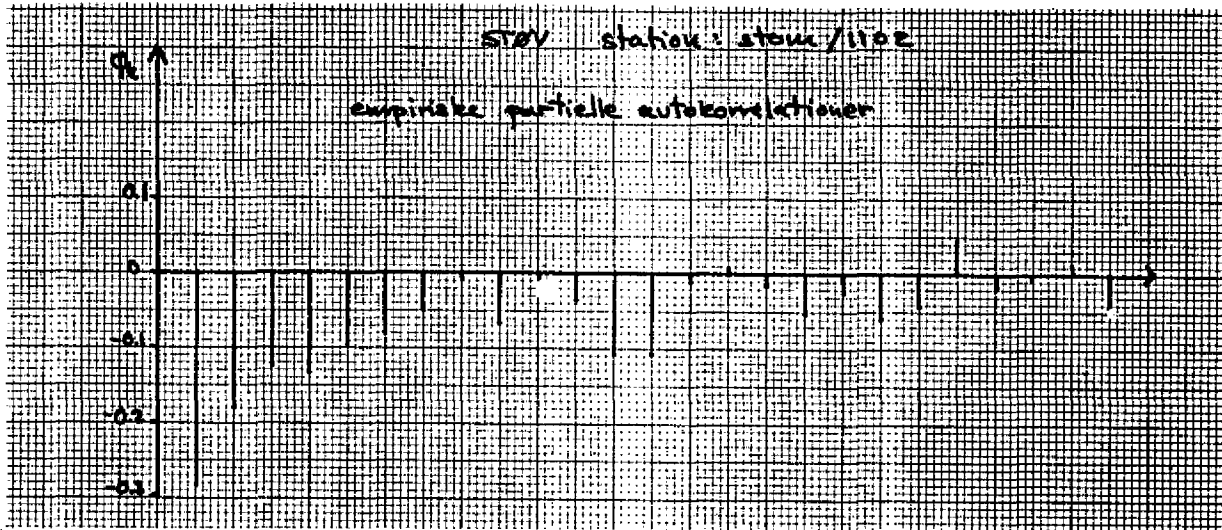
Figur 2.13. Successive ændringer i logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af støv,  $\log_{10}(x_{t+1}) - \log_{10}(x_t)$ , målt på station Stom/1102.

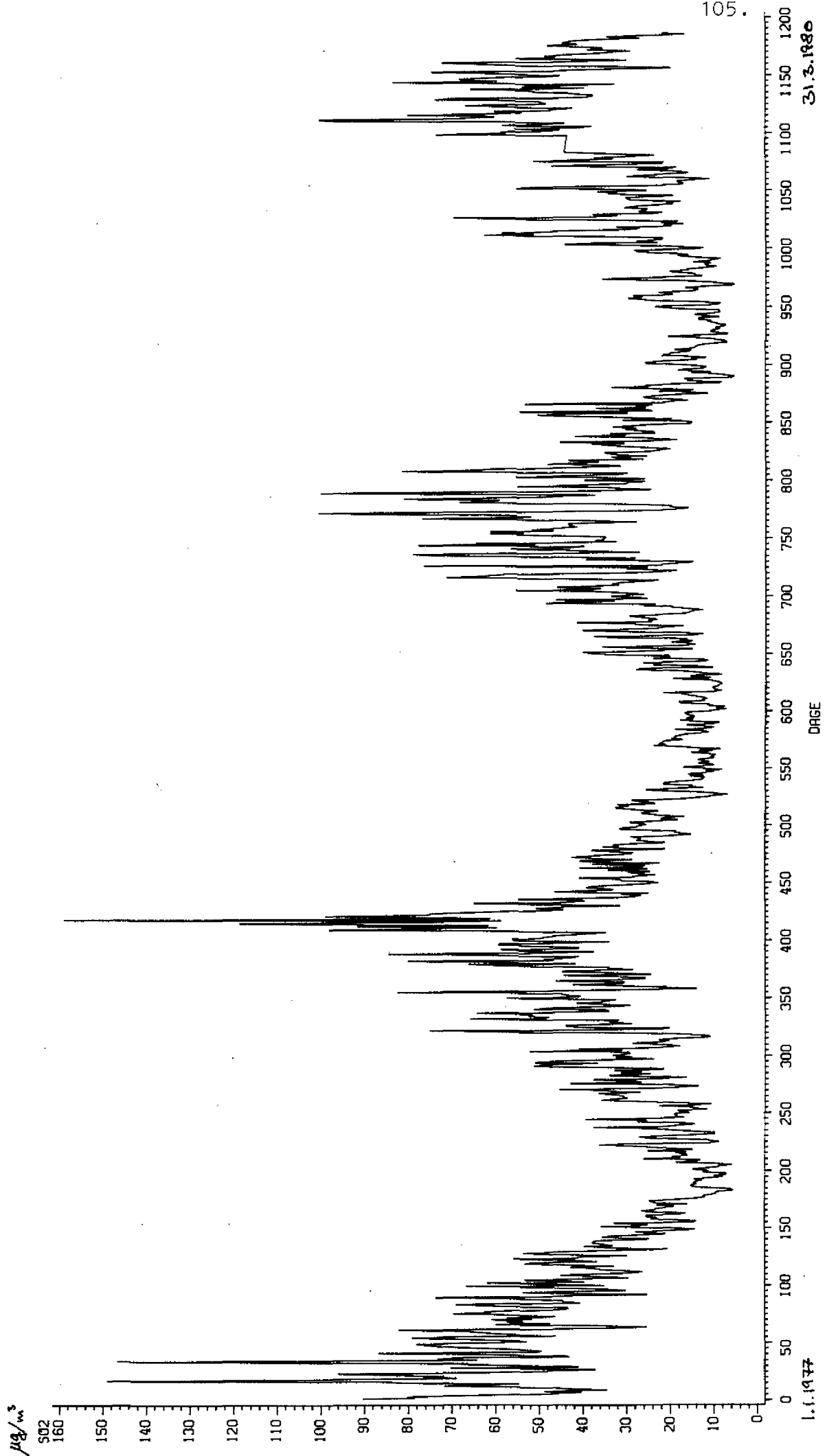


Figur 2.14. Empirisk autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af støv.

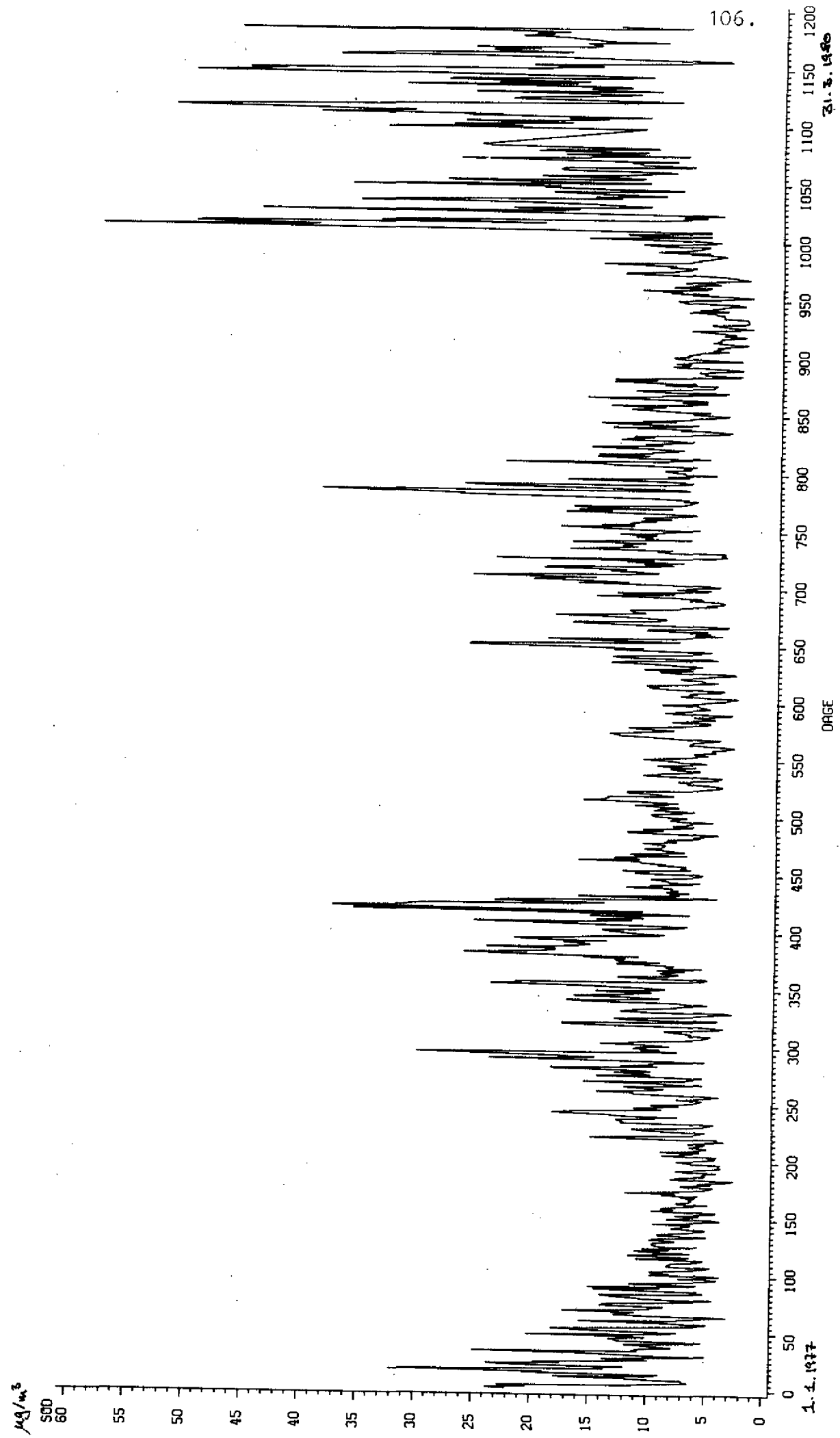


Figur 2.15 Empiriske partielle autokorrelationer for successive differenser mellem logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af støv.



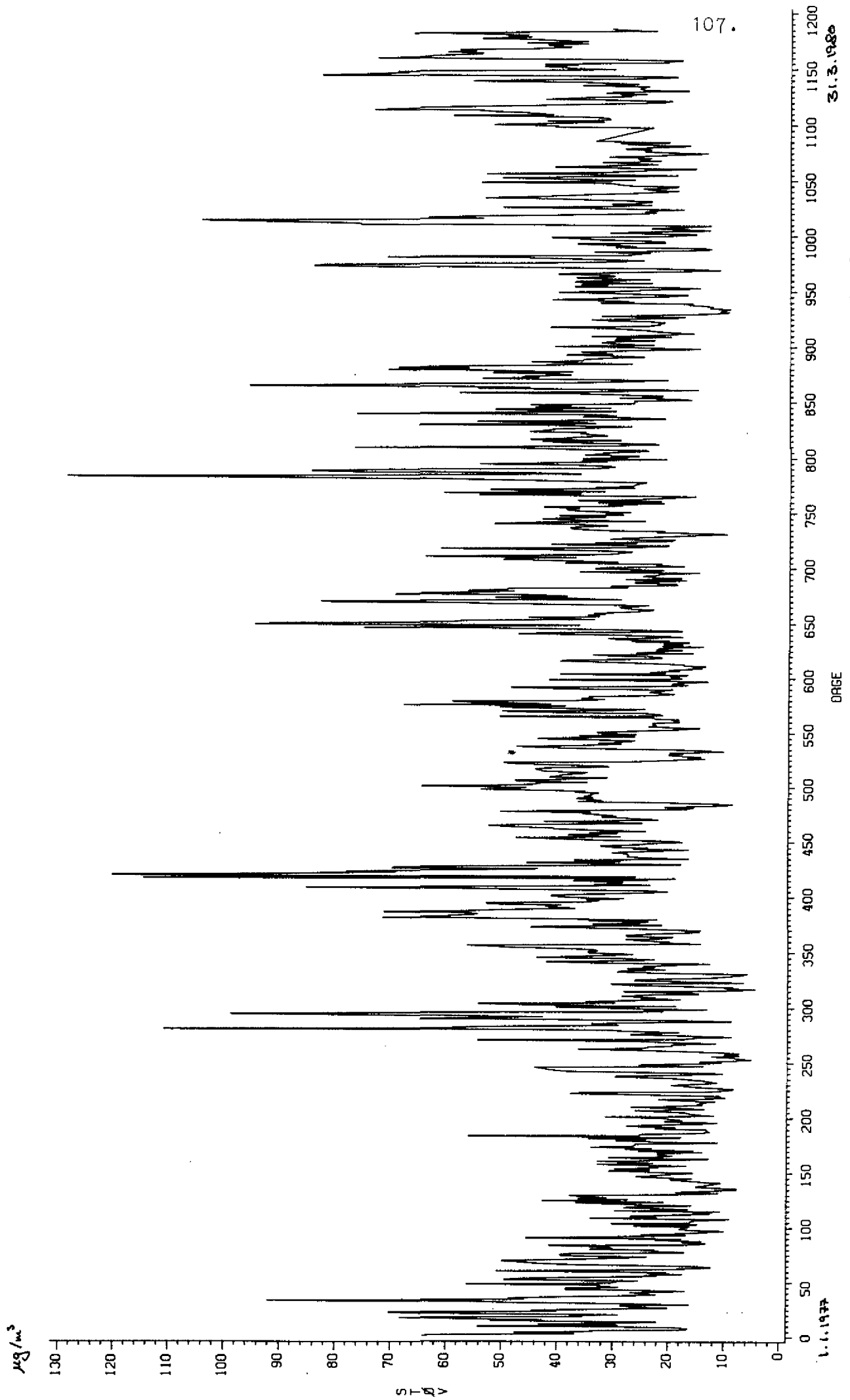


Figur 2.16. Gennemsnit over luftmålestationer af døgnmiddelværdier af luftens indhold af SO<sub>2</sub>.

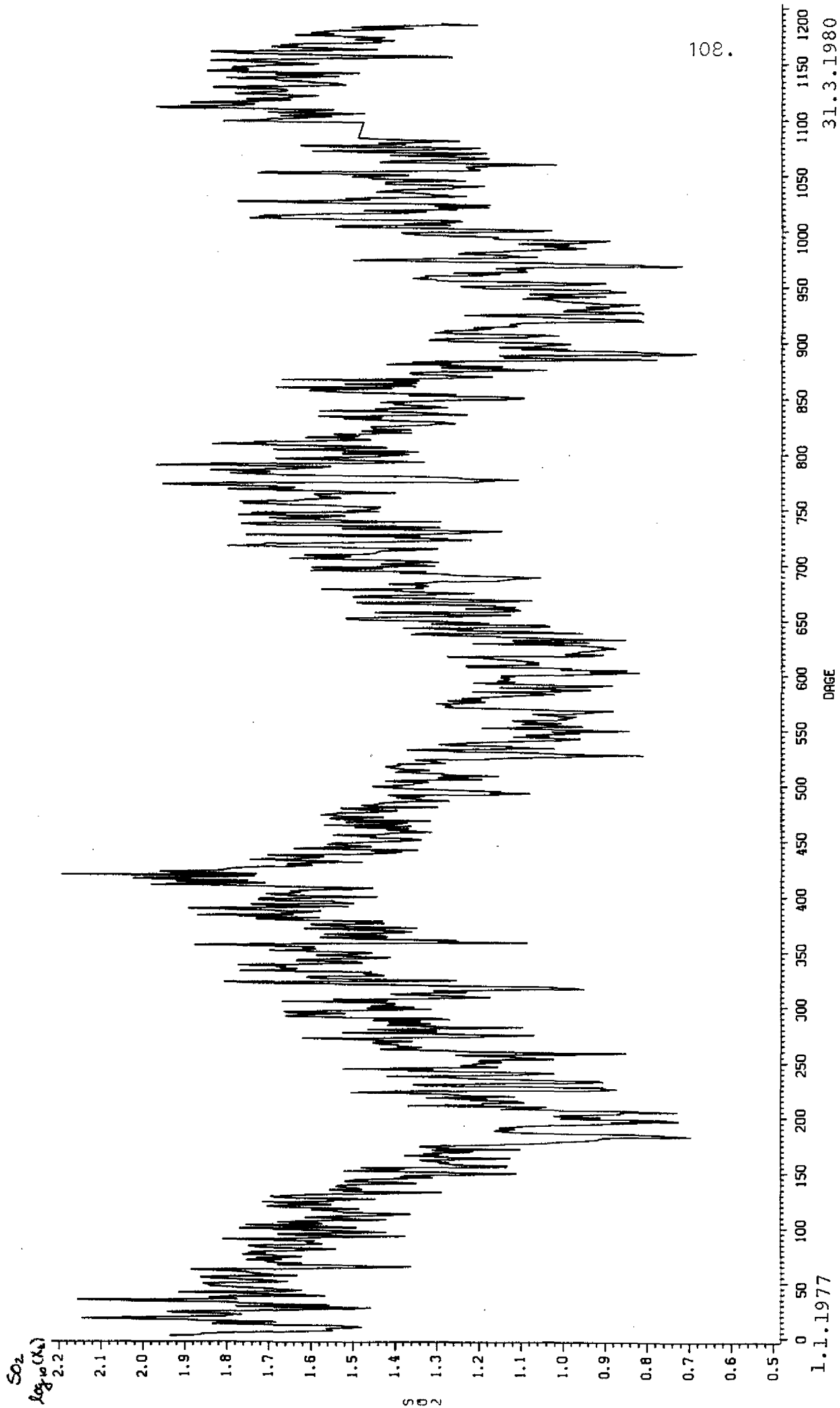


Figur 2.17. Gennemsnit over luftmålestationer af døgnmiddelværdier af luftens indhold af sod.

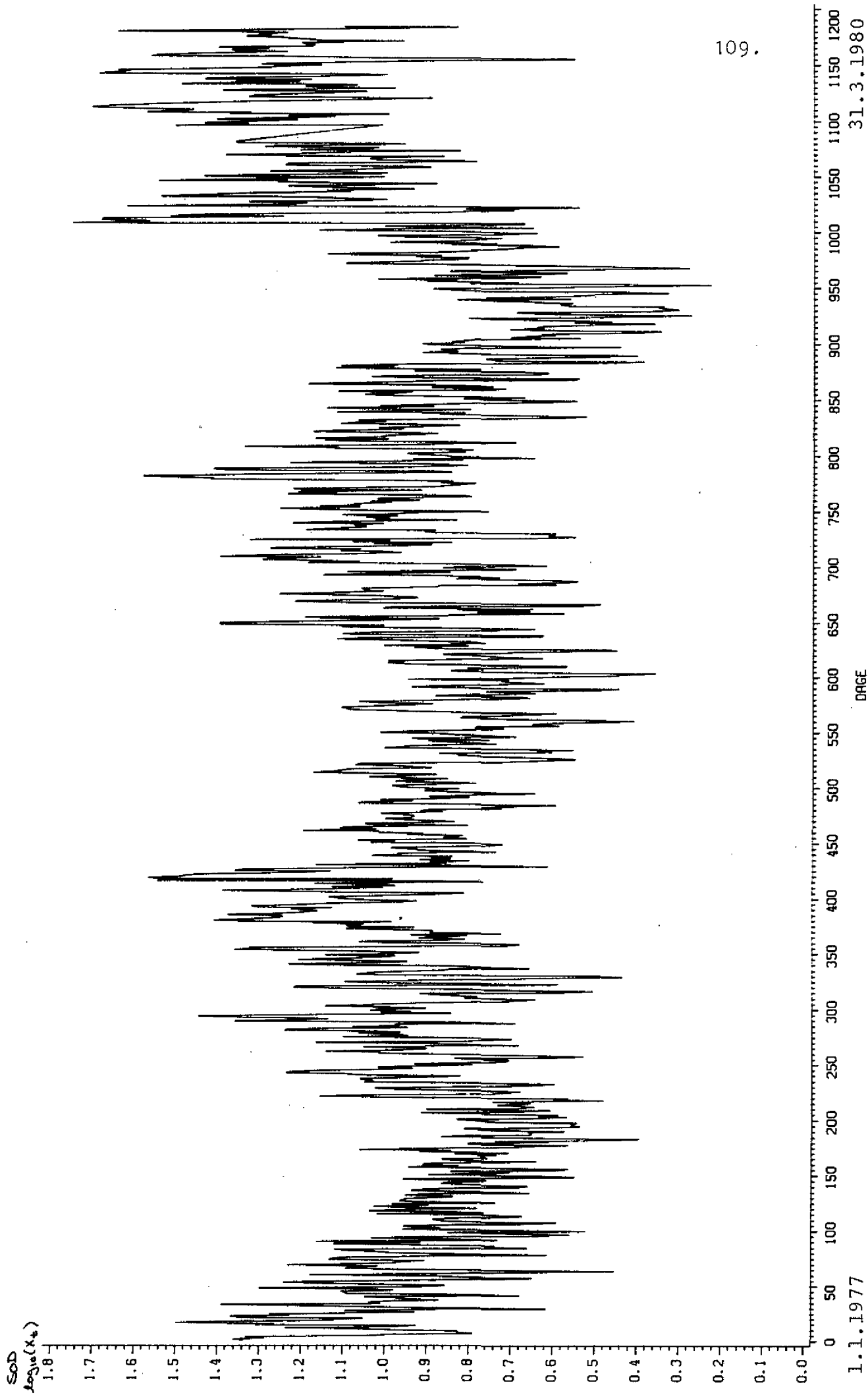




Figur 2.18. Gennemsnit over luftmålestationer af døgnmiddelværdier af luftens indhold af støv.



Figur 2.19. Gennemsnit over luftmålestationer af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af luftens indhold af  $SO_2$ .



1.1.1977

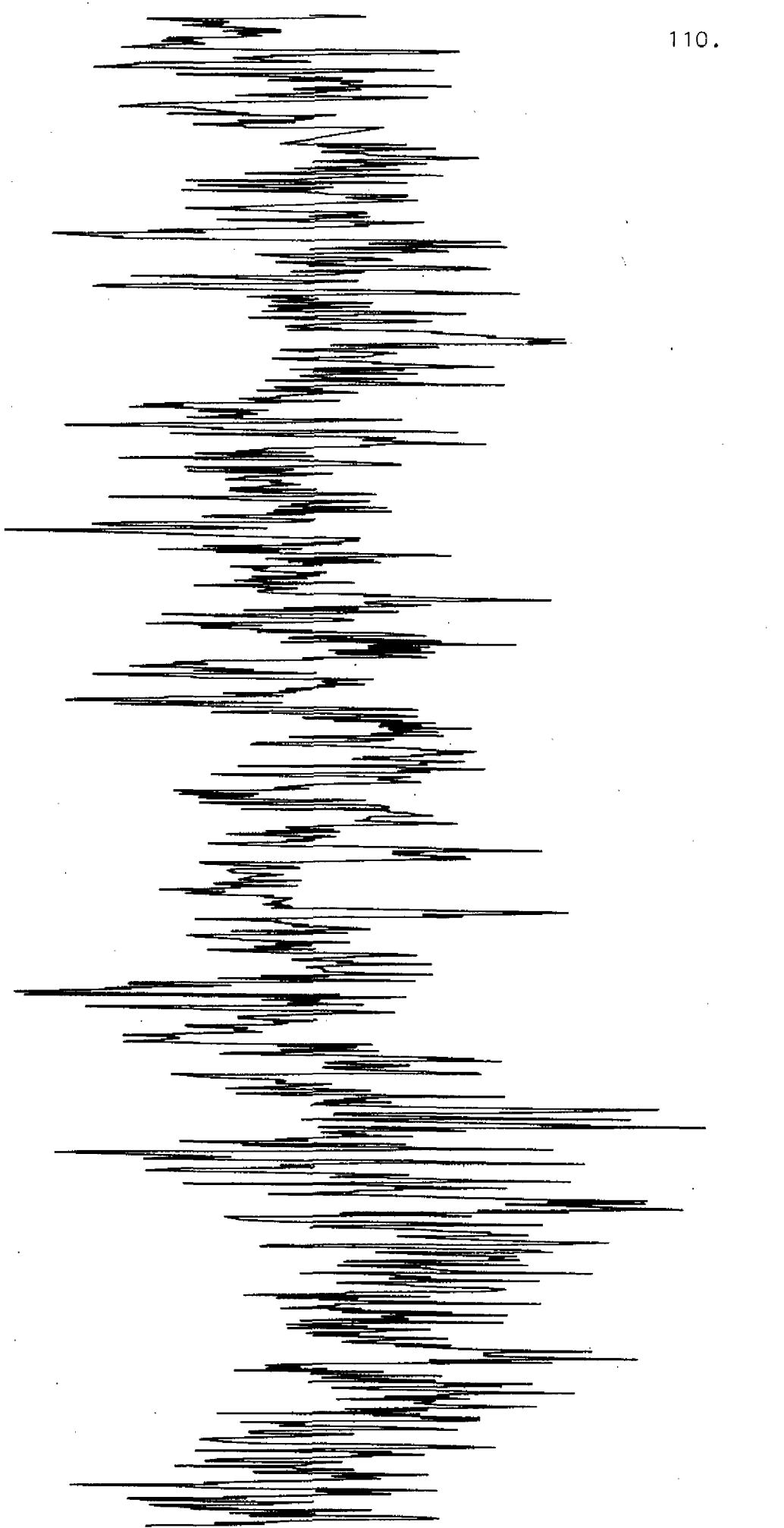
Figur 2.20. Gennemsnit over luftmålestationer af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af luftens indhold af sod.

31.3.1980

Støv  
log<sub>10</sub>(x<sub>s</sub>)  
2.2

2.1  
2.0  
1.9  
1.8  
1.7  
1.6  
1.5  
1.4  
1.3  
1.2  
1.1  
1.0  
0.9  
0.8  
0.7  
0.6  
0.5

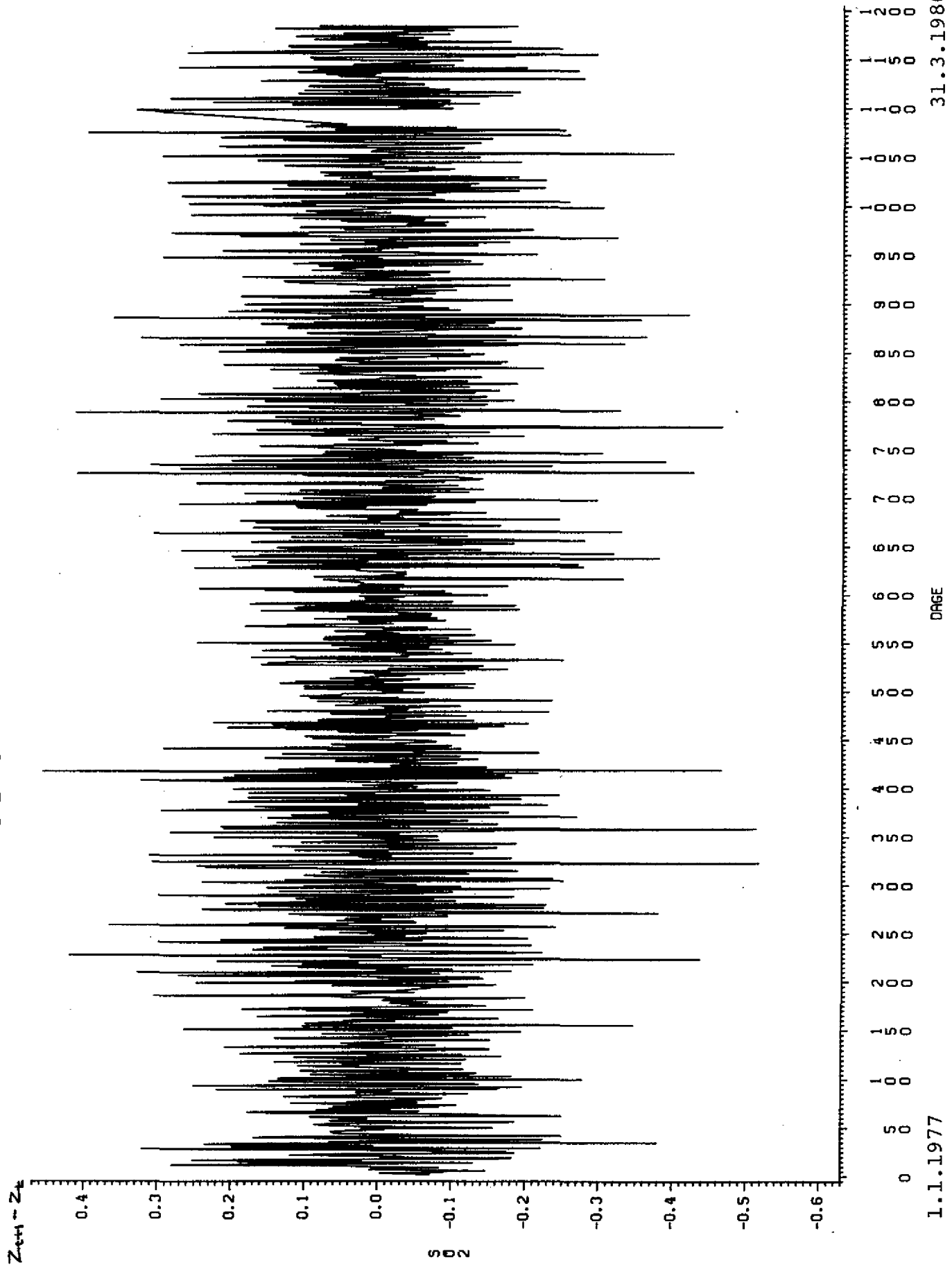
S T Ø V



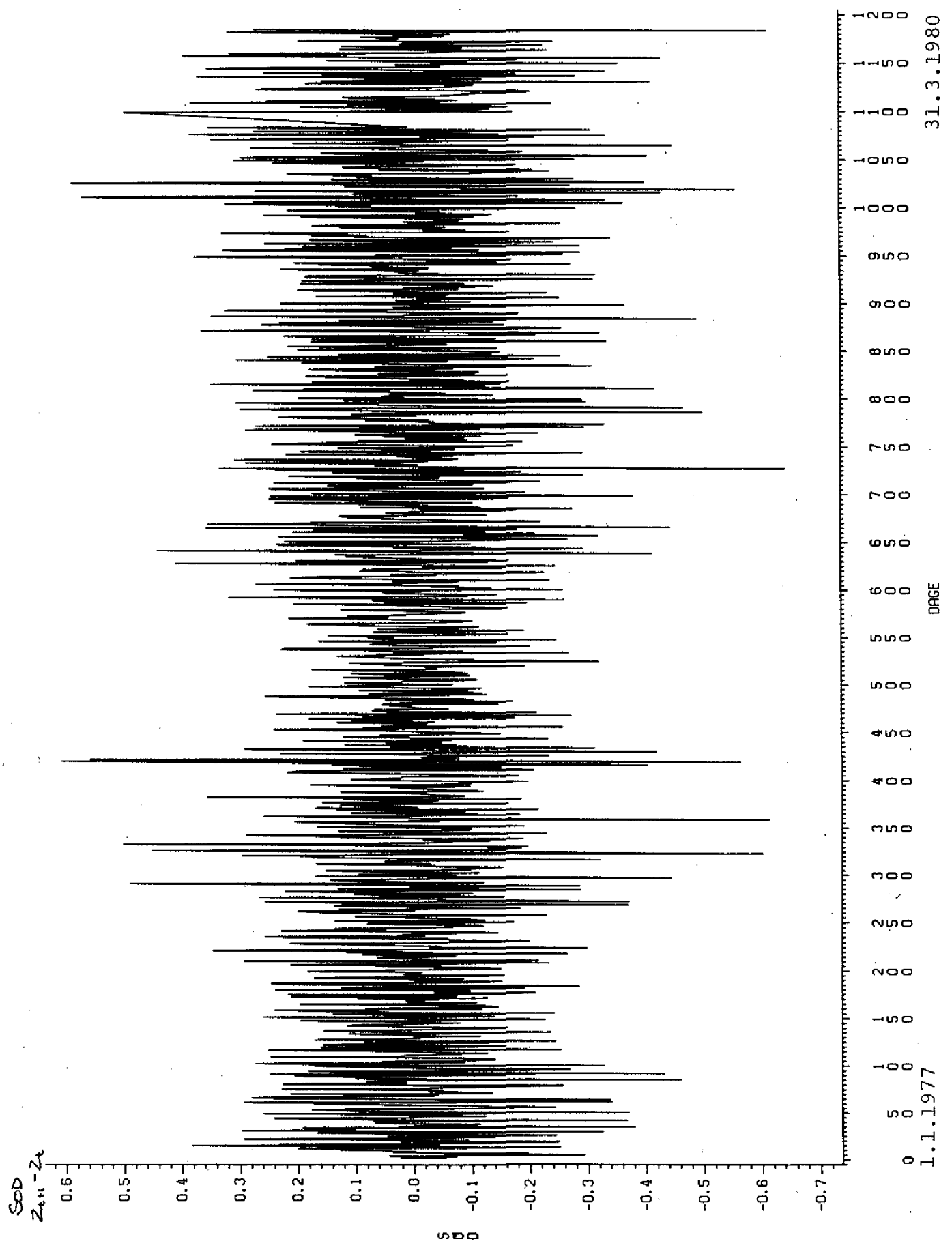
0 50 100 150 200 250 300 350 400 450 500 550 600 650 700 750 800 850 900 950 1000 1050 1100 1150 1200  
1.1.1977 31.3.1980  
DAGE

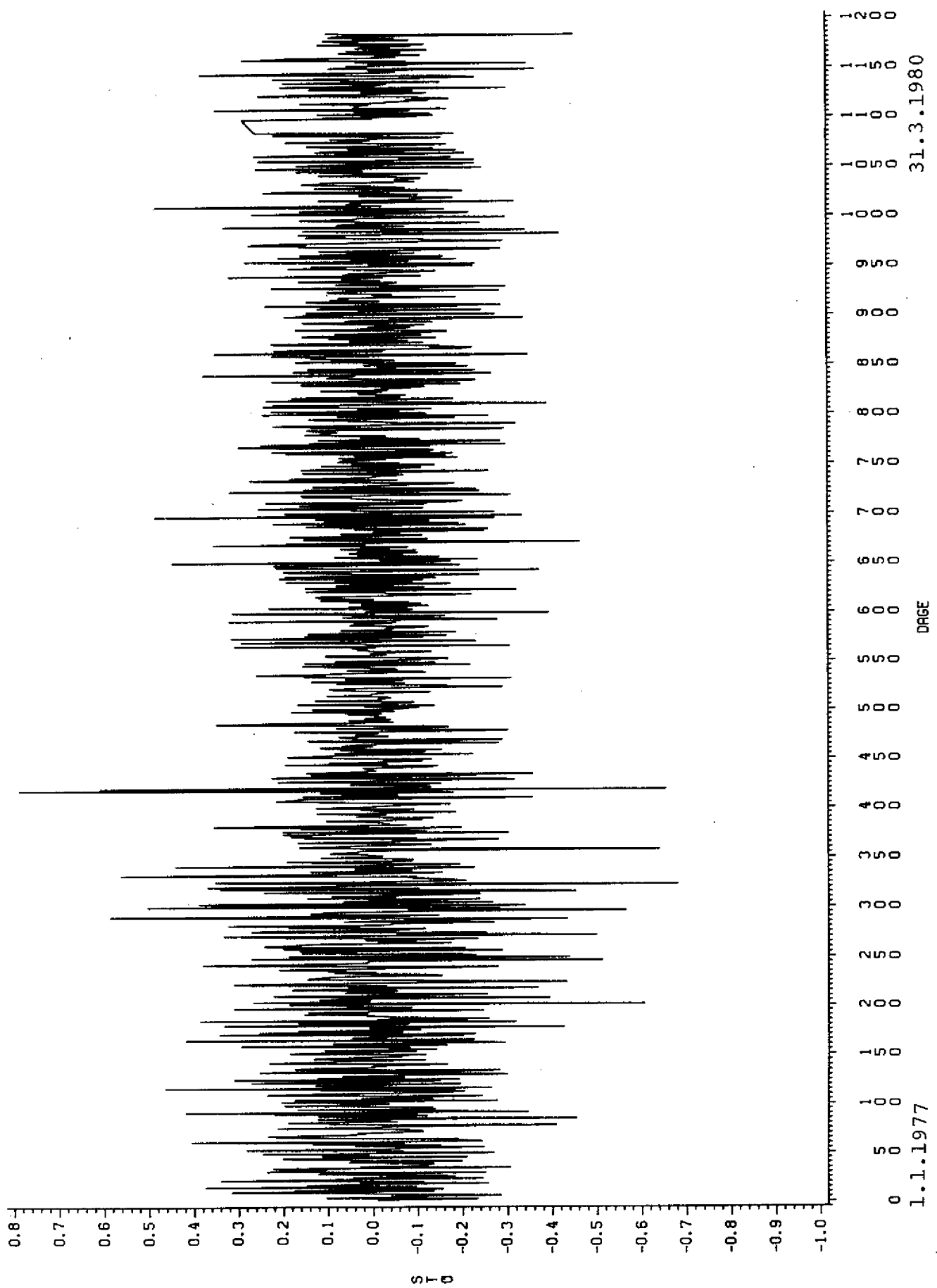
Figur 2.21. Gennemsnit over luftmålestationer af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier af luftens indhold af støv.

Figur 2.22. Successive ændringer i gennemsnit over luftmålestasjoner af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $z_{t+1} - z_t$ , for  $SO_2$ .

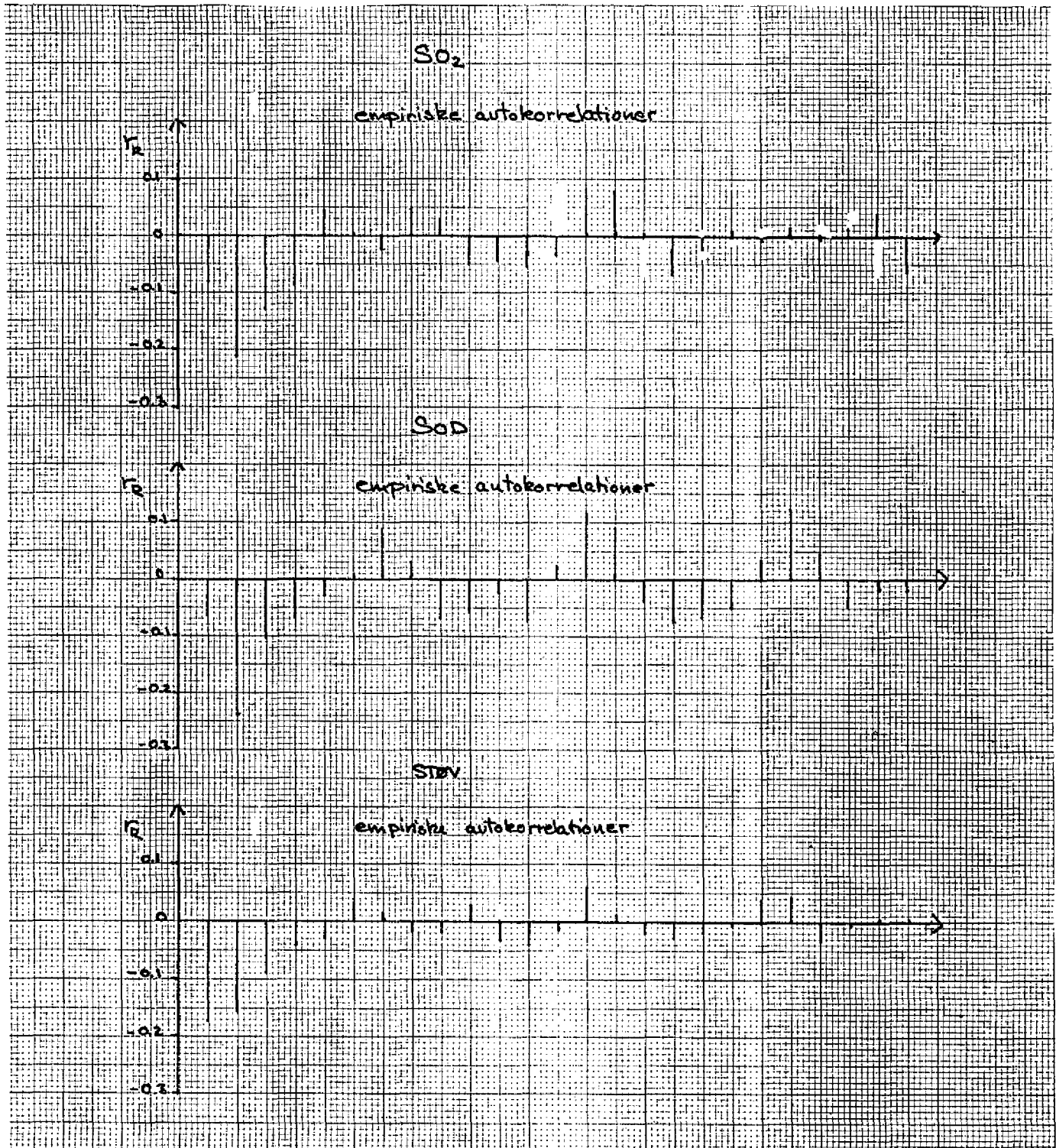


Figur 2.23. Successive ændringer i gennemsnit over luftmålestasjoner af logaritmetransformerede døgngennemsnitværdier,  $z_{t+1} - z_t$ , for sød.



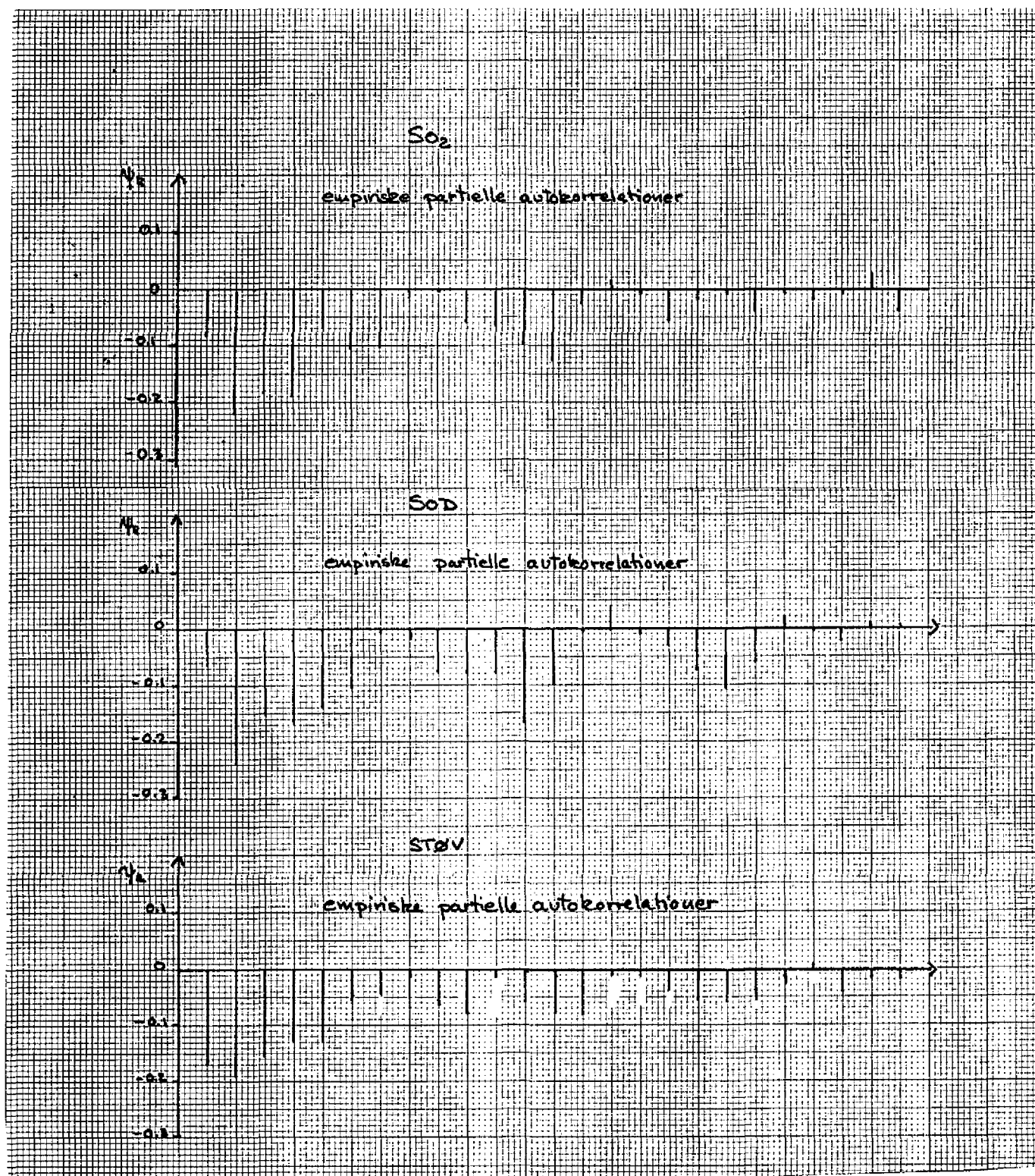


Figur 2.24. Successive ændringer i gennemsnit over luftmålestasjoner af logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $z_{t+1} - z_t$ , for støv.

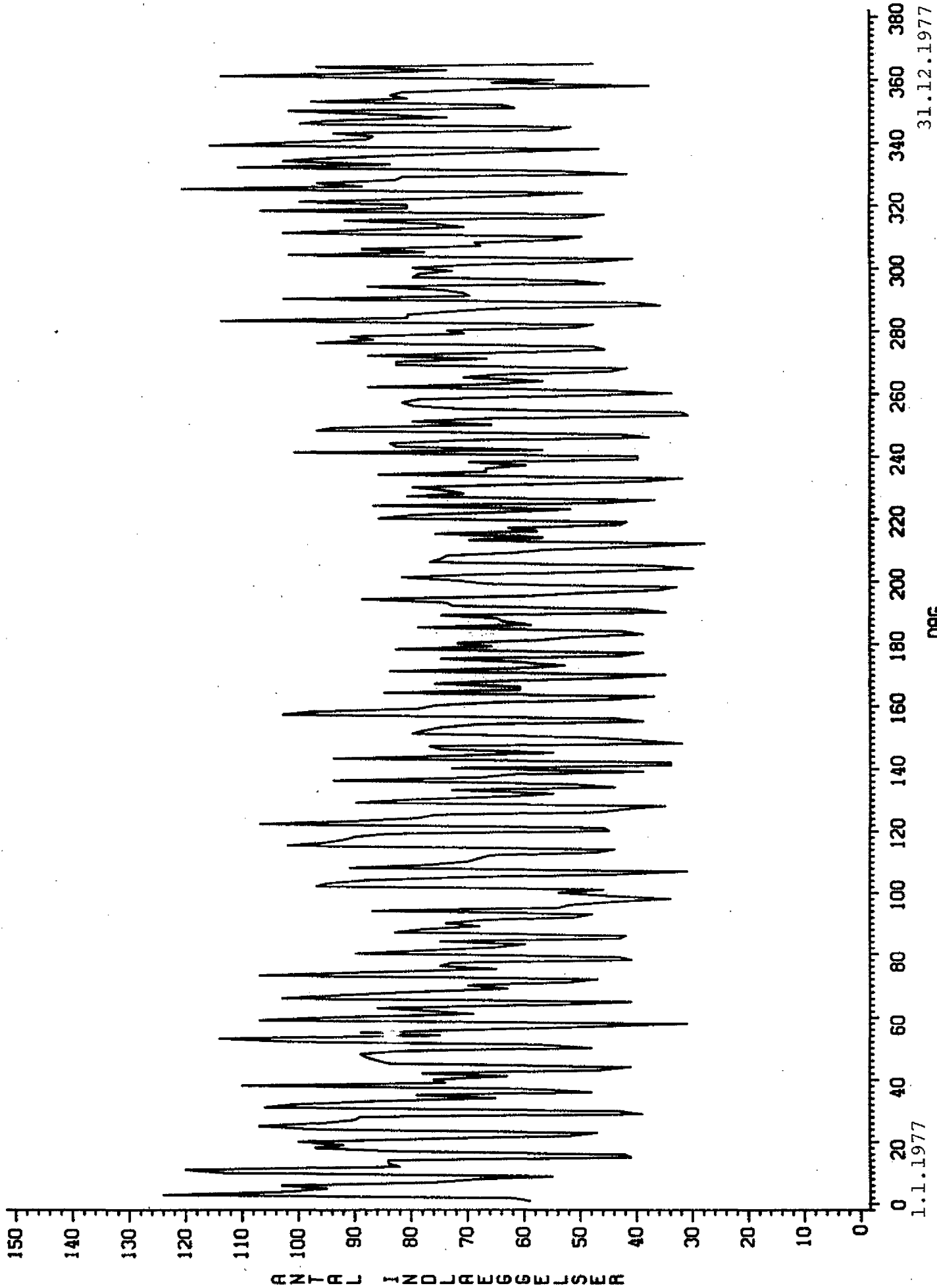


Figur 2.25. Empiriske autokorrelationer for ændringerne i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $\log(x_{t+1}) - \log(x_t)$ .

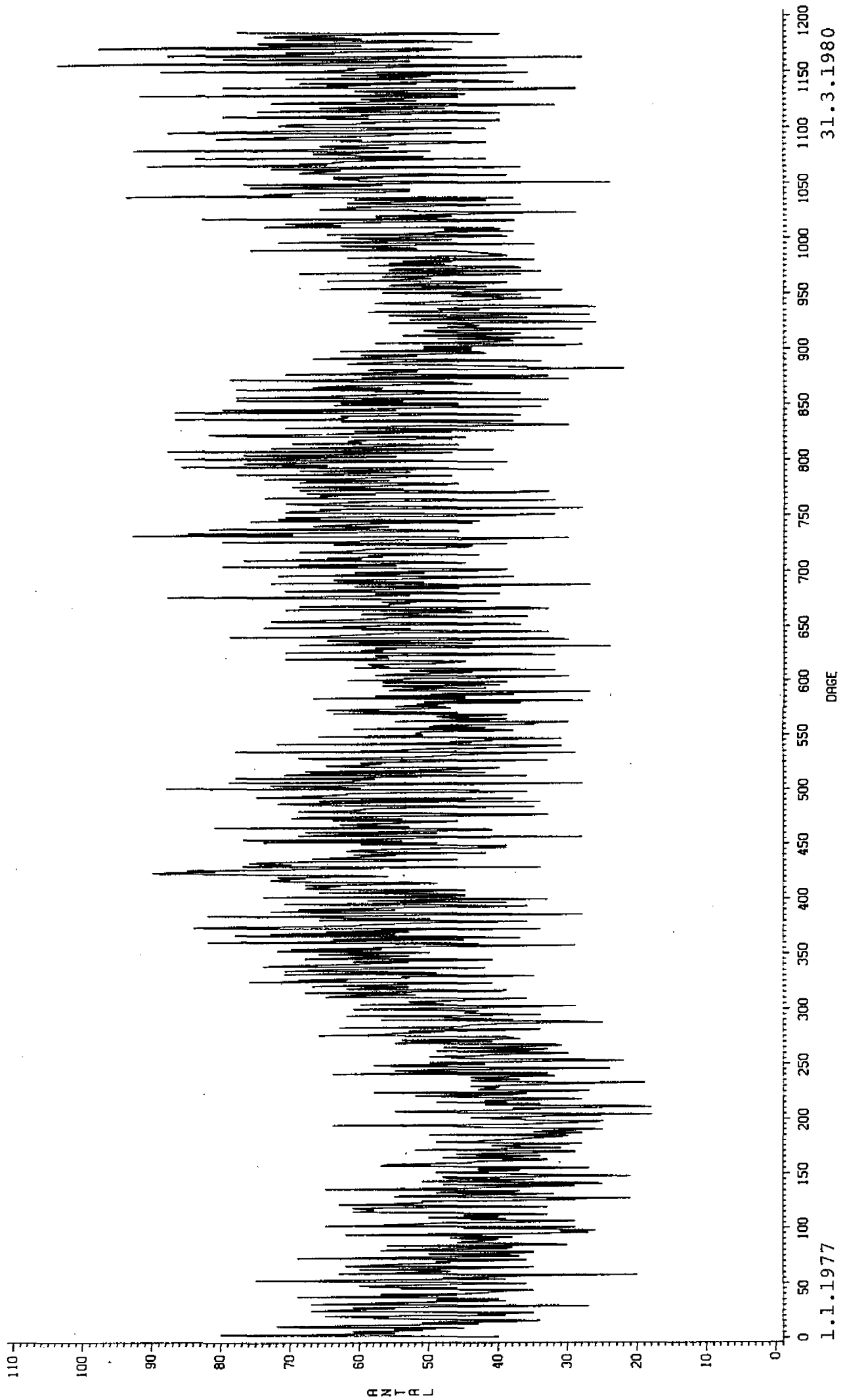




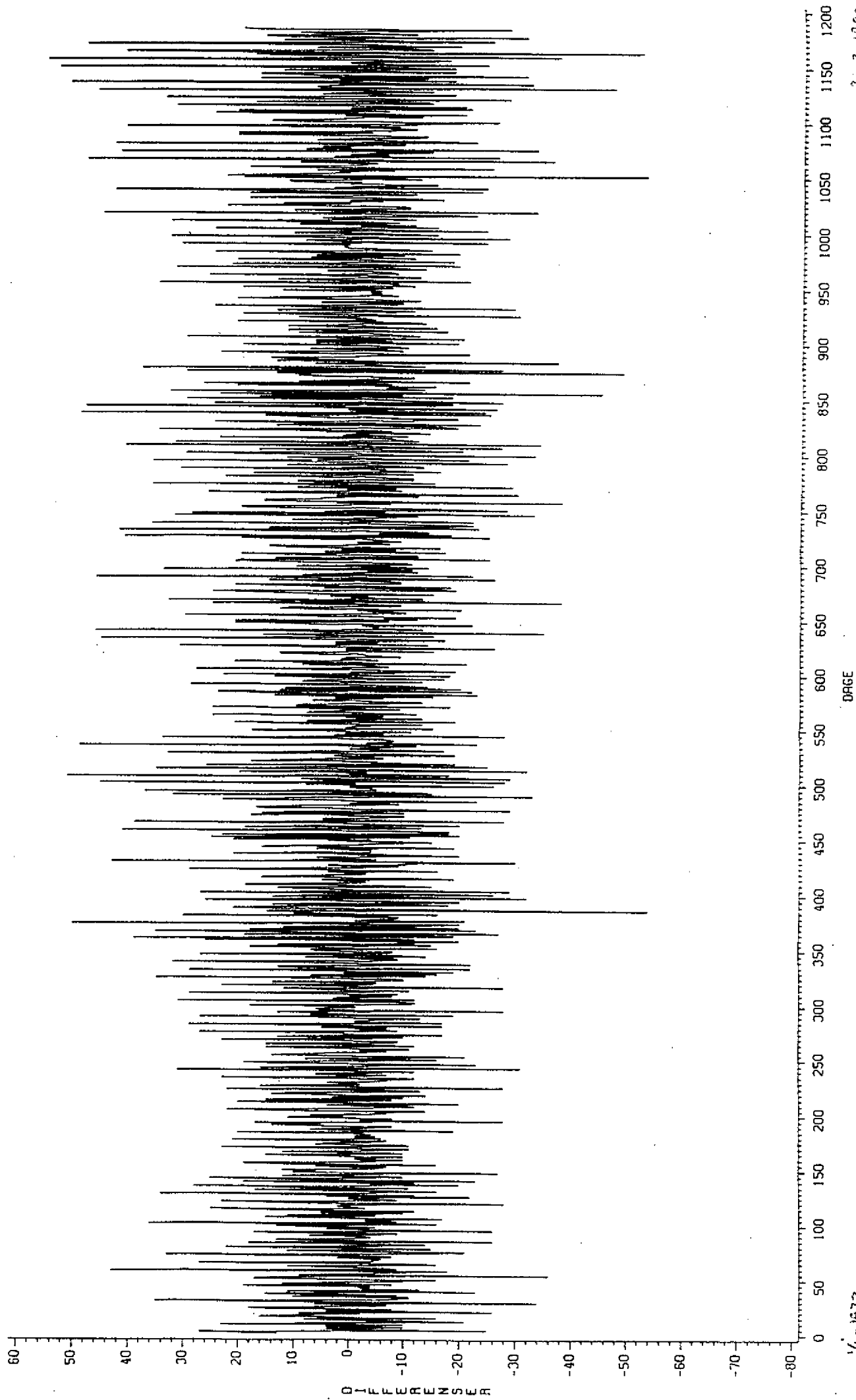
Figur 2.26. Empiriske partielle autokorrelationer for ændringerne i de logaritmetransformerede døgnmiddelværdier,  $\log(x_{t+1}) - \log(x_t)$ .



Figur 3.1. Antal indlæggelser pr. dag 1977.



Figur 3.2. Figuren viser antal indlæggelser fordelt på dage i perioden 1.1.1977 - 31.3.1980.



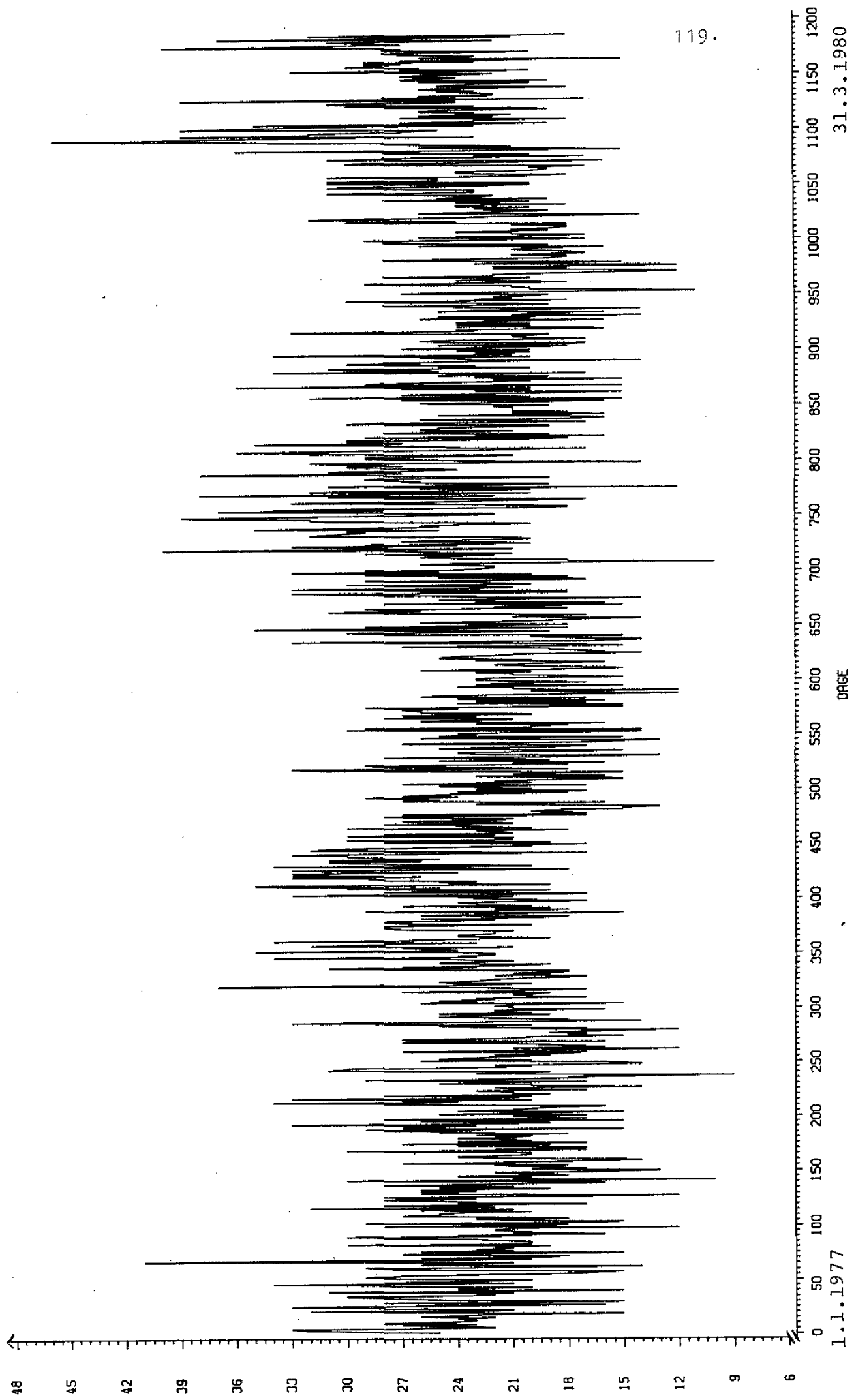
1/1 - 1977

DAGE

31-3-1980

Figur 3.3. Figuren viser de successive ændringer i antal indlæggelser mellem to på hinanden følgende dage,  $Y_t - Y_{t-1}$ , i perioden 1.1.1977 - 31.3.1980.

Antal dødsfald



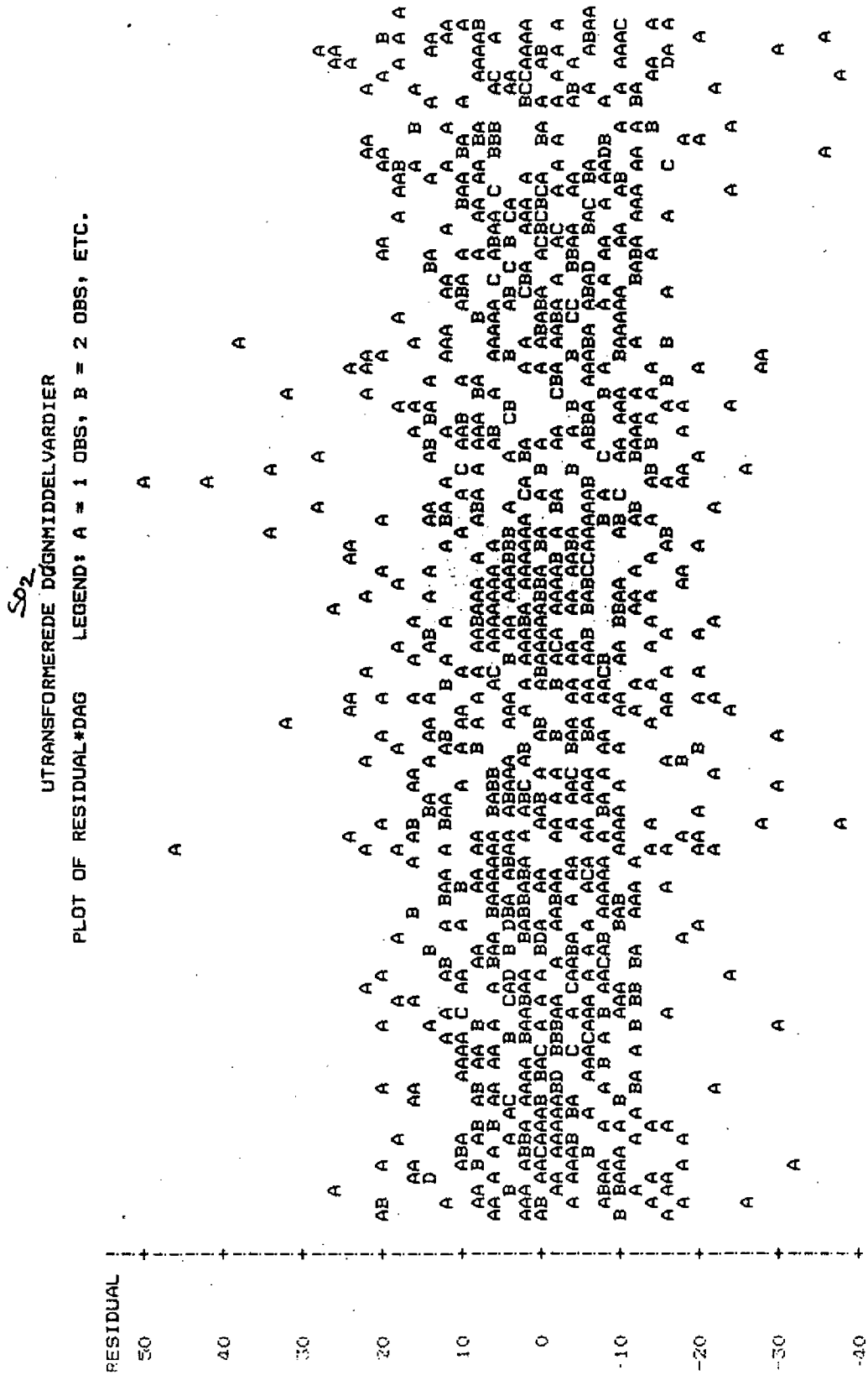
1.1.1977

DAGE

31.3.1980

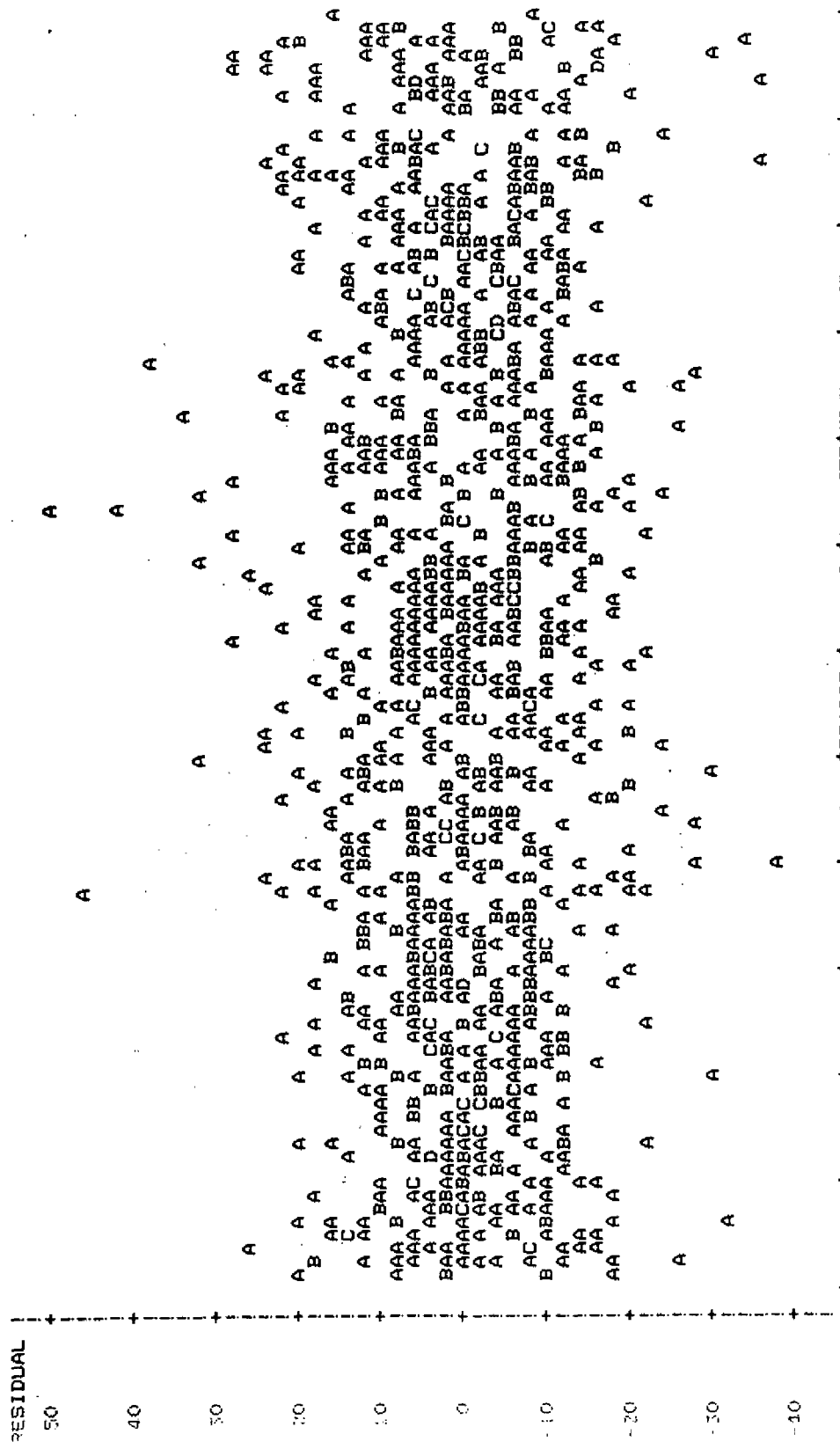
Figur 4.1. Antal dødsfald i perioden 1.1.1977-31.3.1980.

Figur 5.1. Plot af residualer fra modellen (1), med ændringerne i døgnmiddelværdierne af SO<sub>2</sub> som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.

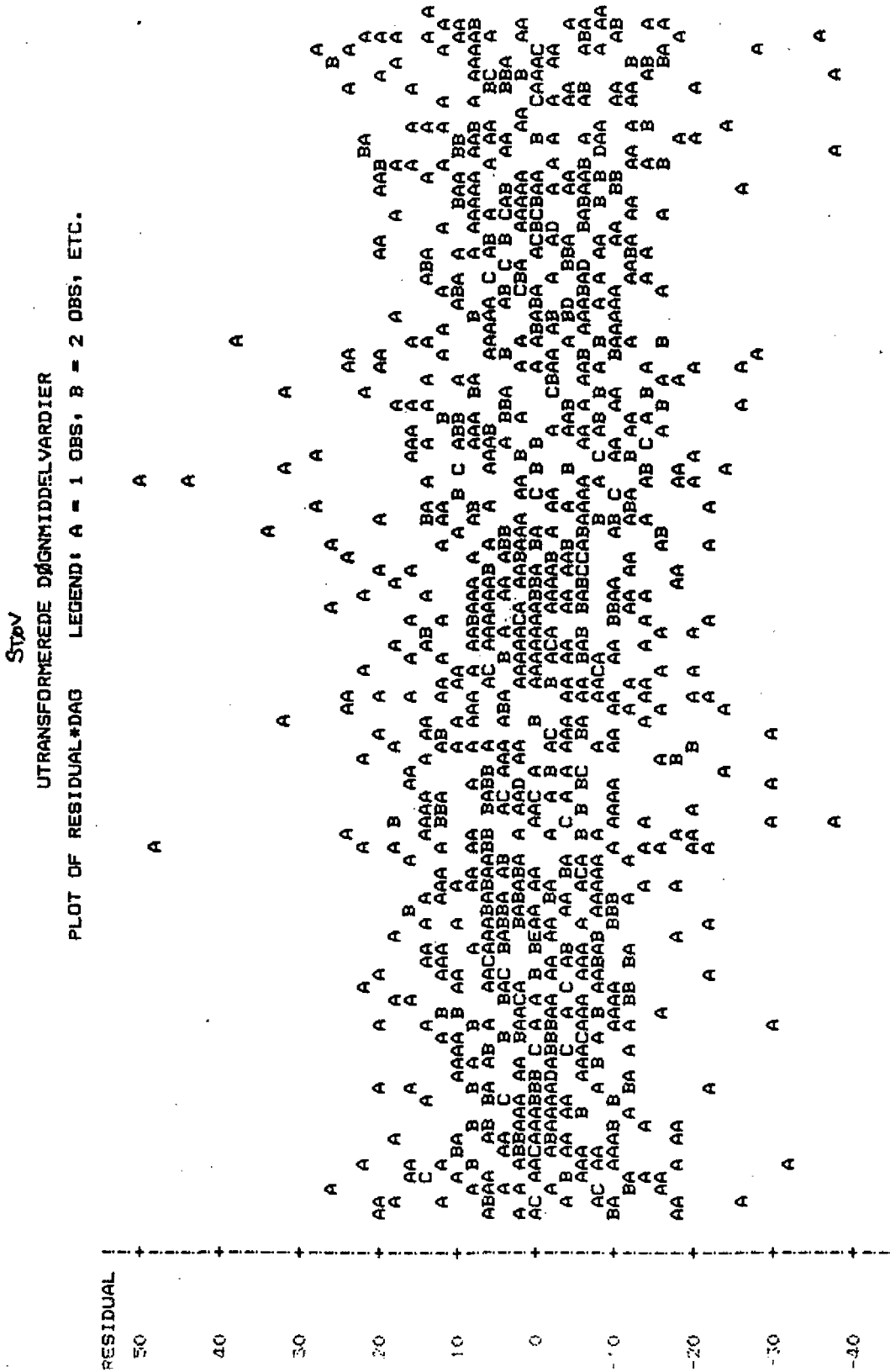


Figur 5.2. Plot af residualer fra modellen (1), med ændringer i døgnmiddelværdierne af sod som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.

SOD  
UTRANSFORMEREDE DØGNMIDDELVÆRDIER  
PLOT OF RESIDUAL\*DAY LEGEND: A = 1 OBS, B = 2 OBS, ETC.



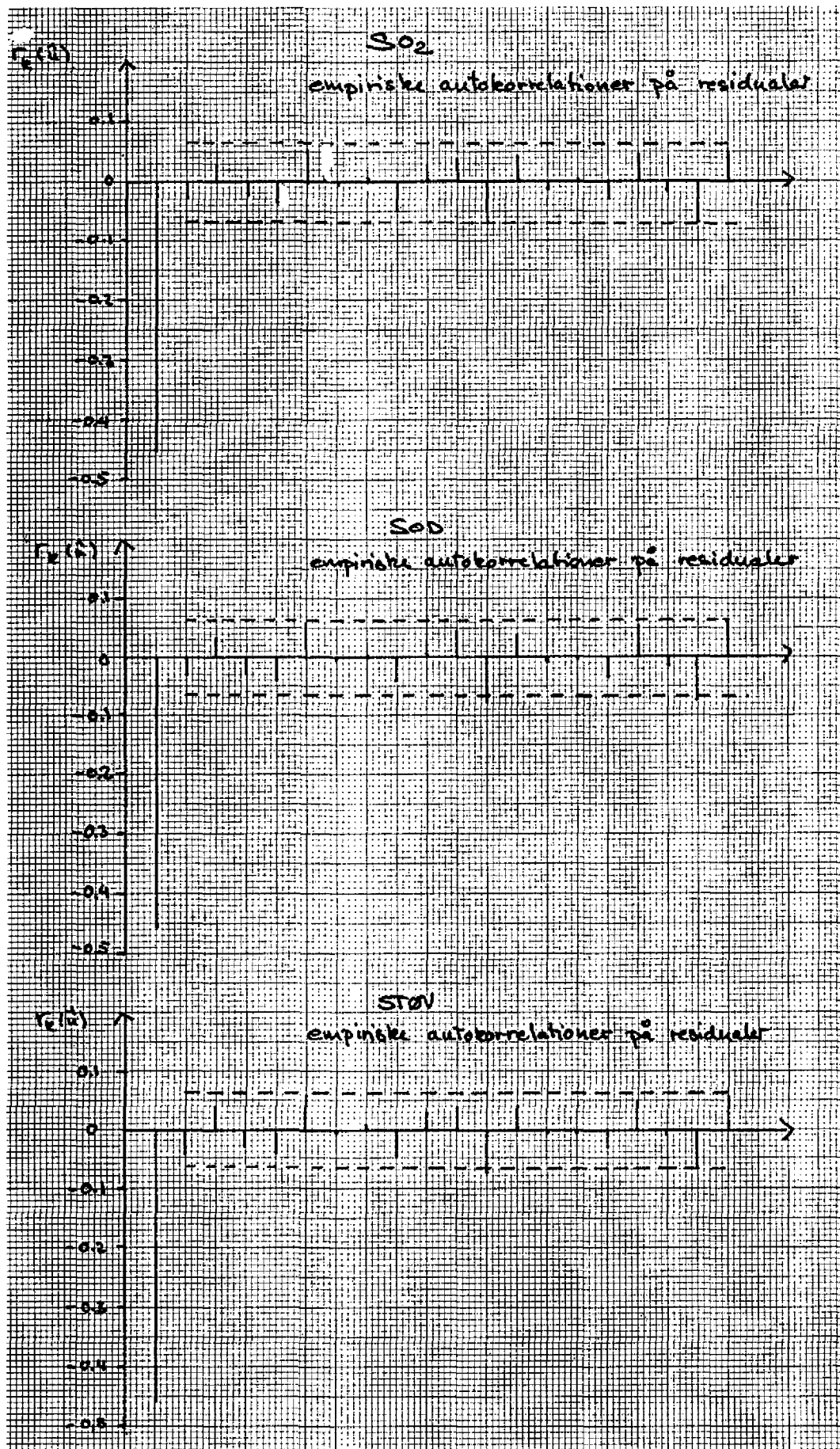
Figur 5.3. Plot af residualer fra modellen (1), med ændringerne i døgnmiddelværdierne af støv som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.



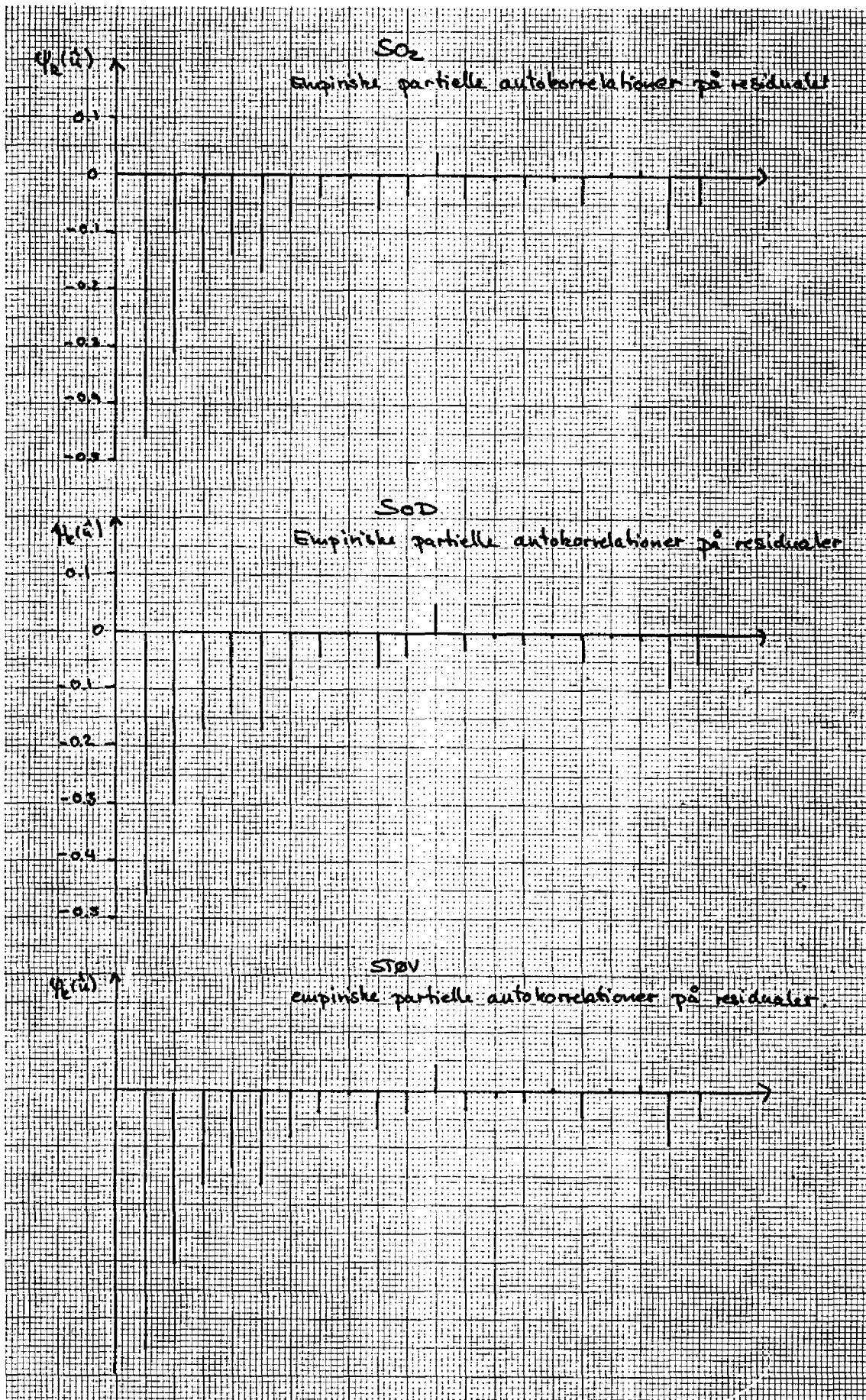
1-1-1977 31-3-1980



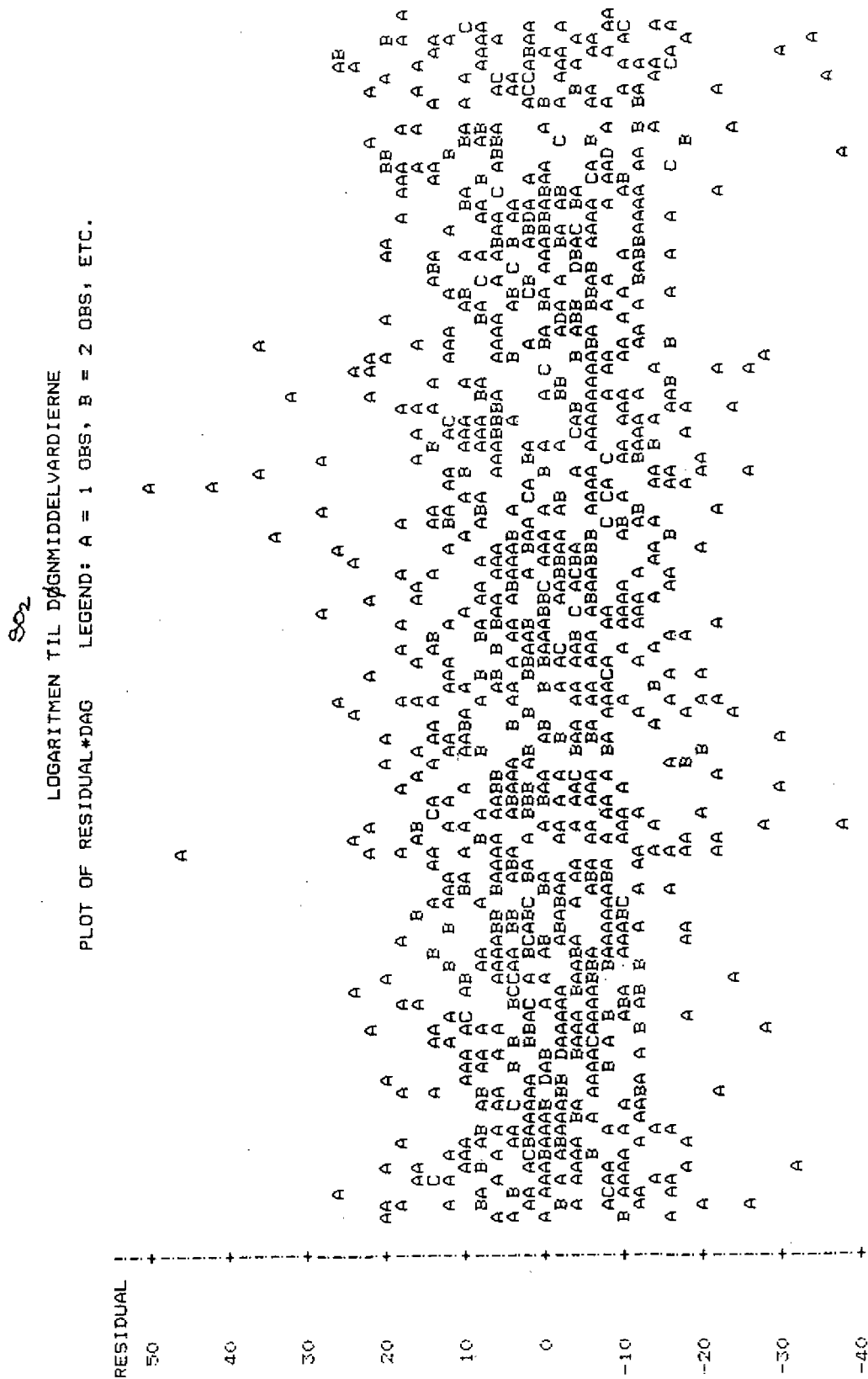
Figur 5.4. De 20 første empiriske autokorrelationer på residualerne fra model (1), med hhv.  $\text{SO}_2$ , sod og støv som forklarende variable. De stiplede linier angiver 95% sikkerhedsgrænser under antagelse af at processen beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 1,  $\text{MA}(1)$ .



Figur 5.5. De 20 første empiriske partielle autokorrelationer på residualerne fra model (1), med hhv.  $\text{SO}_2$ , sod og støv som forklarende variabel.



Figur 5.6. Plot af residualer fra modellen (3), med de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne af SO<sub>2</sub> som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.

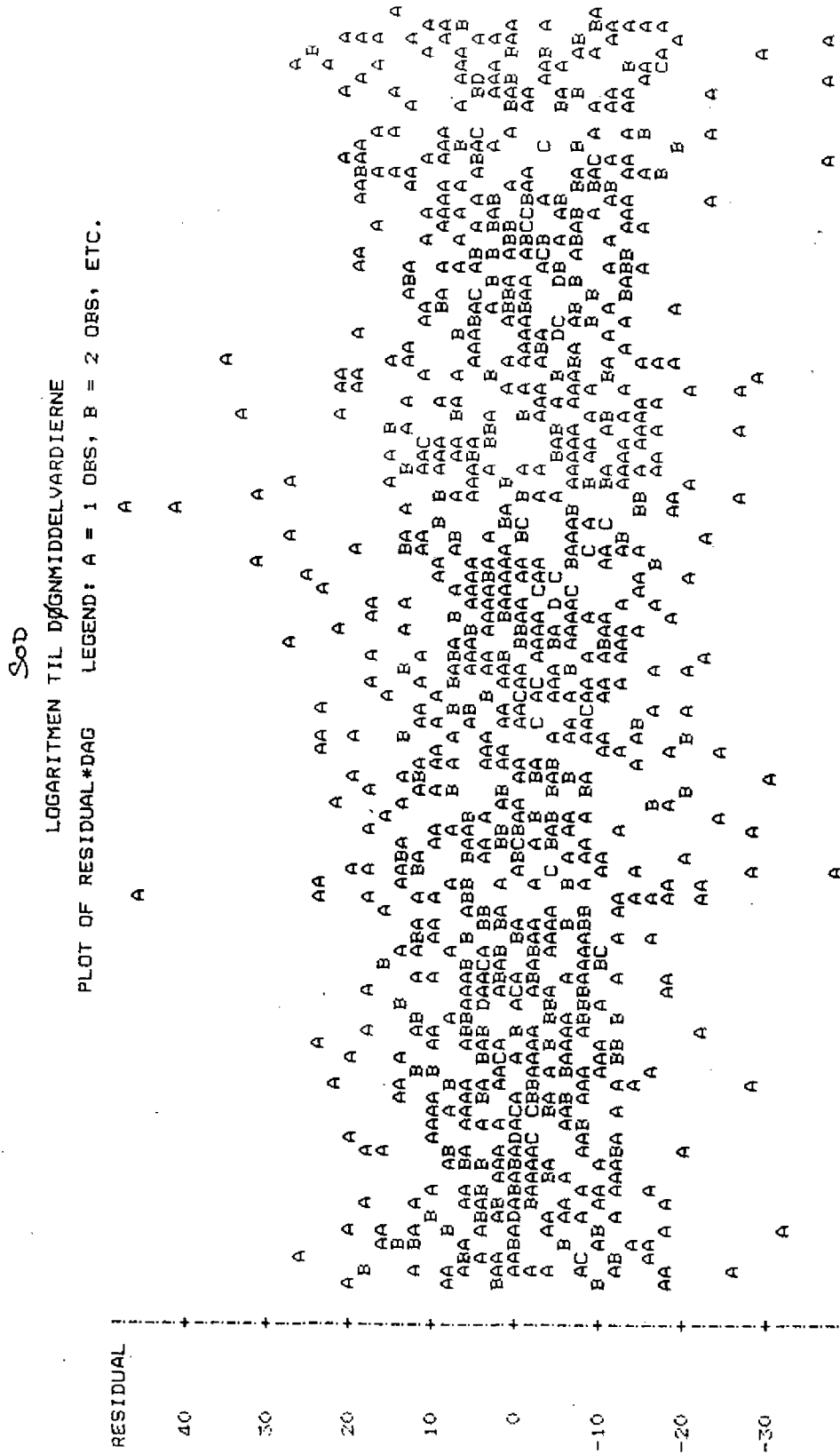


1-1-1977

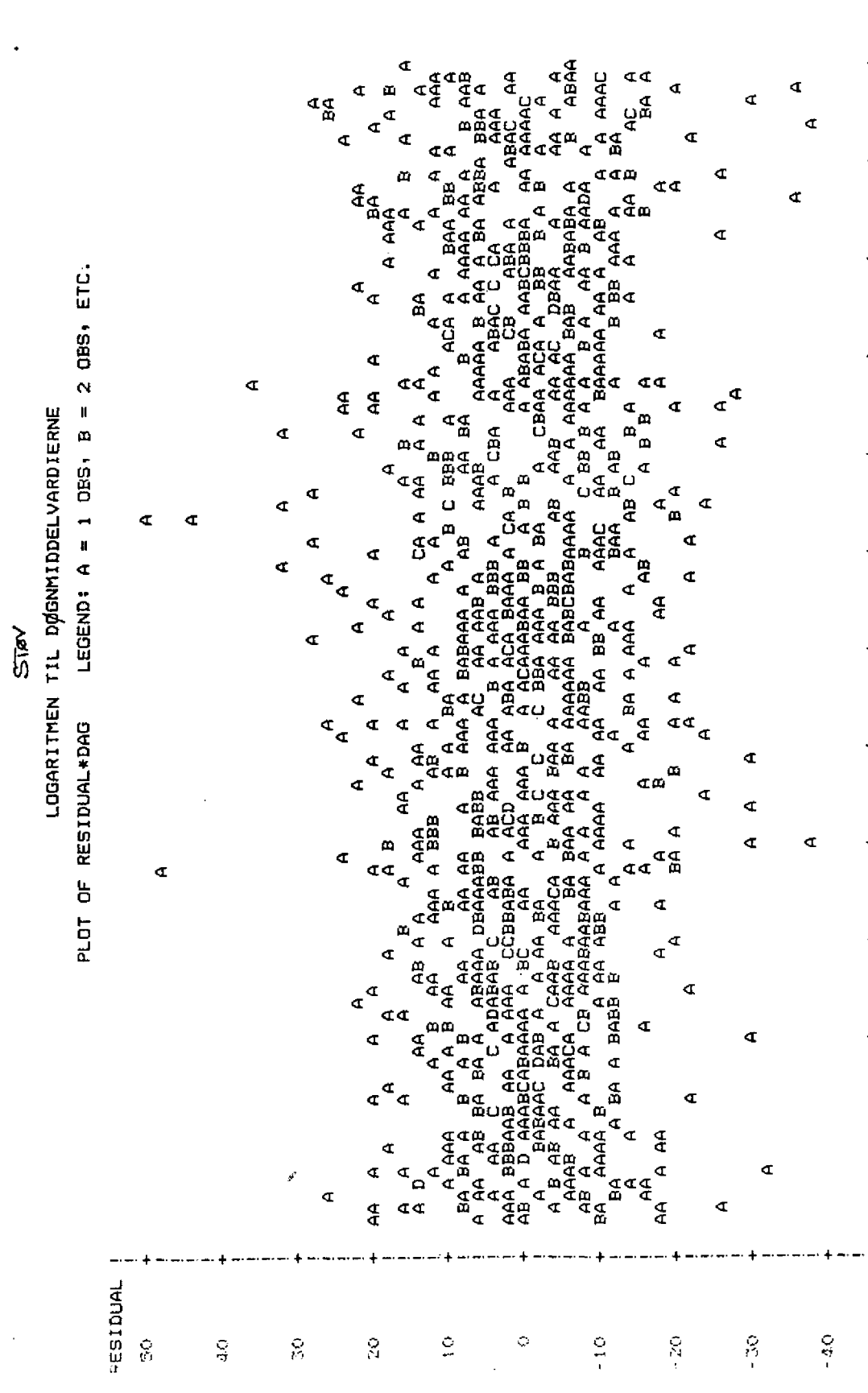
DAG

31-3-1980

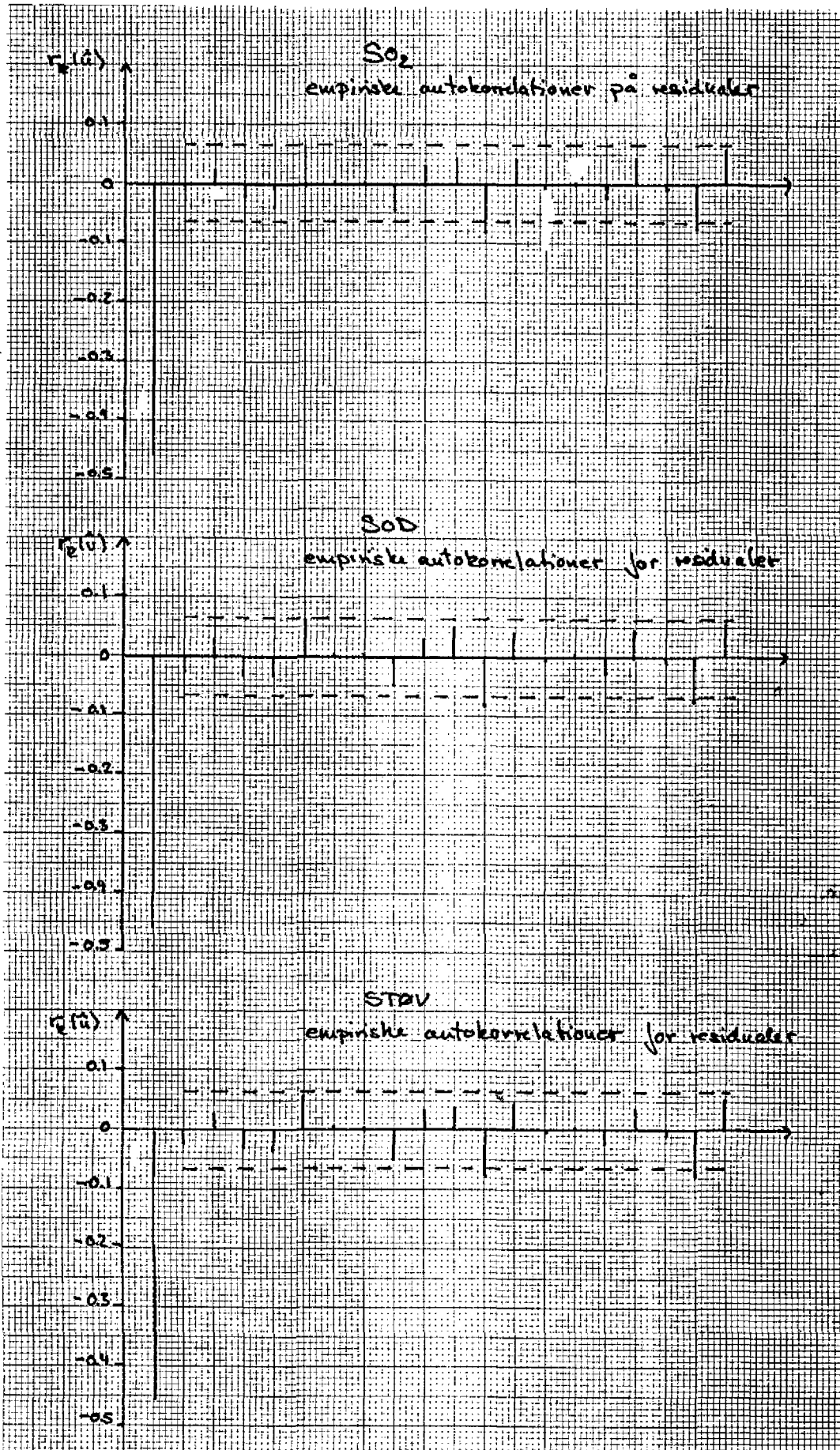
Figur 5.7. Plot af residualer fra modellen (3), med de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne af sod som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.



Figur 5.8. Plot af residualer fra modellen (3), med de logaritmetransformerede relative ændringer i døgnmiddelværdierne af SO<sub>2</sub> som forklarende variable. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.

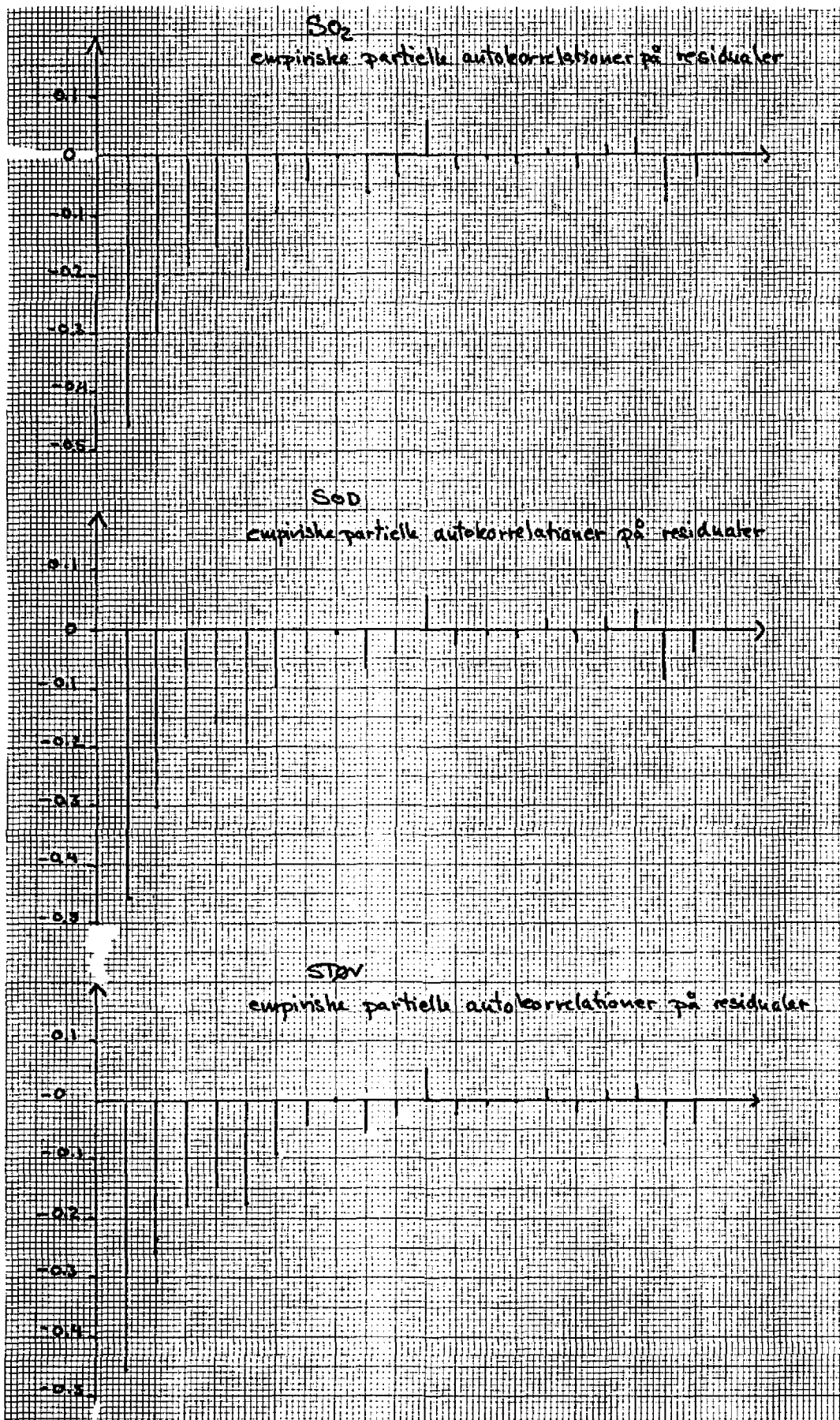


Figur 5.9. De 20 første empiriske autokorrelationer på residualerne fra model (3), med hhv.  $\text{SO}_2$ , sod og støv som forklarende variabel. De stiplede linier angiver 95% sikkerhedsgrænser for autokorrelationerne under antagelse af at processen beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 1, MA(1).





Figur 5.10. De 20 første empiriske partielle autokorrelationer for residualerne fra model (3), med hhv.  $SO_2$ , sod og støv som forklarende variable.



Figur 5.11.

For hver af de tre studerede forureningsstoffer  $\text{SO}_2$  (figur a), sod (figur b) og støv (figur c), er logaritmen til de relative ændringer i døgnmiddelværdien mellem to på hinanden følgende dage  $\log_{10}(x_t/x_{t-1})$  plottet mod ændringen i antallet af indlæggelser fra dag  $t-1$  til dag  $t$ ,  $y_t - y_{t-1}$ .

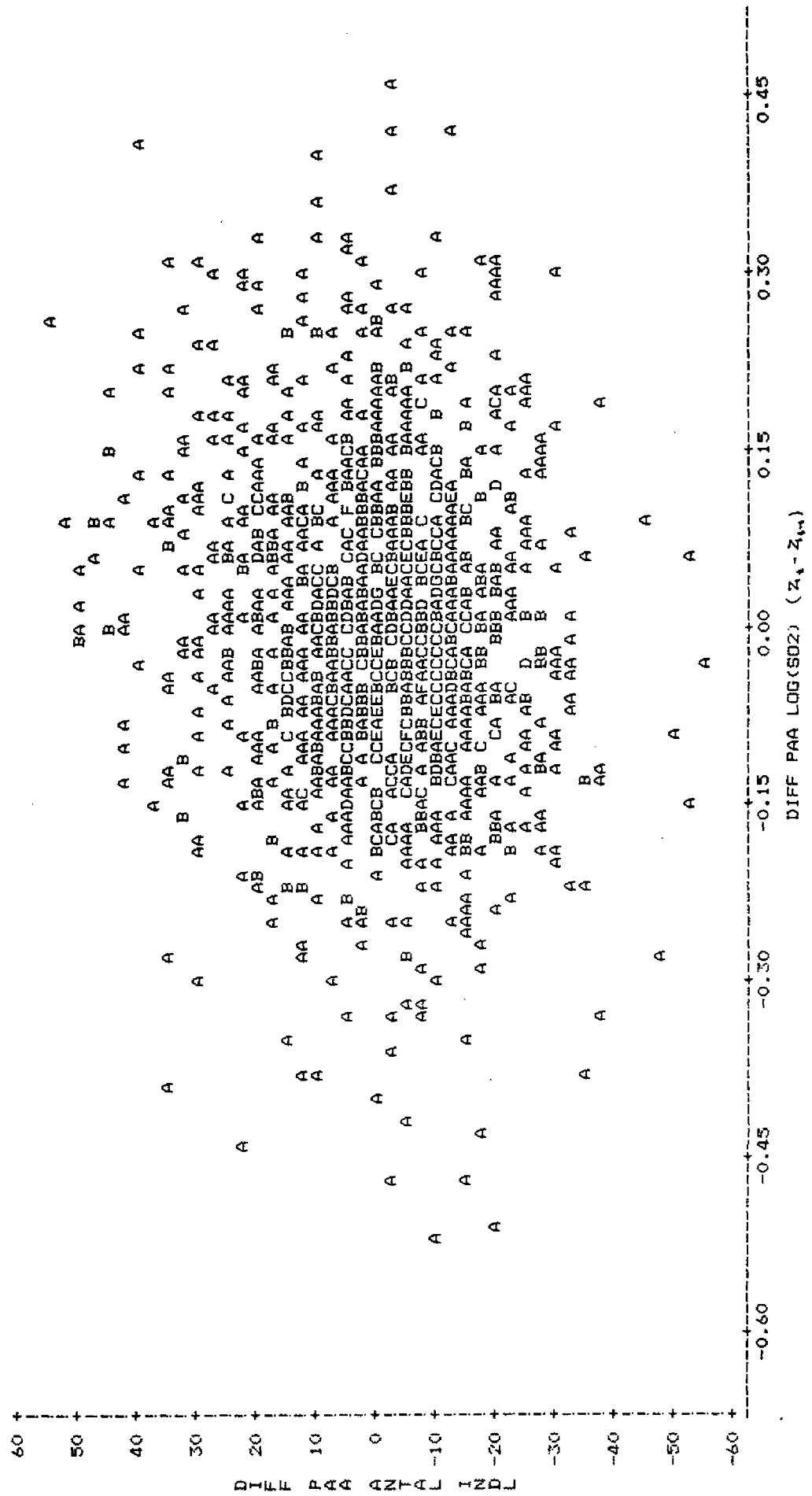


Figur 5.11.a.

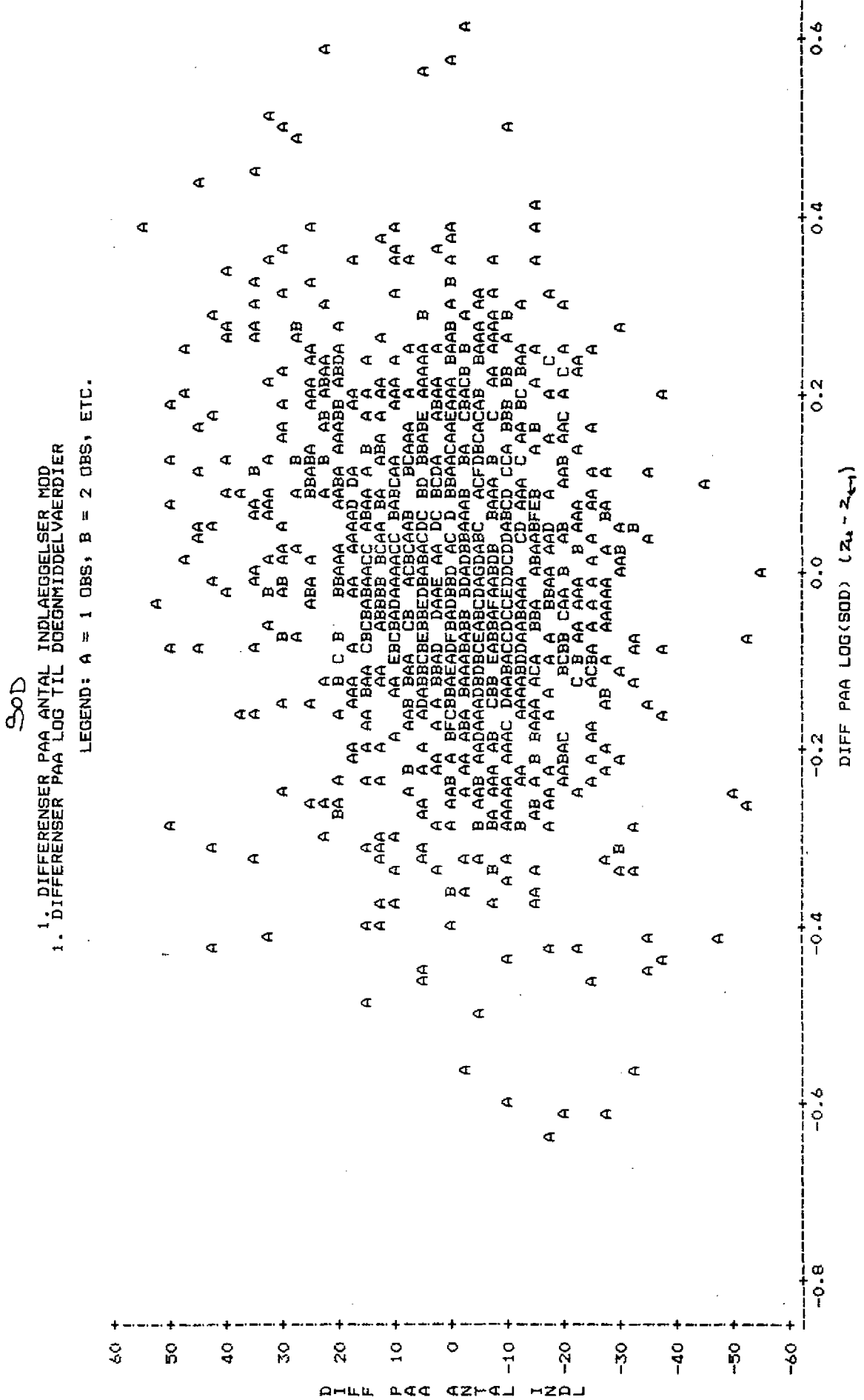
S02

1. DIFFERENSER PAA ANTAL INDLAEGGELSER MOD  
1. DIFFERENSER PAA LOG TIL DOEGNMIDDELVAERDIER

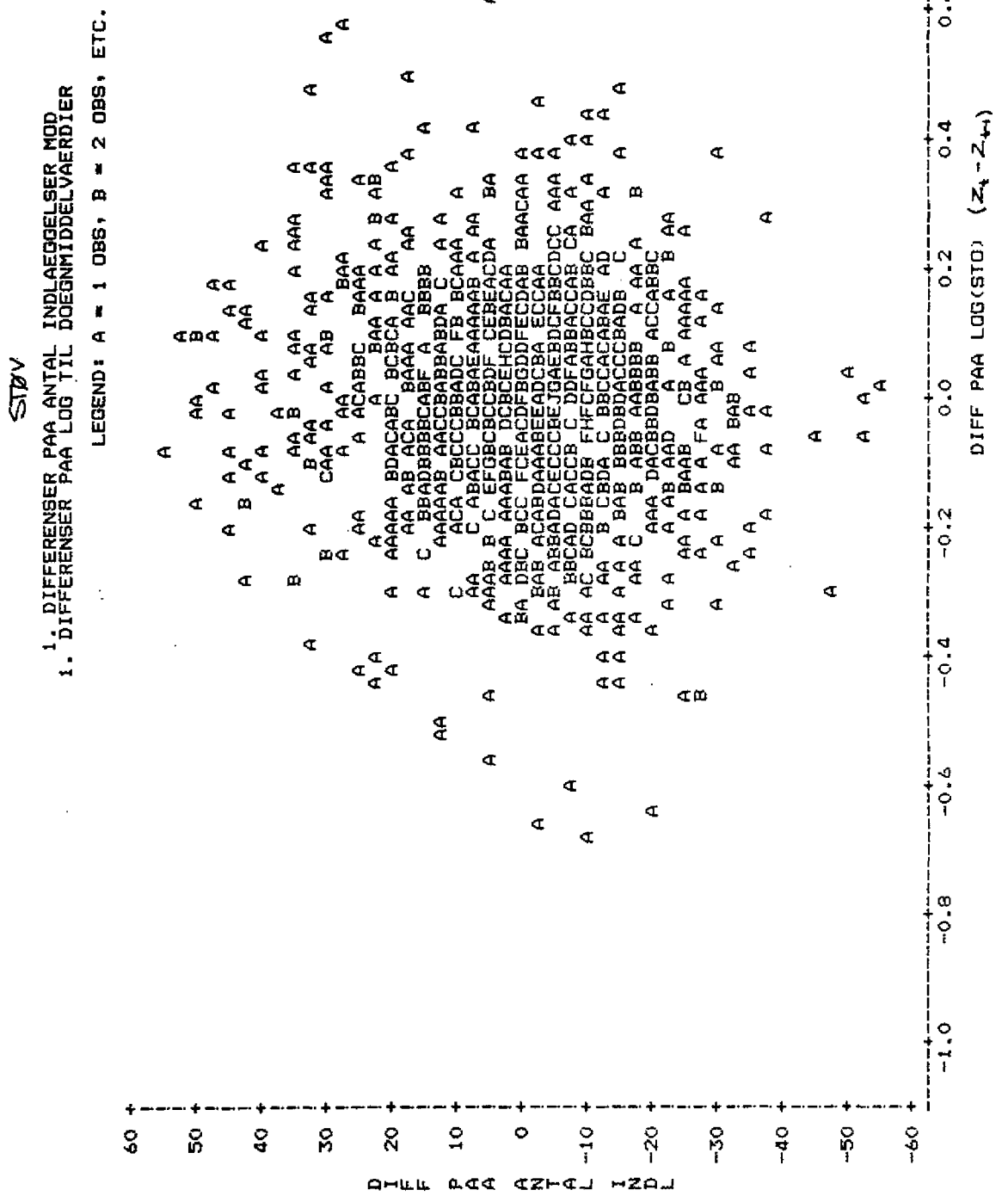
LEGEND: A = 1 OBS, B = 2 OBS, ETC.



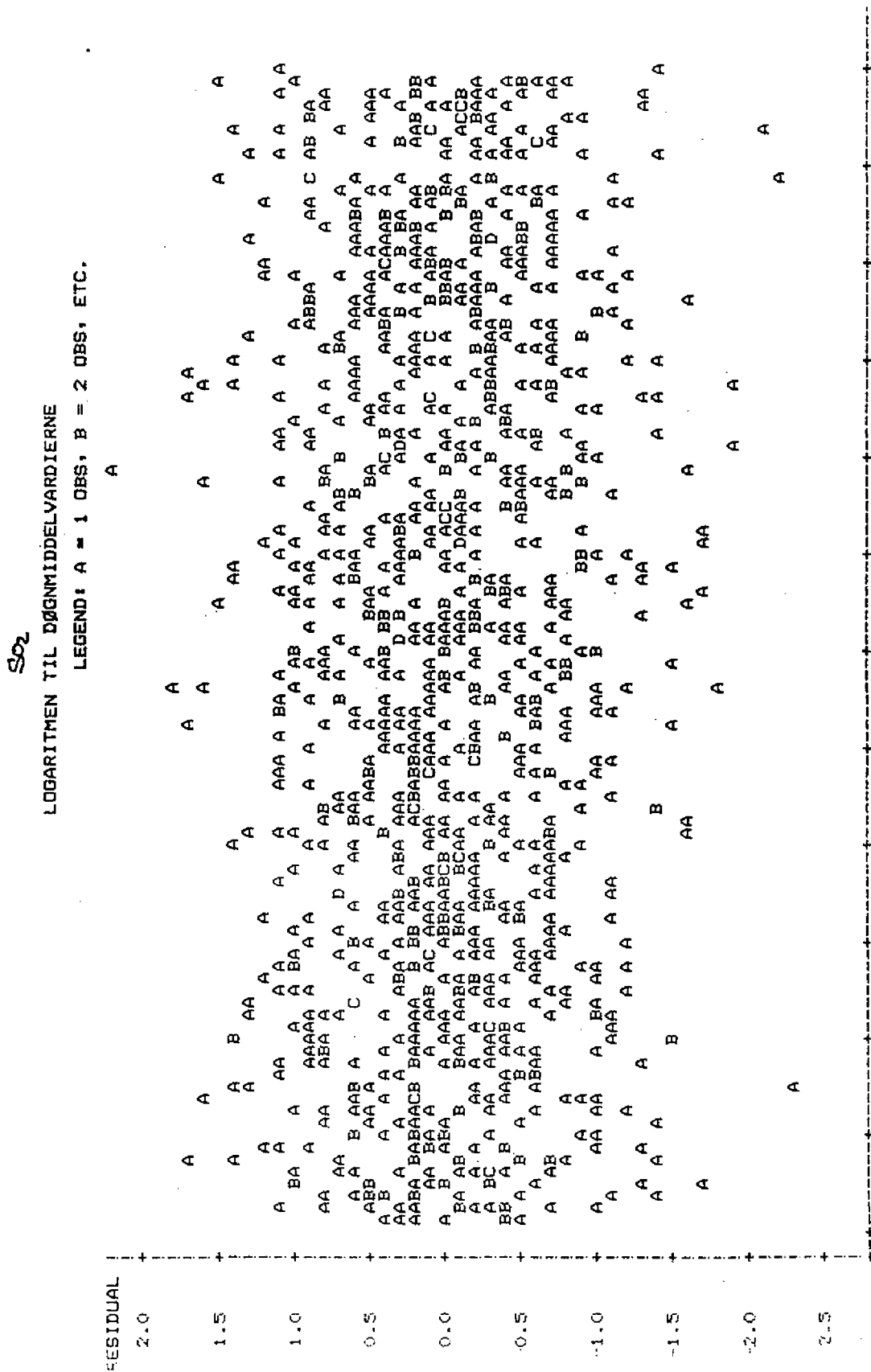
Figur 5.11.1.b.



Figur 5.11.c.



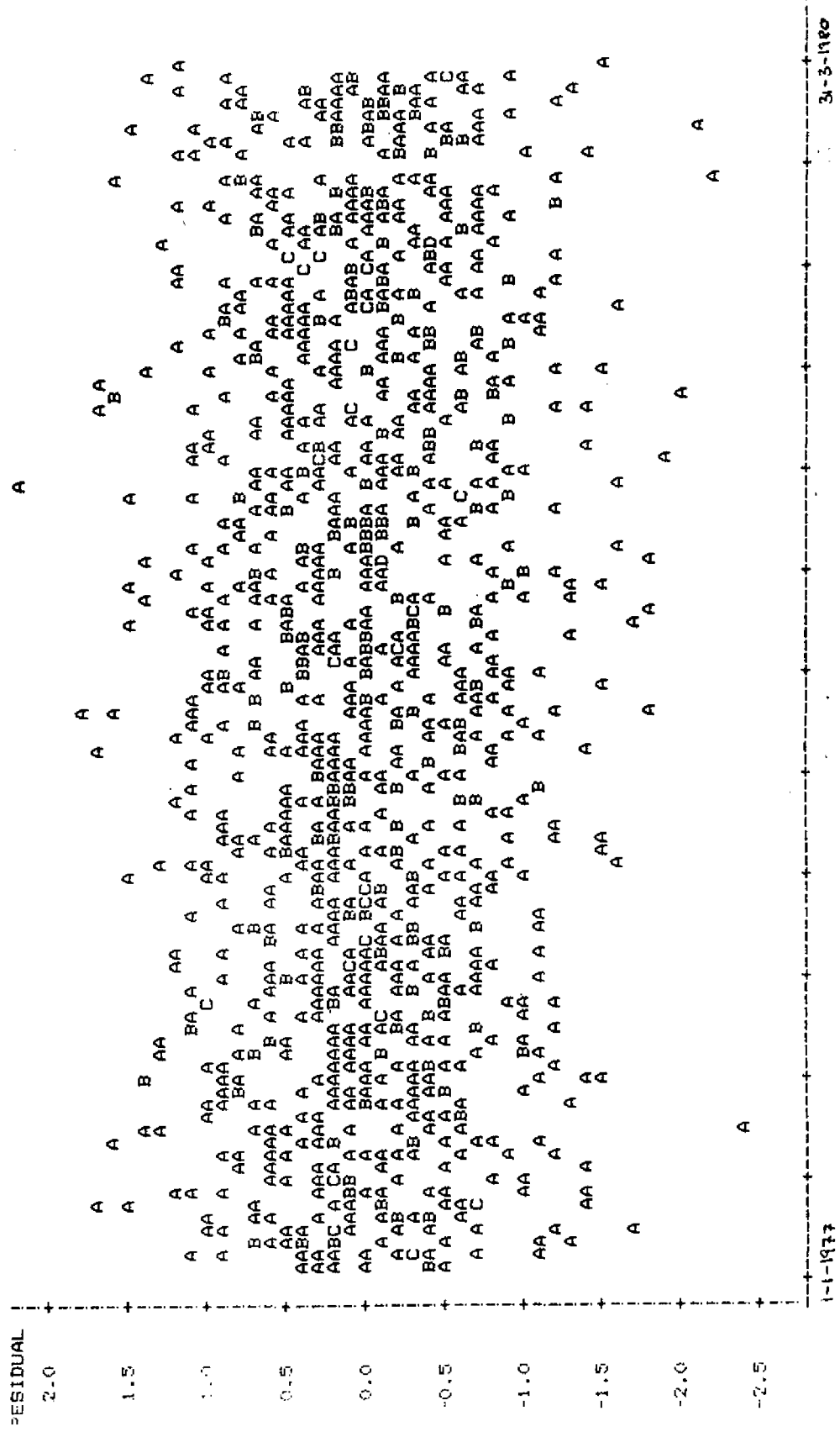
Figur 6.1. Plot af residualer fra modellen (4) til beskrivelse af dødelighed - luftforurenings-sammenhæng fra SO<sub>2</sub>. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.



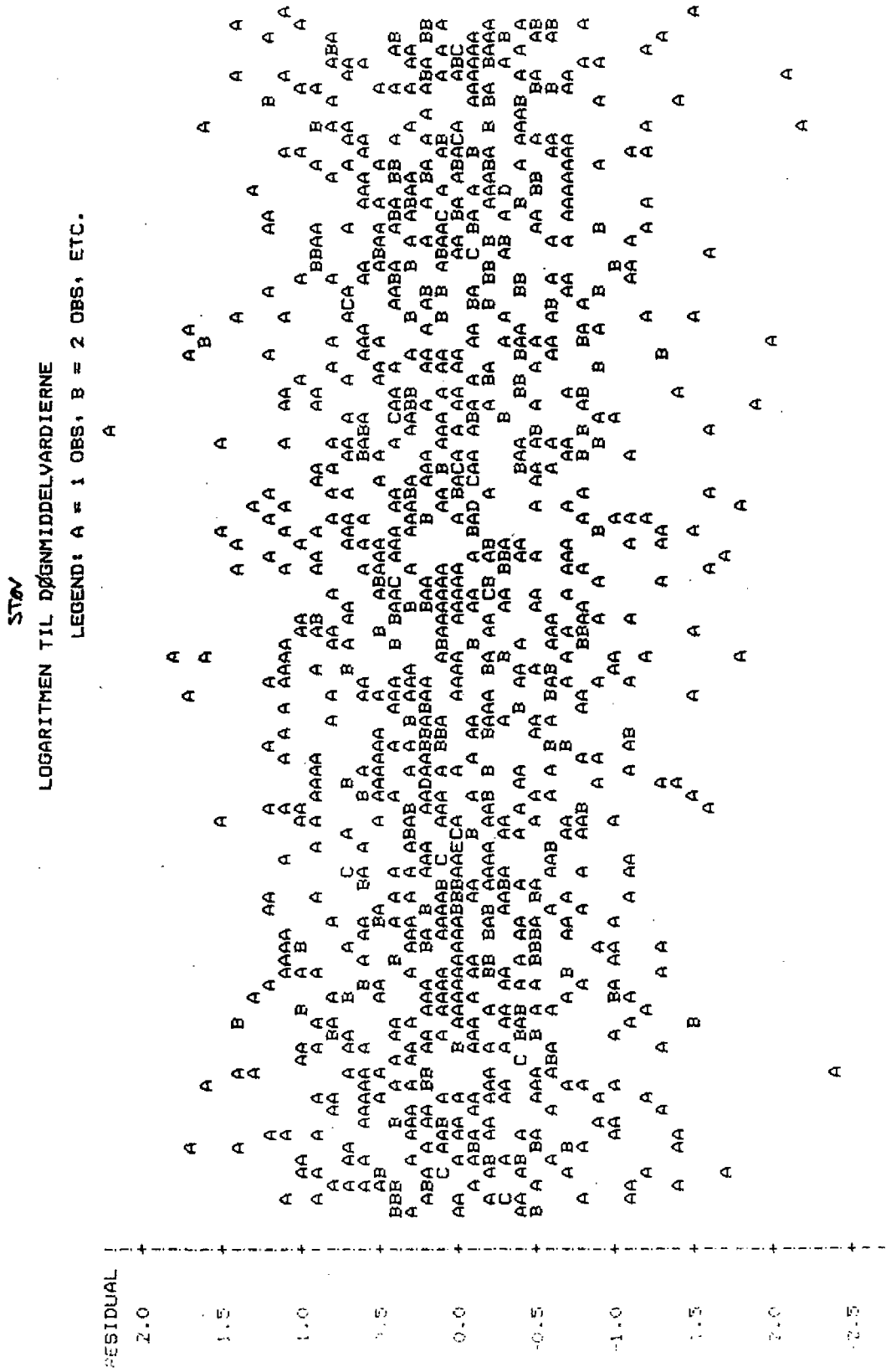
1-1-1977 31-3-1980

Figur 6.2. Plot af residualer fra modellen (4) til beskrivelse af dødelighed-luftforuren-  
ningssammenhang for sod. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.

Sod  
LOGARITMEN TIL DØGNMIDDELVARDIERNE  
LEGEND: A = 1 OBS; B = 2 OBS; ETC.



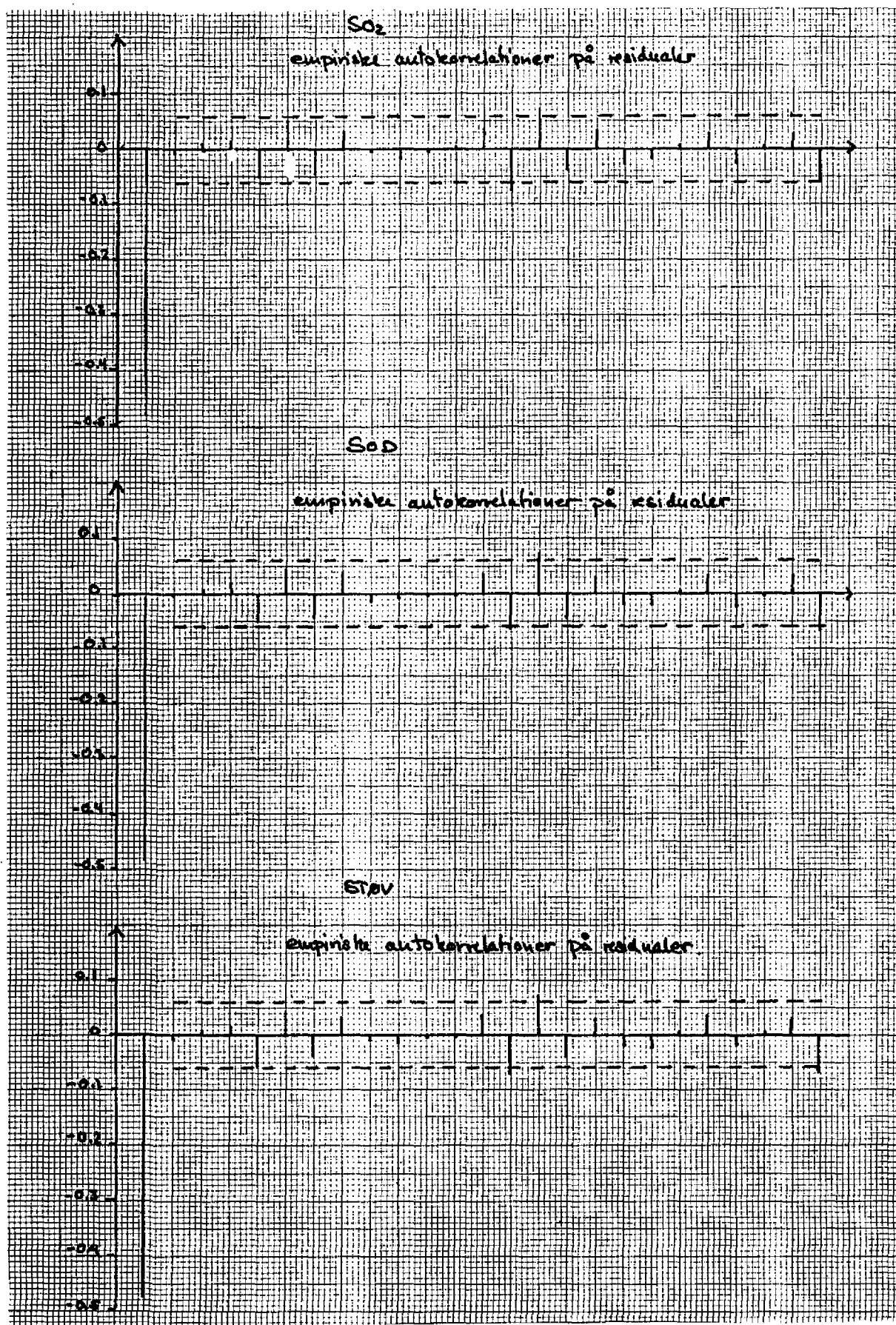
Figur 6.3. Plot af residualer fra modellen (4) til beskrivelse af dødelighed-luftforureningsammenhæng for støv. Markeringen på x-aksen angiver 100-dages intervaller.



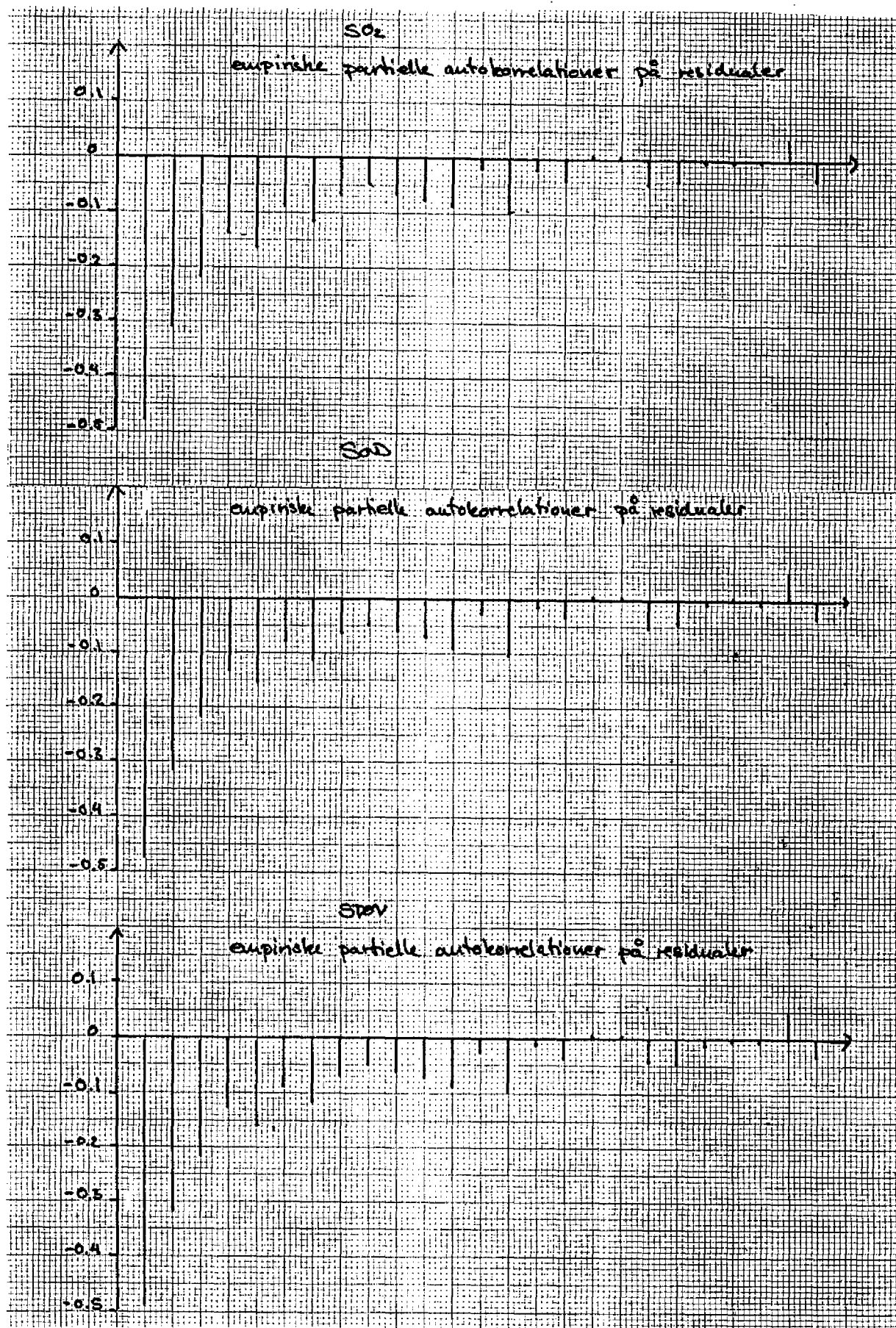
31-3-1980

DAG

Figur 6.4. 25 første empiriske autokorrelationer på residualerne efter estimation i modellen (4) til beskrivelse af sammenhængen mellem luftforurening og dødelighed. De stiplede linier angiver 95% sikkerhedsintervaller for autokorrelationerne under antagelse af at residualprocessen beskrives ved en glidende gennemsnitsproces af orden 1.

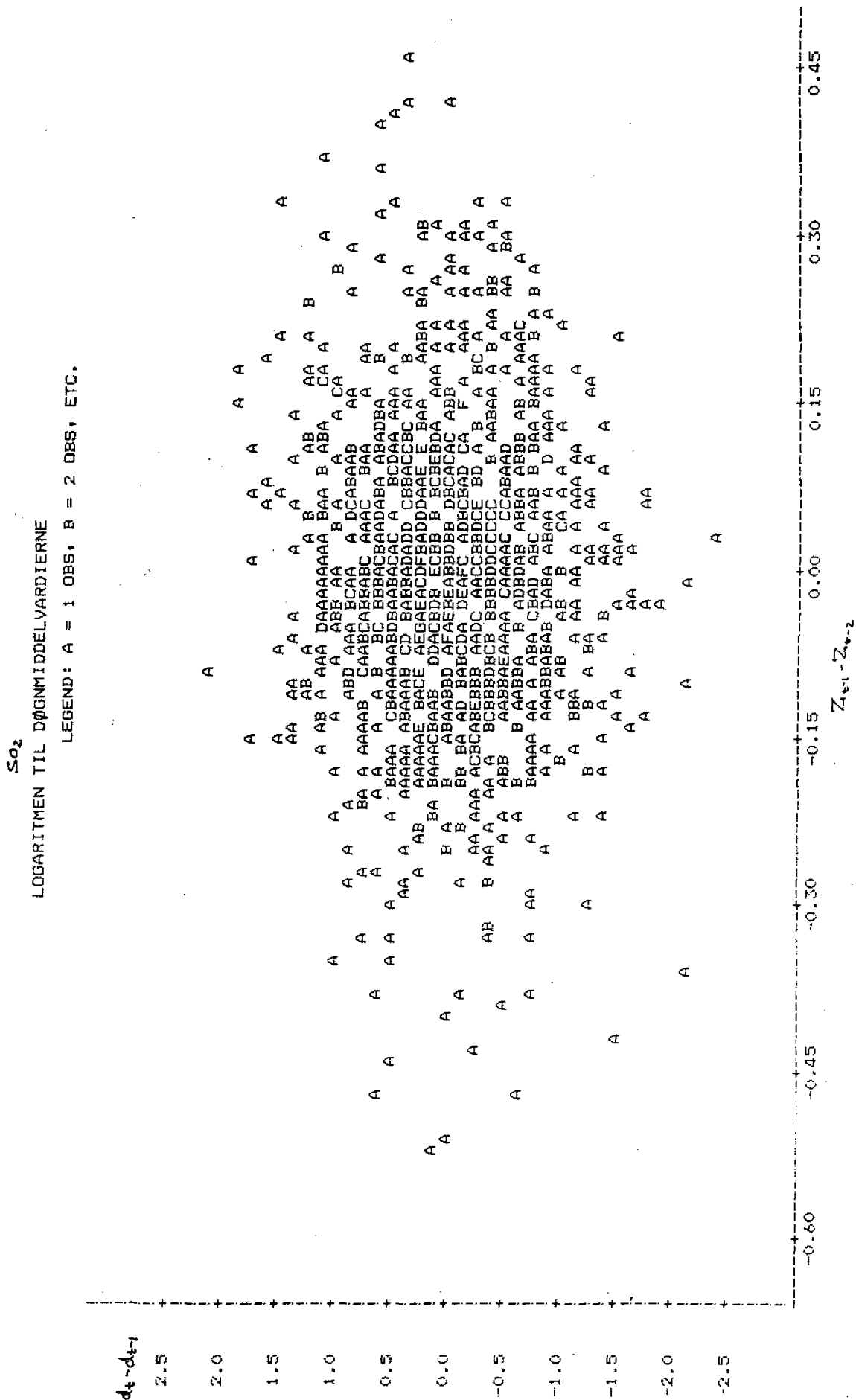


Figur 6.5. 25 første empiriske partielle autokorrelationer for residualerne efter estimation i modellen (4) til beskrivelse af sammenhængen mellem luftforurening og dødelighed.





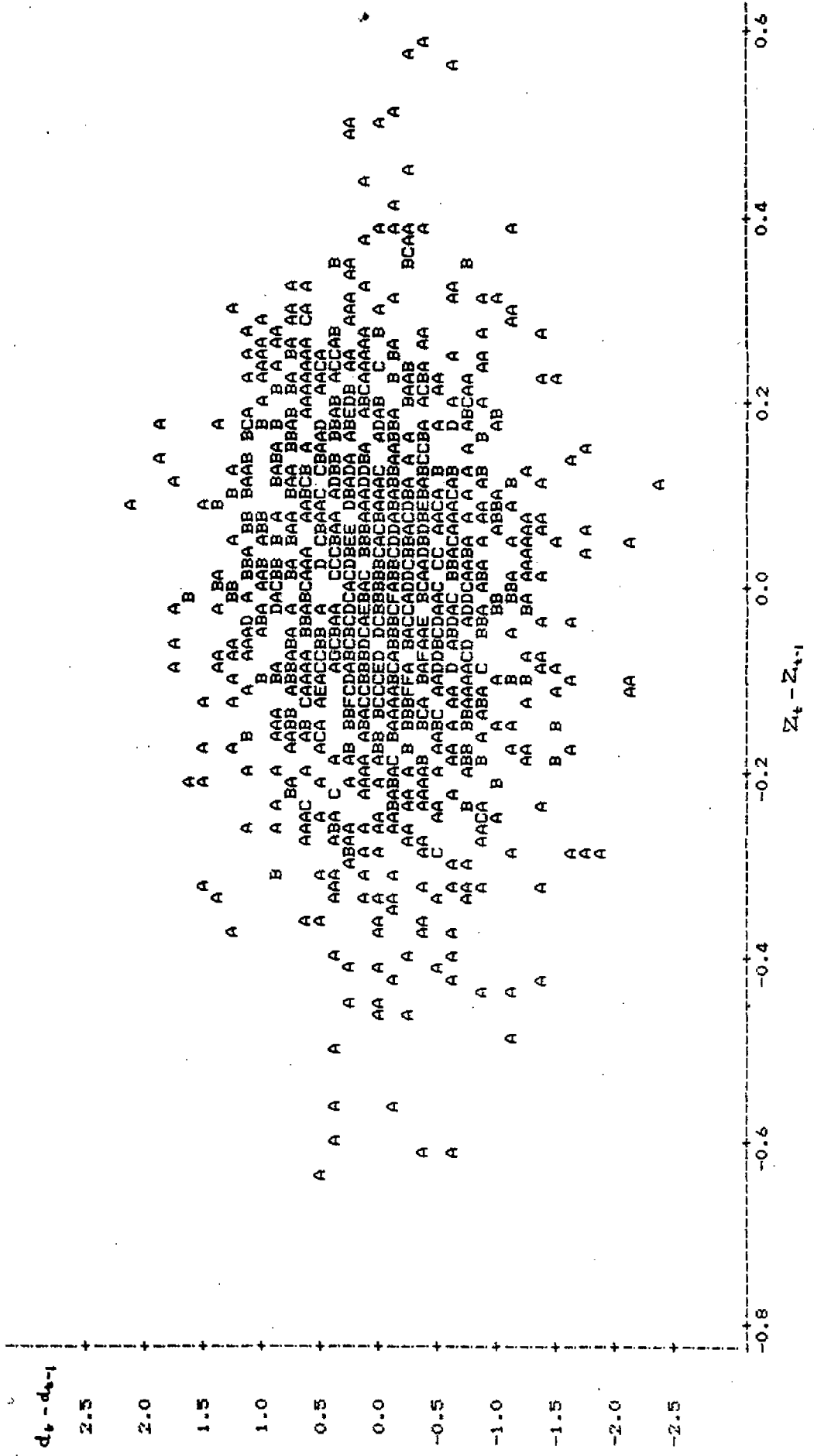
Figur 6.6. Plot af ændringer i kvadratrodstransformerede antal dødsfald mod ændringer i log-transformerede døgnmiddelværdier af SO<sub>2</sub> i den tidsmæssigt forudgående periode.



Figur 6.7. Plot af ændringer i kvadratrodstransformerede antal dødsfald mod ændringer i log-transformerede døgnmiddelværdier af sod i den tilsvarende periode.

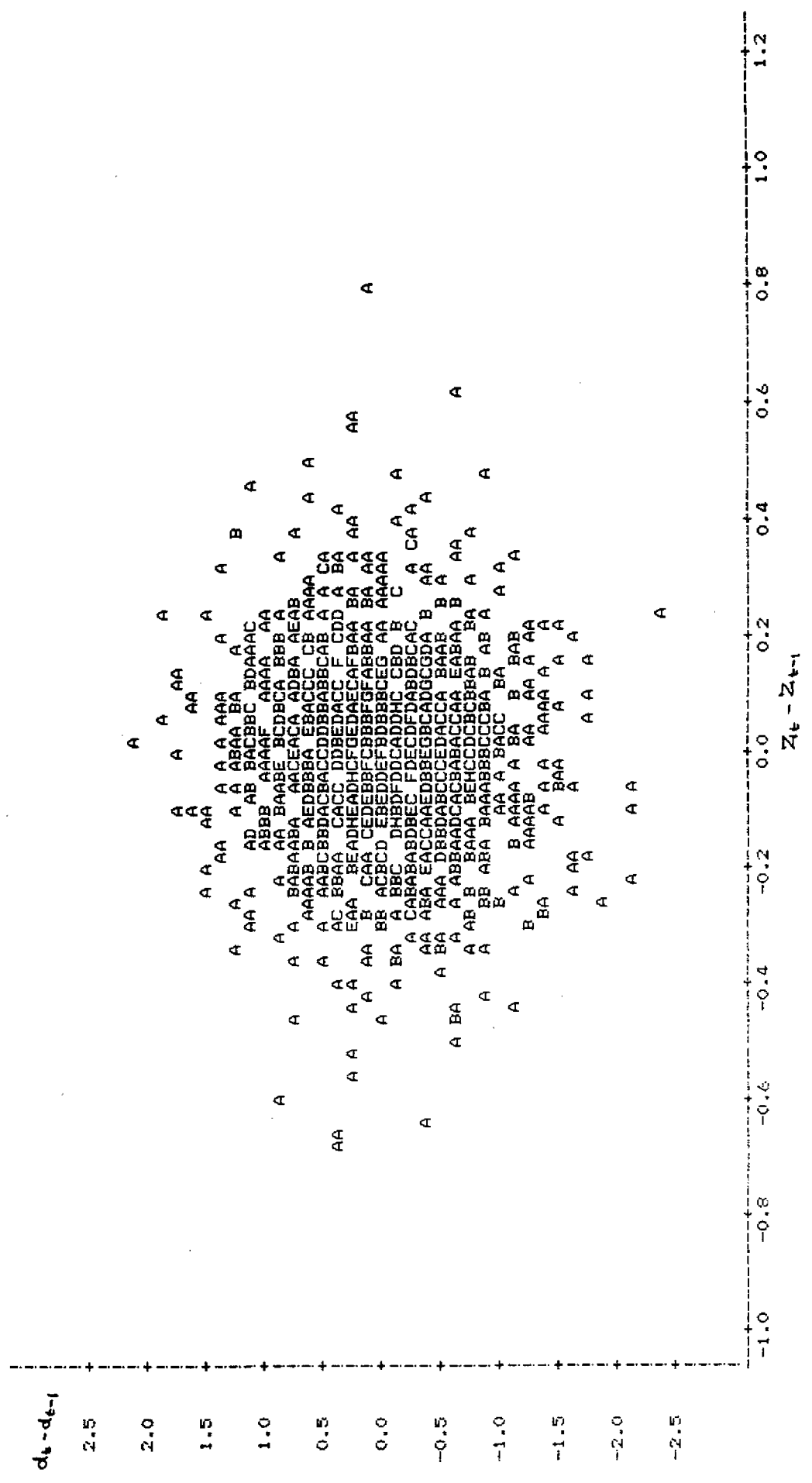
LOGARITMEN TIL DØGNMIDDELVÆRDIENE

LEGEND: A = 1 OBS, B = 2 OBS, ETC.



Figur 6.8. Plot af ændringer i kvadratrodstransformerede antal dødsfald mod ændringer i log-transformerede døgnmiddelværdier af støv i den tilsvarende periode.

LOGARITMEN TIL DØGNMIDDELVÆRDIENE  
STØV  
LEGEND: A = 1 OBS; B = 2 OBS, ETC.



#### IV. Arbejdsgruppens konklusion og diskussion.

Systematiske luftforureningsmålinger har været foretaget siden midten af 1960'erne i Københavns-området. Måleprogrammerne er siden blevet revideret i overensstemmelse med den indsamlede viden, af økonomiske årsager og i takt med den tekniske udvikling (30). Medicinsk og hygiejnisk viden om forureningens effekt har naturligvis også haft indflydelse på måleprogrammerne, men denne viden er ret begrænset. Det er derfor muligt, at dels andre forureningsstoffer end  $\text{SO}_2$  og sod og dels andre enheder end døgnmiddelværdier er relevante at måle for at vurdere den sundhedsmæssige betydning af luftforurening.

Som mål for den daglige forurening er i denne undersøgelse anvendt gennemsnitsmålinger af  $\text{SO}_2$ , sod og støv fra 13 målestationer i Københavnsområdet. Målestationerne ligger tættest i centrum af byen, hvor forureningen formodes at være højest, og hvor der bor flest mennesker (30). Flere stationer er dog af praktiske grunde placeret i højder, hvor ingen personer normalt færdes, f.eks. på hustage.

Døgnmiddelværdierne for de målte forureningsstoffer ligger ikke på samme niveau ved alle målestationerne. Derimod er den tidsmæssige variation i døgnmiddelværdierne ikke væsentligt forskellige på målestationerne. Ændringer i daglige gennemsnit (evt. målt på logaritmisk skala) af døgnmiddelværdierne for de 13 luftmålestationer, som anvendes i denne undersøgelse, er derfor næppe særlig afhængig af målestationernes placering, hvorimod disses placering har større betydning for niveauet af gennemsnittene.

Som mål for den akutte sygelighed af hjerte- og lungelidelser er i denne undersøgelse anvendt antal indlæggelser. Samtlige registrerede, relevante indlæggelser på somatiske sygehuse i det område, som målestationerne dækker, indgår i undersøgelsen. I dette incidensmål indgår kun patienter, der har bopæl i området.

Et enkelt større hospital i området blev tilsluttet Landspatientregisteret senere end de andre. Det samme gælder for fem andre hospitaler i området - disse fem hospitaler har dog ganske få patienter med de for denne undersøgelse relevante diagnoser. I undersøgelsen er der taget hensyn til, at antallet af hospitaler, der er tilknyttet Landspatientregisteret, ikke er helt konstant.

De patienter, der indgår i undersøgelsen, har alle en lungesygdom og/eller en hjertesygdom. Denne sygdom er ikke nødvendigvis patientens hoveddiagnose, men har været af betydning for patientens tilstand, idet den er registreret i patientens journal og i Landspatientregisteret. Organsystemet hjerte- og-lunger er betragtet i sin helhed i undersøgelsen - de specifikke diagnoser er ikke anvendt.

Landspatientregisteret er et forholdsvis nyt register. Registeransvarlig myndighed er Sundhedsstyrelsen, i hvis regi en evaluering af de data, der indgår i registeret, er iværksat. De foreløbige resultater af denne evaluering antyder, at for patienter med flere diagnoser kan det være problematisk at udpege hoveddiagnosen. Der må desuden forventes en vis uensartethed i anmeldelser af sjældnere diagnoser. Der foreligger endnu ikke endelige resultater fra evalueringen af data i Landspatientregisteret.

I undersøgelsen af sammenhængen mellem luftforurening og sygelighed har denne viden været medvirkende årsag til udformningen af det endelige studiemateriale fra Landspatientregisteret. De eventuelle problemer med prioritering af de enkelte patienters diagnoser er uden betydning for studiet. Studiet er heller ikke særlig afhængigt af, hvor hyppigt sjældnere diagnoser anvendes, da patienterne med hjerte- lungesygdomme ikke inddeles i undergrupper.

Indlæggelsesfrekvenserne varierer især med ugedag, men også med årstiden og med rent administrative forhold. Disse naturlige variationer, er der taget højde for i analyserne.

Til belysning af den daglige dødelighed er hentet data fra DIKE's dødsårsagsregister, hvor samtlige dødsfald registreres med op til tre diagnoser: En tilgrundliggende og op til to medvirkende årsager. Det i undersøgelsen anvendte materiale er afgrænset efter samme kriterier som materialet fra Landspatientregistret med hensyn til geografisk afgrænsning, tidsmæssig afgrænsning og diagnoser. Dødsfaldene er således medtaget i materialet uanset om hjerte- lungelidelserne var tilgrundliggende eller medvirkende dødsårsager.

Der er kun forsvindende lille mulighed for, at et dødsfald ikke er registreret i Dødsårsagsregistret. Pålideligheden af de angivne diagnoser er evalueret i diverse undersøgelser. Disse undersøgelser påpeger, at der kan være problemer med prioritering af diagnoserne og med registrering af nogle sjældne diagnoser, mens pålideligheden af data er rimelig indenfor hovedgrupperne (32, 33, 34, 35). Det gælder for dødelighedsdata som for data fra Landspatientregistret, at det valgte studiedesign er ret ufølsomt overfor de eksisterende problemer med diagnosernes pålidelighed.

Flere modeller for sammenhængen mellem sygelighed/dødelighed og luftforurening har været vurderet i undersøgelsen. I de undersøgte modeller antages, at en simpel liniær sammenhæng kan beskrive en eventuel effekt af ændringerne i døgnmiddelværdierne af et givet forureningsstof på antallet af indlæggelser henholdsvis dødsfald pr. døgn (på nær en ugedagsvariation).

Beregningerne viser, at en relativ stor ændring i  $SO_2$ , dvs. en stigning på ca. 25 mikrogram/ $m^3$  svarer til en stigning i antallet af indlæggelser på ca. 1 den samme dag og en stigning i sodkoncentrationen på ca. 11 mikrogram/ $m^3$  svarer til en stigning i indlæggelsestallet på omkring 2. Der er ingen sammenhæng mellem ændringer i totalstøvkoncentration og indlæggelsestallet. De angivne stigninger vil forekomme et par procent af dagene og indlæggelsestallene skal vurderes på baggrund af et gennemsnitligt indlæggelsestal på 64 for de medtagne diagnoser. Hvis dødeligheden undersøges med samme model fås lignende variationer, men tallene er her meget små, og kan ikke tillægges betydning. De anførte tal kan ikke nødvendigvis antages at være årsags- virkningsrelaterede, og skal tages med de forbehold, som fremgår af rapporten.

Når der kan påvises en sammenhæng mellem svingningerne i luftforureningen og sundhedsdata, må det antages at også et konstant fastholdt forureningsniveau har betydning for sundheden. Konklusionen skal naturligvis tages med samme forbehold som ovenfor. Det er derfor ikke rimeligt at slutte, at en udjævning af svingningerne vil fjerne sundhedsvirkningerne.

Fremtidige studier af den eventuelle sammenhæng mellem luftforurening og indlæggelsesfrekvenser/dødelighed kan udbygges med følgende:

- a) udbygning af den her anvendte statistiske model
- b) opdeling af studiebefolkningen i mindre geografiske enheder
- c) aldersopdeling af befolkningen
- d) mindre diagnosegrupper
- e) udvælgelse af perioder med høje henholdsvis lave luftforureningsniveauer
- f) vurdering af meteorologiske forholds indflydelse
- g) vurdering af forskellige forureningskilders indflydelse.

Disse videre analyser kan foretages helt eller delvist ud fra de foreliggende registerdata. Det er muligt, at den eventuelle effekt af luftforureningen på sygeligheden rammer en gruppe af sårbare personer i befolkningen særlig hårdt. Det er dog formodentlig ikke muligt ud fra de her anvendte registerdata at afgrænse en sådan gruppe, og den sårbare gruppe er ikke en bestemt del af populationen, men en varierende del bestemt af forhold som f.eks. anden sygelighed.

En opdeling af materialet i mindre geografiske enheder og i mindre aldersgrupper er umiddelbar mulig. De enkelte målestationer måler forureningen lokalt. Den befolkning, der bor omkring en målestation, opholder sig for en stor dels vedkommende det meste af dagen langt fra bopælen, f.eks. på grund af arbejdsforhold. Da det imidlertid er så alvorlige manifestationer af sygdomme som indlæggelser og død, der registreres, vil effekten overvejende blive målt for den ældre og/eller svagelige del af befolkningen, som er mindre mobil end gennemsnitsbefolkningen.

De indledende analyser i dette studie viste, at hvis niveauet af luftforureningen har nogen betydning for sygeligheden og dødeligheden, så er denne effekt lille i sammenligning med betydningen af ændringer i luftforureningsniveauet. En analyse, der fokuserer på sygelighed og dødelighed i længere perioder med meget lav og meget høj luftforurening, vil nærmere belyse den eventuelle betydning af de generelle forureningsniveau.

Tidligere undersøgelser har vist, at sygeligheden forøges ved lave temperaturer, høj fugtighed og høje vindhastigheder. Disse meteorologiske parametre korrelerer mere eller mindre med luftforureningen og kan derfor både forstærke og formindske den tilsyneladende virkning af luftforurening. Såfremt man skal isolere de meteorologiske forhold og luftforureningens indflydelse på sygelighed, må fremtidige undersøgelser også omfatte en række meteorologiske data.



I nærværende undersøgelse har man udelukkende medtaget generelle luftforureningsparametre som  $\text{SO}_2$ , sod og svævestøv. Sod-bestemmelsen giver et godt mål for den sorte del af den partikelformige forurening. Den stammer i det væsentlige fra ufuldstændig forbrænding af de fossile brændsler, olie, kul og motor-benzin. Det er ikke muligt at skelne mellem sod-bidraget fra fyringsanlæg og fra trafikken. Svævestøvet, der bestemmes gravimetrisk, omfatter derimod også partikler, som ikke er sorte, f.eks. cementstøv, visse former for flyveaske og ophvirvlet støv fra jordoverfladen. De forskellige kilder giver anledning til forskellig sammensætning af svævestøvet, der derfor kan anvendes til at bestemme svævestøvet oprindelse. En del målinger omfatter en analyse af grundstofsammensætning af svævestøv. Ved at sætte disse mere kilde-specifikke måleresultater i relation til sygelighed kan man formentlig vurdere forskellige kilders betydning.

Litteraturliste til "Luftforurening og sygelighed".

1. Ministry of Health: Report on Public Health and Medical Subjects No. 95: "Mortality and Morbidity during the London Fog of December 1952" Her Majesty's Stationery Office, London 1954.
2. Miljøstyrelsen og Sundhedsstyrelsen: "Luftkvalitet og sygelighed", rapport fra en arbejdsgruppe. København, juni 1978.
3. Miljøstyrelsen: Kulkonsekvensredegørelsen + baggrundsrapporter, København 1981.
4. WHO: "Sulfur oxides and suspended particulate matter". Env. Health Crit. 8. WHO, Geneve 1979".
5. WHO: "Chronic Respiratory Diseases in Children in Relation to Air Pollution". EURO Reports and Studies 28, Copenhagen 1980.
6. WHO: "Estimating Human Exposure to Air Pollutants". WHO, Geneva 1982.
7. Baker-Blocker, A.: "Winter Weather and Cardiovascular Mortality in Minneapolis-St. Paul". AJPH 1972, 261-265, 1982.
8. Borgers, D., Heberling, R.: "Auswirkungen der Smog-Tage des Winters 1981/82 auf die Mortalität in Berlin (West)" Bundesgesundhbl 25, 328-331, 1982.
9. Goldstein, I.F., Dulberg, E.M.: "Air Pollution and Asthma Search for a Relationship", FAPCA 31, 370-376, 1981.
10. Holma B., Kjaer, G., Stokholm, J.: "Air Pollution, Hygiene and Health of Danish Schoolchildren". The Science of the Total Environment, 12, 251-286, 1979.
11. Ipsen, J., Deane, M., Ingenito, F.E.: "Relationships of Acute Respiratory Disease to Atmospheric Pollution". Arch Environ Health 18, 462-472, 1969.

12. Jedrychowski, W, Wojtyniak, B., Krzyzanowski, M., Wysocki, M., Paris-konferencen, Maj 1983:"Prospective Epidemiological Study of Chronic Nonspecific Chest Deseases in Relation to Urban Air Pollution". Preceeding 6th World Congress on Air Quality".
13. Johansen, B.E.:"Årstidsvariation af apoplexia cerebri". Ugeskrift for læger 145, 1429-1433, 1983.
14. Krzyzanowski , M., Wojtyniak, B.:"Ten-Year Mortality in a Sample of an Adult Population in Relation to Air Pollution". J. Epide. Com Health 36, 262-268, 1982.
15. Lawther, P.J.:"Historic Changes in Air Pollution in Great Britain". Preceedings Conference on Wood Burning, Origon, US, 1981.
16. Lawther, P.J., Waller, R.E., Henderson, M.:"Air Pollution and Exacerbations of Bronchitis". Thorax 25, 525-539, 1970.
17. Lave, L.B., Seskin, E.P.:"Air Pollution and Human Health". John Hopkins University Press, Baltimore, 1977.
18. Liddell, D., Miller, K.:"Individual Susceptibility to Inhaled Particles". Scand j work environ health 9, 1-8, 1983.
19. Lipfert, F.W.:"Sulfur Oxides, Particulates, and Human Mortality: Synopsis of Statistical Correlations". JAPCA 30, 366-371, 1980.
20. Logan, W.P.D.:"Mortality in the London Fog Incident, 1952". The Lancet 1953, 336-338.
21. Logan, W.P.D.:"Mortality from Fog in London, January 1956". British Medical Journal 1956, 722-725.

22. Martin, A.E., Bradley, W.H.: "Mortality, Fog and Atmospheric Pollution". Monthly Bulletin of the Ministry of Health, London 19, 55-73, Maj 1960.
23. Proctor D.F., Andersen, E. (ED).: "The Nose". Elsevier, Amsterdam, 1982.
24. Rannug, U., Hedenstedt, A.: "Carcinogena och mutagena effekter av luftprover". Naturvårdsverket, rapport snv pm 1236, 1979.
25. Siem, H., Skogvold, O.F.: "Helseundersøkelsen i Grenland 1979". Norsk Institutt for luftforskning, Lillestrøm, 1981.
26. Siem, H., Clench-Aas, J.: "Health Effects of High and Low Air Pollution in Two Norwegian Cities". 6. Verdenskongres on Air Quality Preceedings volume 2, Paris, Maj 1983.
27. Thibodeau, L.A. 1 Al.: "Air Pollution and Human Health: A Review and Reanalysis". Environmental Health Perspectives 34, 165-183, 1980.
28. Yocom, J.E.: "Indoor-outdoor Air Quality Realtionships", A Critical Review. JAPCA 32, 500-520, 1982.
29. Howitz, P., Otzen, J., Andersen, K.W.: "Influenzaepidemier og dødelighed". Ugeskrift for læger 139, 1443-1445, 1977.
30. Luftforurening, København. Miljøkontrollen, Københavns kommune, 1981.
31. Dreyer, K: Personlig meddelelse. Sundhedsstyrelsen 1983.
32. Mabeck, C.E. & Wichmann, B: Dødsårsager og dødsattester. Ugeskrift for Læger 1980, 142, 257-61.

33. Asnæs, S. Mabech, C.E. & Wichmann, B: Obduktioners betydning for dødsårsagsstatistikken. Ugeskrift for Læger 1980, 142, 261-64.
34. Asnæs, S. & Østergaard, K: Dødsattesternes pålidelighed. Ugeskrift for Læger 1980, 142, 265-66.
35. Juel, K: Autopsihyppighedens betydning for dødsårsagsstatistikken. Ugeskrift for Læger 1981, 143, 269-74.

