

11 maart 1963

Verslagen V 118

R III 274-1962

KONINKLIJK NEDERLANDS
METEOROLOGISCH INSTITUUT

Verslag van het zevende Internationale Congres voor
Alpine Meteorologie 3-6 september 1962 te Sauze d'Oulx (Italië)
(tevens verslag van colloquium 30-10-'62)

door
Dr. C. Levert

551.5 (23)

De Bilt, november 1962



Inhoud

1. Algemeen gedeelte
 - 1.1 Inleiding
 - 1.2 Neerslag
 - 1.3 Wind
 - 1.4 Zonneschijn en straling
 - 1.5 Temperatuur
 - 1.6 Klimaatsverandering
 - 1.7 Luchtchemie
 - 1.8 Klimatologie
 - 1.9 Statistische aspecten
 - 1.10 De laatste voordracht
 - 1.11 Bezoek en film

2. Bijzonder gedeelte
 - 2.1 De voordrachten
 - 2.2 Enig kritisch commentaar op drie der 69 voordrachten
 - 2.2.1. Dr. K.Keil: "Klimaschwankungen im Alpenraum"
 - 2.2.2. Dr. H.Kern: "Grosze Tagessummen des Niederschlags am Bayerischen Alpennordrand in Beziehung zur Groszwetterlage"
 - 2.2.3. Dr. H.Steinhäuszer: "Die Begrenztheit der Hochwasserstände des Wörther Sees"

1. Algemeen gedeelte

1.1. Inleiding

Eind 1949 deed Professor Dr. M. Bossolasco het voorstel om iedere 2 jaren een Congres voor de Alpine Meteorologie te houden. Hij achtte het nuttig als meteorologen, klimatologen, bioklimatologen, hydrometeorologen enz. uit de Alpine Landen van hun werk en hun problemen zouden vertellen, resultaten ter discussie zouden stellen en, waar mogelijk en gewenst, samenwerking zouden zoeken. Zo kwam in april 1950 het eerste congres bijeen te Milaan en Turijn. Daarna volgde het tweede in 1952 in Oostenrijk (te Obergurgl), het derde in 1954 in Zwitserland (te Davos), het vierde in 1956 in Frankrijk (te Chamonix), het vijfde in 1956 in Duitsland (te Garmisch Partenkirchen), het zesde in 1958 in Joegoslavië (te Bled). Na deze 6 landen-ronde was Italië weer aan de beurt. Ik heb de indruk, dat het congres geleidelijk van karakter veranderd is, het is meer een expositie van onderzoekingen met vaak weinig onderling verband geworden (in de sfeer: "alle voordrachten zijn welkom") en misschien juist hierdoor zo aantrekkelijk voor een "niet-Alpine" bezoeker (Belg, Nederlander, Engelsman, Oost Berlijner, enz.) Trouwens men beperkt zich niet meer tot de Alpen (en Alpen-voorland), maar betreft in de voordrachten ook de Pyreneeën, het bergmassief in de Sahara, het Zwarte Woud, de Himalaya, de Noorse bergen etc.

Het valt mij op, dat men na 6 congressen nog niet in staat is de voordrachten maximaal "doeltreffend" te doen zijn. De meeste sprekers houden zich niet aan de voorgeschreven spreektijd, men noemt niet het essentiële, de inleiding vergt te veel tijd, de tabellen en figuren op de dia's zijn dikwijls te druk. En waarom stuurt men niet de voordrachten (maar dan in zijn geheel) ver van te voren toe en besteedt men niet alle tijd alleen aan discussie?

Natuurlijk "verenigt men het nuttige met het aangename"; deze keer werd de Tagung gehouden in het lieflijke Alpen-dorp Sauze d'Oulx, op rond 1500 m hoogte, in de N.W. Alpen van Italië (60 km ten Westen van Turijn) De Heer Bossolasco zond alle deelnemers van te voren een overdrukje van een artikel in het tijdschrift Geofisica e Meteorologia, getiteld "Il clima di Sauze d'Oulx, Stazione Sperimentale Agraria", dat vermoedelijk de bedoeling had ons blij te stemmen over de keuze van juist dit dorpje. Het valt op, dat Sauze d'Oulx een betrekkelijk droog gebied is, hoewel betrekkelijk hoog gelegen.

De jaarlijkse regensom bedraagt in doorsnee 700 mm (als in De Bilt), telt echter twee maxima (mei, september: 95 mm) en twee minima (juli: 32; februari: 45 mm). De gemiddelde jaarlijkse bewolking bedraagt er 0.4 (De Bilt: 0.7). Het percentage windstilten is er 70 (De Bilt 2).

Omstreeks 5 september bedraagt de astronomische zonneshijnduur $13\frac{1}{2}$ h, maar de $4-20^{\circ}$ hoge bergen nemen $1\frac{1}{2}$ h weg. De overblijvende 11 h ontvingen wij, afgezien van enkele donderbuien, onverkort. Er heerste een omstreeks half mei begonnen droogteperiode: volkomen verbrand gras, slechte watervoorziening, enorme stofwolken.

Er werd vergaderd in het Fiat-koloniehuis. Hier in Sauze d'Oulx en omgeving (waaronder Sestriere, 1840 m hoog, dat zich, met zijn gedeeltelijk beboste, derhalve voor skieën zeer geschikte, berghellingen, snel als wintersportcentrum ontwikkelt) is alles Fiat wat de klok slaat: kinderkoloniehuis, ziekenhuis, hotels, auto's enz. De accommodatie was slecht. Slechte verlichting, slechte projectie, slechte acoustiek, slechte stoelen. Voeg daarbij het veel te uitgebreide programma, zo zal het duidelijk zijn, dat veel van het fysieke en psychische uithoudingsvermogen van de deelnemers gevergd werd.

Er waren 69 voordrachten gepland over $3\frac{1}{2}$ dag; 20 minuten per voordracht, 3 minuten per discussie. Het is duidelijk, dat menige discussie buiten de zaal werd voortgezet. We mogen gerust stellen, dat de waarde van juist deze congressen voor Alpine Meteorologie meer bepaald wordt door de gesprekken en schriftelijke gedachtenwisselingen, waartoe de voordrachten aanleiding gaven, dan door de inhoud van de voordrachten zelf.

Voor verdere getallen zie de tabellen 1, 2 en 3.

tabel 1.

			aantal voordrachten	aantal deelnemers
I	1950	Italië	21	?
II	1952	Oostenrijk	?	?
III	1954	Zwitserland	63	120
IV	1956	Frankrijk	47	103
V	1958	Duitsland	63	205
VI	1960	Joegoslavië	66	135
VII	1962	Italië	69	135

tabel 2

VII Congres; Italië | 69 voordrachten
sprekers

taal	nationaliteit
Du. 39	15
It. 15	14
Fr. 11	11
En. 4	
Oo.	10
Zw.	9
Jo.	7
Ts.	2
Gr.	1

tabel 3

VII Congres; Italië | 135 deelnemers van nationaliteit

Italië	45
Duitsland	25
Frankrijk	19
Oostenrijk	14
Zwitserland	14
Joegoslavië	12
Tsjechosl.	2
Hongarije	1
Griekenland	1
Japan	1
Nederland	1

De in het tweede deel van dit verslag opgenomen lijst van voordrachten leert, dat deze betrekking hadden op Straling, Synoptische meteorologie, Neerslag, Aerologie, Klimatologie, Hydrometeorologie.

Het leek me aardig de voordrachten onder te brengen in een aantal aspectgroepen en in elk de behandelde vragen te noemen.

1.2 Neerslag.

1. Hoe betrouwbaar is de meting van de neerslag, de totalisator in het bijzonder ?
2. Hoe smelt de sneeuw ? Hoeveel van het smeltwater bereikt de meren ?
3. Wanneer mag men regenstations representatief noemen voor de toevoer van het regenwater tot het meer ?
4. Kan men de hoeveelheid orografische regen tegen een berg berekenen ?
5. Hoe zijn grote dagsommen neerslag, alsmede grote meerdaagse hoeveelheden, in tijd en ruimte verdeeld ? Welke invloed heeft deze verdeling op de watervoorraad in rivieren, maar vooral in meren (verzamelbekkens) en aldus op de economie van elektrische krachtinstallaties ?
6. Hoe ver is men met prognosen van dagsommen, 5-daagse sommen, seizoensommen ?
7. Hoe is de verdeling van de druppelgrootten in de wolken en hoe verandert deze tijdens de regen ?
8. Hoe is de verdeling van de druppelgrootten in de regen aan de grond ?
9. Hoe is te begrijpen, dat boven verschillende bergen de wolken soms dezelfde totale waterinhoud (gr/cm^3) hebben, bij ongelijke druppelspectra ?

1.3 Wind.

1. Hoe is de buifigheid van de wind op een bergtop, hoe in een dal ? Hoe zijn deze gegevens te gebruiken bij de constructie van hangbruggen, kabelbanen of bij de aanleg van, voor de wind open gelegen autosnelwegen ?
2. Doorrekening van de wijze, waarop de lucht stroomt tegen, om en over een, tot een kegel geschematiseerde, alleen liggende berg.
3. Vorming van golven en rotors (lawinaire en turbulente luchtstroming) aan de lijzijde van een berg. Berekeningen en metingen (ballons, zweefvliegtuigen, wolken).

4. Wolkenvorming boven en langs Pyreneeën, Mont Blanc.
5. Zeer grote verschillen tussen metingen van grote windsnelheden (boven 30 m/sec.), verricht met behulp van radiosonden, boven Payerne en Milaan. Hoe te begrijpen? Rumoerige discussies.
Weet men kwantitatief hoe onnauwkeurig zulke metingen kunnen zijn?

1.4 Zonneschijn en straling

1. Metingen van de maximaal mogelijke zonneschijnduur
 - a) met Campbell Stokes b) met dagboogschrijver c) d.m.v. hemelfoto's d) astronomisch (topografisch).Bij elk dezer methoden worden fouten gemaakt. Foutenvergelijking.
2. Helderheidsmetingen, in horizontale richting en de verandering met de hoogte (dal, berg, vliegtuig).
3. Bijzondere lichtverstrooiingen aan de rand van een cumulus, speciaal nadat er een regen gevallen is.
4. Metingen van de intensiteit van de atmosferische straling in de golflengtegebieden voor $7\frac{1}{2}$ -15 en 15-26 μ . Metingen van de waterdampconcentratie en de temperatuurverdeling met behulp van de radiosonde.
5. De invloed van hoge bergen op de totale hoeveelheid diffuse straling in het dal.
6. Hoe een fabriek te plaatsen, zodanig, dat de werktafels weinig direct verblindend zonlicht zullen ontvangen, evenwel zeer goed op natuurlijke wijze verlicht zullen zijn.
7. Introductie van een mikroklimatologische index, die een maat is voor de totale diffuse hemelstraling, opdat twee plaatsen ten aanzien van dit aspect van mikroklimaat vergeleken kunnen worden.

1.5 Temperatuur

1. De temperatuurverdeling is een Alpen-meer. Metingen en theorie.
2. De invloed van de opstelling van de thermometer (landstation).
3. Grondtemperatuur op diepten van 2, 5, 10 cm, op de Sonnblick (3100 m) en de invloed van straling, bewolking, sneeuw, regen, wind.

1.6 Klimaatsverandering

Er was maar één enkele voordracht (Dr. K. Keil, Deutscher Wetterdienst Zentralamt, Offenbach a/M) over dit thema, terwijl er op vorige congressen altijd wel enkele waren. Neemt de belangstelling af? Is het onderwerp "stukgesproken" of is er een stilstand vanwege een botsing van tegenstrijdige meningen?

1.7. Luchtchemie

Er was over dit aspect één mededeling (E.Weber, Frankfurt am Main). Er waren chemische analyses (2 à 3 keren per dag) verricht van zowel de neerslag als de atmosfeer (Zugspitze en St.Moritz-Corviglia). De resultaten werden gecorreleerd met meteorologische situaties, dagelijkse gang, hoeveelheid neerslag, jaargetijde, luchtmassa. Natuurlijk kwamen er geen wereldschokkende nieuwe dingen voor de dag. In de lucht vond men NH_3 , NO_2 , SO_2 , in hoeveelheden ($0-6 \mu\text{gr}/\text{m}^3$) afhankelijk van de windrichting. In de regen werd gevonden Cl, Na, Ca, K, Mg. Wat Cl betreft: 0.4 mg/l. Het rapport van Dr. J.P.M. Woudenberg (K.N.M.I. R III 246 1960 "Het chloride-gehalte van regenwater) vertelt van, globaal, 12 mg/l. In het rapport van Dr. F.H. Schmidt (K.N.M.I. V-34 "Verslag over het Third Symposium on Atmospheric Condensation Nuclei and Particles, Cambridge, 16-18 juli 1958) lees ik, dat het chloride-gehalte in regenwater uiteenloopt tussen 10 aan de kust en 0.1 mg/l in het continent. Men is geneigd de range 0.1 tot 10 te vergelijken met de range 0.4 tot 12. Er was enige discussie over het vrij hoge Cl-gehalte, hoewel de Alpen vrij ver van de Atlantische Oceaan verwijderd zijn.

1.8 Klimatografie, van bijna uitsluitend lokaal belang.

1. De klimatologie van de Hohe Tatra.
2. De verdeling van de neerslag langs een lijn van Venetië naar München.
3. Het stralingsklimaat te Locarno.
4. Grondtemperaturen op de Sonnblick.
5. Een bijzondere Föhn-situatie.
6. Een merkwaardige (onverklaarbare?) weersverbetering na een koufront-passage.

Het is duidelijk, dat zij, die details van de Alpine Meteorologie en Klimatografie bestuderen, voordrachten over deze thema's met interesse zullen volgen. Soms grijpen zulke mededelingen verder dan het onderwerp zelf, we denken aan methodologische, instrumentele, reken-technische kwesties, interpretatie-moeilijkheden. Alleen dan kan ook voor de "vlakkelandbewoner" het beluisteren van deze voordrachten van nut zijn.

1.9 Statistische aspecten.

Velen beweren veel, weinigen bewijzen weinig. Bijna niemand vertelt iets van de (on)betrouwbaarheden van de conclusies, die hij op zijn meet- of bewerkingsresultaten baseert. Een zekere "rapporteur-haast" is er oorzaak van, dat men zijn resultaten en uitspraken vergeet "statistisch te beveiligen". Is het tijdgebrek, onwil, onkunde? Men moet zich dan niet verbazen te horen: "Trotz der ausstehenden Sicherung vermitteln die Ergebnisse doch interessante Einzelheiten", welke "Einzelheiten" daarna als een waterval in woord en beeld over onze hoofden uitgeworpen worden. Natuurlijk ontstaan er dan (zo er tijd voor is) zeer interessante discussies, want tegenstrijdige beweringen zijn geen zeldzaamheid. Intussen vormen juist deze discussies voor de buitenstaander de aantrekkelijkheid.

Ik heb getracht een lijstje te maken van alle "statistische aspecten", welke in de voordrachten voorkwamen.

1. Wanneer is een verschil tussen twee gemiddelden, twee extremen, spreidingen etc. "statistisch reëel"?
2. Wanneer is een verschil tussen twee empirische frequentieverdelingen "statistisch reëel"?
3. Hoe ontbinden wij een gegeven verdeling in twee andere? Eenduidig?
4. Wanneer heet een tijdreeks homogeen en hoe toetsen wij de homogeniteit?
5. Hoe toetsen wij een trend in een tijdreeks?
6. Hoe onnauwkeurig is de grootste, de 2e grootste, de 3e grootste, de mediaan, het gemiddelde van een aantal waarnemingen?
7. Hoe toetsen wij de realiteit van een vermoede relatie?
8. Hoe sterk moeten wij "oppassen" bij de interpretatie van een correlatie-coëfficiënt tussen twee variabelen, waarvan er tenminste één niet normaal, zelfs niet symmetrisch, verdeeld is?
9. Hoe definiëren we "representatief"?
10. Hoe betrouwbaar liggen de isocurven in een isocurven-patroon?
11. Wat is dit precies (in statistische zin): "twee isolijnen-patronen vertonen "similarity = similarité = Übereinstimmung = overeenkomst"? Zou men een "coëfficiënt van overeenkomst" kunnen berekenen, waarvan de toevalsverdeling berekenbaar zou zijn? Zo ja, dan kan men het subjectieve element bij de beoordeling van "overeenkomst" sterk in betekenis verminderen.

1.10 De laatste voordracht

De laatste voordracht "Wissenschaftliche Ergebnisse der Alpin-Meteorologischen Tagung" door Prof. Dr. F. Lauscher (Wenen; Zenstral Anstalt für Meteorologie aan Geodynamik) was een alleraardigste afsluiting der reeks mededelingen van dit congres.

Het was prettig te vernemen, dat ook de drie voordrachten van mij de aandacht getrokken hebben:

1. Welke consequenties heeft het verontachtzamen van de persistentie op de betrouwbaarheid van de resultaten van een onderzoek? (4^{de} Congres; 1956)
2. Hoe kunnen wij de pluviogrammen ponsmechanisch analyseren met het oog op vragen uit de hydrometeorologie? (5^{de} Congres; 1958)
3. Hoe en waarom zullen wij meten met scheve regenmeters? (6^{de} Congres; 1960)

Er wordt op het ogenblik gemeten / door de "Eidgenössische Anstalt für das forstliche Versuchswesen" (onder leiding van Dr. W. Nägeli), in Birmensdorff (Zürich), zowel met de K.N.M.I.-opstelling van 4 scheve regenmeters (op de hoekpunten van een vierkant; alle 4 regenmeters hellende onder 20° , zie W.R. 59-2 en Arch. für Meteor., Geoph. am Bioklimat., B, 11 447 1962) als met de ook door mij gepropageerde opstelling van 3, onder 20° hellende, in de hoekpunten van een gelijktijdige driehoek geplaatste, regenmeters. Het is Nägeli's bedoeling om per regen de gemiddelde inclinatie en het gemiddelde azimuth te berekenen en deze twee grootheden te gebruiken voor de berekening van de "Regenflusz" (\perp aardoppervlak).

1.11 Bezoek en film

1. Er werd op een der dagen in de vroege ochtend een bezoek gebracht aan het Instituto Zootechnico, 1800-1900 m hoog, te Sauze d'Oulx. Hier wordt "bioklimatologie bedreven". Huisdieren worden onderzocht op verschijnselen bij de aanpassing aan het hoogter klimaat. Ook het gedrag van planten wordt bestudeerd.
2. Verder zagen wij een Franse en een Zwitserse kleurenfilm, illustrerende hoe zweefvliegtuigen met groot succes gebruikt worden bij de studie van bijzondere luchtstromingen boven en aan de loef- en lijzijde van bergen (Franse Alpen; Zwarte Woud; Berner Oberland)

2. Bijzonder gedeelte.

2.1 De voordrachten.

- P. QUENEY (Paris): Etat actuel de la dynamique des courants aériens près des montagnes.
- P. KAUFMANN (Zürich): Die Luvseitige Strömung an Gebirge.
- M. REINHARDT (München-Riem): Einige Flugbeobachtungen zu den örtlichen Strömungsverhältnissen bei Südföhn im Raum Innsbruck.
- G. RONCALI (Roma): Il contributo dell'Ufficio Centrale di Meteorologia allo sviluppo della Meteorologia Alpina.
- L. KLETTER (Wien): Die Bedeutung des Tiros-Experimentes für die Alpine Meteorologie.
- A. OBULJEN (Beograd): Esempi di vasti effetti termici delle correnti discendenti dalle Alpi.
- A. RIMA (Locarno): Variazioni anemologiche a Milano-Linate ai livelli standard dal 1952 al 1961.
- N. GERBIER (Paris): Mesures aérologiques dans les Alpes Francaises du Sud.
- O. GASSER (Friedrichshafen): Einfache Luftdruckreduktion für synoptische Wetterkarten.
- L. KLAUSER (Berlin-Dahlem): Zur Luftdruckreduktion im Deutschen Alpenvorland.
- Z. PETKOVSEK (Ljubljana): Randbedingungen für die Möglichkeit einer das Gebirge überquerenden Luftströmung.
- F. REIN (Praha): Zum Problem der Windböigkeit auf einem Berggipfel.
- I. DAGNINO (Genova): Sulla turbolenza del vento.
- F. VERZAR (Basel): 15 Jahre Arbeit im Klima-Physiologischen Laboratorium St. Moritz (Engadin, Schweiz).
- O. CASSIANO & B. AUDISIO (Torino): Sull'azione fisiologica di un campo elettrostatico stabile.
- F. FLIRI (Baumkirchen): Die Niederschlagsverhältnisse eines Alpenen Querprofils in Beziehung zu Wetterlage und Höhenwind.
- H. SCHIRMER (Offenbach/Main): Beitrag zur Kenntnis der Änderung der Windrichtung mit der Höhe (I bis 14 km) über München.
- J. LACAZE (Toulouse): Etudes synoptiques concernant les effets de la chaîne des Pyrénées dans la région Toulousaine.
- D. FOISSAC (Toulouse): Etude de quelques ondes provoquées par la Montagne Noire.

- M. SCHUEPP (Zürich): Die Häufigkeit der starken Höhenwinde bei verschiedenen Wetter- und Witterungslagen. Der Föhn vom 17-18 april 1962.
- G. GENSLER (Zürich): Die Struktur der Höhenwindverteilung nördlich und südlich der Alpen.
- J.H. STROBEL (Genève): Jahreszeitliche Verteilung der Jets (Strahlströme) und ihre Beeinflussung durch die Alpen.
- P. GABERT (Aix-en-Provence): Les brises de vallée et le problème des formations dunaires et quaternaires dans la haute vallée de la Durance.
- M. BERENGER (Asnières): Reconnaissance d'itinéraires aériens dans les Alpes.
- P. ROVESTI (Varese): Importanza della Meteorologia Alpina applicata al volo a vela ed alla navigazione aerea in generale.
- M. CADEZ (Beograd): Aufheiterung des Himmels hinter der Kaltluftfronten im südöstlichen Gebiet der Alpen.
- F. AFFRONTI (Catania): Le nubi d'onda sull'Etna con flusso occidentale.
- M. STRIFFLING (Lyon): Direction du vent et isohypses sur les massifs montagneux.
- D. SZEPEESI (Budapest): Quantitative Analysis of the Effect of Mountains, producing Orographic Precipitations.
- J. DUBIEF (Paris): Résultats tirés d'enregistrements automatiques récents de température et d'humidité dans des stations élevées du Massif central Saharien.
- H. KERN (München): Grosse Tagessummen des Niederschlages am Bayerischen Alpennordrand in Beziehung zur Grosswetterlage.
- F. DONA (Padova): Campagne di rilevamento climatico.
- M. ROLLER (Wien): Kleinklimatische Untersuchungen in einem Alpinen Urwaldbestand.
- D. FURLAN (Ljubljana): Spezifische Abflüsse und die Niederschlagshöhen im Hochgebirge.
- G. ROTT (Mayrhofen): Luftelektrisches Feld und Wetter.
- V. FRITSCH (Wien): Die Blitzverteilung im Gebirge.
- W. BÖER (Potsdam): Der jährliche Gang des Niederschlags und die ihn bestimmenden Faktoren.
- B. KIRIGIN (Zagreb): Über die Konstruktionsänderung des Totalisatoren-auslaufes.
- O. ECKEL (Wien): Zur Berechnung der Oberflächentemperatur der Alpenseen.
- P. FONTAINE (Paris): Les types de situations météorologiques à l'origine des crues: essai d'évaluation des débits des crues.

- E. REICHEL (München): Häufigkeit und Verbreitung von Extremfällen des Niederschlags und des Neuschnees im Stauraum des Alpenvorlandes.
- F. WÖHR (München): Brauchbarkeit Meteorologischer Prognosen für die Wasserkraftwirtschaft.
- J. FROHNHOLZER (München): Lufttemperatur und Speicherfüllung.
- H. STEINHAUSSER (Klagenfurt): Die Begrenztheit der Höchstwasserstände des Wörther Sees (Kärnten).
- M. VANNI (Torino): L'innevamento nell'Alta Valle di Susa.
- G.C. LIVADAS (Thessaloniki): The new Mount Olympus Research Center.
- K. KEIL (Offenbach/Main): Klimaschwankungen im Alpenraum.
- M. DIEM (Karlsruhe): Zur Struktur der Wolken.
- J. GRUNOW (Hohenpeissenberg): Variationen der Niederschlagsstruktur im Alpenvorland.
- A. POGGI (Grenoble): La fusion de la neige.
- M. BOSSOLASCO (Genova): Sulle proprietà fisiche del manto nevoso.
- E. WEBER (Frankfurt/Main): Luftchemische Untersuchungen in den Alpen.
- R. ZANETTI (Padova): Temperatura media di radiazione dello spazio ed ablazione dei ghiacciai.
- J.C. THAMS & P. VALKO (Locarno): Die kurzwellige Strahlung von Sonne + Himmel auf verschiedenen geneigten Flächen am Alpensüdfuss.
- P. VALKO (Locarno): Trübungsbestimmungen im Alpengebiet.
- G. CICONI (Genova): Radiazione solare diretta e torbidità dell'aria a Sauze d'Oulx.
- J. RIBLET (Lyon): Extension de la notion de composante de ciel du facteur de lumière du jour à celle d'indice microclimatique de rayonnement du ciel dans une vallée alpine.
- J. RIBLET (Lyon): Prédétermination de l'orientation selon laquelle un bâtiment peut utiliser l'éclairage naturel en offrant un minimum de pénétration à l'ensoleillement parasite.
- M. FORTE (Cortina d'Ampezzo): Sull'importanza del clima per un sanatorio di montagna.
- R. SCHULZE (Hamburg): Über die Zunahme der Sonnen- und Himmelstrahlung mit der Höhe.
- B. DOBRILOVIC (Beograd): Some Cases of Increasing of Total Solar Radiation in Mountain Region due to Scattering and Reflection from Cu und Cb Clouds.
- F. VOLZ (Weissenau): Zur Optik von Dunsthorizonten und Probleme der Trübung in der oberen Troposphäre.

H. BOLLE & AL. (München): Vergleiche zwischen berechneter und auf dem Jungfrauoch gemessener Infraroter Himmelstrahlung im Spektralbereich zwischen 7.5 un 26 μ .

W. MÜLLER (Zürich): Probleme der Bestimmung der effektiv möglichen Sonnenscheindauer in den Alpen.

B. ANIC & D. DJUKANOVI (Beograd): Effect at the total Eclipse of the Sun in 1961 on the Intensity of Solar Radiation, determined on Golia Mountain.

A. GAZZOLA, G. GIUDICI, P. MINGRONE & S. PASSANTINO (Roma): Utilizzazione delle osservazioni di stazioni di montagna nello studio del moto e della diffusione delle "nubi radioattive".

F. LAUSCHER (Wien): Wissenschaftliche Ergebnisse der Alpin- Meteorologischen Tagungen.

2.2 Enig critisch commentaar op drie der 69 voordrachten.

2.2.1 Dr. K. Keil "Klimaschwankungen im Alpenraum".

Hier volgt in enige regels de inhoud van Dr. Keils voordracht:

Na gesproken te hebben over de woorden Wetter, Witterung und Klima, na de definitie van "klimaat" (O.M.I. 1934) gegeven te hebben, na nog Witterung- und Klimaschwankungen en de wenselijkheid van lange homogene reeksen genoemd te hebben, kwam hij tot het naar mijn mening essentiële van zijn mededeling, t.w. de verrassende overeenkomst tussen de krommen van voortschrijdende 30 jaar-gemiddelden van de gemiddelde jaartemperatuur op een vijftal stations, waarvan (als ik mij goed herinner) 3 in het Alpengebied (Basel, Wenen, Milaan), 1 in het Alpenrandgebied (Hohenpeiszenberg) en 1 daarbuiten (Berlijn) gelegen zijn. Bekijken wij het plaatje voor Berlijn dan zien wij "niets bijzonders".

Bij Hohenpeiszenberg eveneens. Bij Basel lijkt er (visueel) in de laatste 20 jaren een trend in de curve te zijn, maar de kromme is grillig en "zekerheid is er niet". Echter vertonen de curven van Basel, Wenen en Milaan een "verrassende overeenkomst", d.w.z. ze gaan vrijwel in gelijke pas op en neer en lijken dezelfde trend te hebben. Welaan, juist deze overeenkomst maakt de kans dat deze trend reëel is, groter. Tot zover Keils voordracht.

Laten wij de mededeling nu grondig analyseren. Wat is een visuele verrassende overeenkomst ? Waarom koos Keil niet de statistische i.p.v. de visuele methode ? Echter: is de conclusie wel correct ? Zij moet m.i. luiden: "de verrassende overeenkomst" duidt op een verrassende (echt verrassend ?) koppeling of correlatie of associatie" tussen de be-

schouwde stations, d.i. op een "weergebeuren", dat ruimtelijk "zo breed werkt", dat de stations "in vrijwel gelijke tred wandelen". Het is best mogelijk, dat er een trend is, maar die moet afzonderlijk (statistisch) getoetst worden. Men voelt dit beter aan wanneer naast Basel niet Wenen en Milaan, doch twee 1 km verder gelegen stations beschouwd zouden zijn.

Ik wil hier het beweerde op twee wijzen verduidelijken, het:

a. een gedachtenexperiment

b. een experiment met toevalsgetallen.

a. Stel we werpen met een tienzijdige "dobbelsteen": op de zijvlakken van een regelmatig tienzijdig prisma (ribbe \gg zijde van de grond- en bovenvlakken) staan de cijfers 0, 1, 2, ... 9; elk cijfer maakt, bij een worp met deze dobbelsteen, evenveel kans (t.w. $1/10$) "onder te liggen". Honderd worpen met deze dobbelsteen zullen een toevalsreeks (regelloze reeks; random reeks) van de cijfers 0, 1 ... 9 leveren. Werpen wij simultaan met twee van zulke dobbelstenen, dan zullen wij twee ongecorreleerde regelloze reeksen krijgen. Stel nu dat wij de grondvlakken der twee dobbelstenen door een dun, zeer soepel, lang draadje verbinden. De dobbelstenen zullen dan niet meer volkomen vrij van elkaar vallen. Aan de twee "tijdreeksen" zal dit nog niet te bemerken zijn. Daarna korten wij dit draadje in of vervangen het door een stugger draadje en opnieuw werpen wij twee simultane reeksen. Deze zullen nu niet meer volkomen ongecorreleerd zijn. Hoe stugger en hoe korter het draadje, hoe meer zullen de tijdreeksen (elk nog steeds regelloos) gecorreleerd zijn. Zijn tenslotte de dobbelstenen robuust verbonden (als een halter) dan is er maar van één dobbelsteen sprake en krijgen we twee identieke regelloze reeksen. Door een of meer der zijvlakken van een of van beide dobbelstenen van een magnetisch materiaal te voorzien (ervoor zorgende, dat de andere zijvlakken evenveel verzwaard worden met onmagnetisch materiaal) en de dobbelstenen op een blad te werpen, waaronder een electromagneet is opgesteld, die wij naar willekeur kunnen in- en uitschakelen, kunnen wij ook nog voor trend of andere vormen van "niet-regelloosheid" zorgen in slechts een der tijdreeksen of in allebei en zelfs in verschillende mate, zodat we twee, in ongelijke graad niet-regelloze, onderling gecorreleerde reeksen kunnen produceren. Dit is slechts een gedachtenexperiment. Werkelijke uitvoering zou niet zo simpel zijn. Veel eenvoudiger is het een tabel

met toevalsgetallen 0, 1, ... 9 te raadplegen; men vindt zulk een tabel in elk goed leerboek van de statistica.

b. Er is 4 keren een reeks van 100 cijfers 0, 1, ... 9 uit de tabel der toevalcijfers getrokken: reeksen A, B, C, D. In fig.1 ziet men alleen A, B, C. Deze reeksen zijn regelloos en ongecorreleerd.¹⁾

De ongecorreleerdheid blijkt uit fig. 5 (links): de punten liggen "bolvormig" (een punt, dat twee keer voor kwam, heeft een twee naast zich). Vraagt men iemand "wat hij ziet in fig.1" en in het bijzonder of hij tussen A, B en C misschien overeenkomst ziet, dan zal het antwoord op de laatste vraag ontkennend zijn. Vervolgens berekenen wij de "lopende 10 sommen" voor elk der reeksen A, B, C (lopend over 10 sommeren dan wel middelen maakt hier geen verschil). Zo ontstaan de reeksen $A^{\#}$, $B^{\#}$, $C^{\#}$ in fig.2. Men heeft als het ware afgevlakt, vereffend (als wij nog door 10 delen), waardoor het visueel gemakkelijker is geworden de reeksen op overeenkomst te beoordelen. Thans heeft elk der reeksen $A^{\#}$, $B^{\#}$, $C^{\#}$ autocorrelatie (de regelloosheid is verdwenen), d.i. de autocorrelatiecoëfficiënten van de orden 1,2 ... zijn $9/10$, $8/10$, $7/10$, $6/10$, $5/10$, $4/10$, $3/10$, $2/10$, $1/10$ ²⁾, maar de reeksen zijn nog steeds ongecorreleerd. Dat laatste ziet men in fig. 5, rechts. Of men het in fig.2 ziet, is de vraag. Sommigen zullen "enige overeenkomst" zien, anderen niet.

1) Er is wel een "toevalsrelatie", d.w.z. ook al is voor twee on-eindig lange simultane reeksen de correlatiecoëfficiënt $\rho = 0$, dan zal toch gewoonlijk door toeval of steekproefeffect voor twee eindig lange simultane gedeelten de correlatiecoëfficiënt $r \neq 0$ zijn.

2) Er is een stelling (hier niet bewezen), dat een reeks van lopende gemiddelden over n termen, afgeleid uit een autocorrelatie-vrije reeks, autocorrelatie bevat. De autocorrelatiecoëfficiënten van deze afgeleide reeks nemen af volgens een rekenkundige reeks:

$$\rho_1 = \frac{n-1}{n} ; \rho_2 = \frac{n-2}{n} \dots \rho_{n-1} = \frac{1}{n} ; \rho_k = 0 ; k \geq n$$

Natuurlijk zullen weer de autocorrelatiecoëfficiënten r_1 , r_2 etc. in een eindig lange reeks van hun overeenkomstige ρ -waarden verschillen en zullen r_n , r_{n+1} etc. niet exact nul zijn, terwijl ρ_n enz. dat wel zijn (steekproefeffect). Essentieel is, dat "wat men ook doet" met elk der twee ongecorreleerde reeksen afzonderlijk (zonder daarbij "de andere reeks te betrekken"), daardoor geen intercorrelatie kunstmatig verwekt wordt.

Vervolgens willen wij gecorreleerde regelloze reeksen maken. Dit kan o.a. door $B_C = A + D$ en $C_C = A + 2D$ te formeren, want dan is $\rho(A, B_C) = \frac{1}{2}\sqrt{2} = 0.70$ en $\rho(A, C_C) = \frac{1}{5}\sqrt{5} = 0.45$, zie fig.3. De gecorreleerdheid blijkt visueel uit fig.6 (A met B_C en A met C_C): de puntenwolken zijn ietwat sigaarvormig. In het algemeen: is $M_C = A + mD$ ³⁾, dan kan men bewijzen, dat $\rho(A, M_C) = (m^2 + 1)^{-\frac{1}{2}} \rightarrow \frac{1}{m}$ als $m \rightarrow \infty$. Het is moeilijk de "overeenkomst" tussen A en B_C en tussen A en C_C te zien (toch is ze er, zie de correlatiecoëfficiënten 0.70 en 0.45). Dus strijken wij weer glad over lopende 10 sommen: A^* , $(B_C)^*$ en $(C_C)^*$, in fig.4. Inderdaad heeft het gladstrijken het visueel ontdekken van correlatie vergemakkelijkt, want dat A^* , $(B_C)^*$ en $(C_C)^*$ in fig.4 "niets met elkaar te maken hebben" zal wel niemand op basis van de grafiek besluiten. Vraag: Is misschien de correlatie tussen A^* en $(B_C)^*$ vergroot t.o.v. die tussen A en B_C ? Antwoord: Neen, men kan bewijzen, dat $\rho(A, B_C) = \rho(A^*, B_C^*)$ en $\rho(A, C_C) = \rho(A^*, C_C^*)$. Een tweede vraag rijst: Als de twee reeksen behalve autocorrelatie ook onderlinge correlatie bezitten, doet het vereffeningsprocede deze onderlinge correlatie dan veranderen? Wij keren terug naar de reeksen A, B en C en brengen nu een trend aan door in elk ervan bij elk der termen van het tweede derde-deel 1 en bij elk der termen van het derde derde-deel 2 op te tellen. Zo ontstaan de reeksen \hat{A} , \hat{B} , \hat{C} in fig. 7. Er is zodoende een zware trend ingevoerd, bedenkende, dat het gemiddelde niveau van A bij $4\frac{1}{2}$ ligt (en bij B en C). Als men fig.7 goed aanziet, kan men de trend zien, maar niet snel. Sneller gelukt dit in fig.8, verkregen door in de reeksen \hat{A} , \hat{B} , \hat{C} "lopend over 10 te sommeren"; zo ontstaan de ongecorreleerde, maar niet meer regelloze reeksen $(\hat{A})^*$, $(\hat{B})^*$ en $(\hat{C})^*$.

3) Het is misschien iets voor de hand liggender reeksen $M_C = \frac{A}{m} + D$ te beschouwen, zodat men dan "gemakkelijker ziet", dat de invloed van de A reeks met toenemende m voortdurend minder wordt. Wij kozen $M_C = A + mD$, omdat dan het rekenwerk wat eenvoudiger is. Ten aanzien van de $\rho(A, M_C)$ maakt dit geen verschil, omdat een stelling zegt: $\rho(x, y)$ invariant is tegenover lineaire transformaties van x en van y.

Nu nog één stap: onderlinge correlatie aanbrengen. Daartoe maken wij naast de bestaande reeks \hat{A} twee nieuwe reeksen en wel $(\hat{B})_c = \hat{A} + D$ en $(\hat{C})_c = \hat{A} + 2D$, zie fig.9. Het zien van een overeenkomst wordt gemakkelijker gemaakt door weer te vereffenen: reeksen $(\hat{A})^*$, $(\hat{B})^*$ in fig.10. Aldus hebben wij drie, ieder voor zich niet regelloze, onderling gecorreleerde tijdreeksen geconstrueerd. Men ziet de overeenkomst en de trend zeer markant. Vervolgens rekenen wij de verandering van ρ tussen \hat{A} en \hat{B} naar ρ^* tussen $(\hat{A})^*$ en $(\hat{B})^*$ door, maar willen daartoe liever het probleem algemeen formuleren: Bezit de tijdreeks P een autocorrelatie, gekarakteriseerd door de autocorrelatiecoëfficiënten $\rho_1, \rho_2 \dots$ terwijl P en Q gecorreleerd zijn volgens ρ , dan zal deze ρ , na in P en Q met lopende n -sommen te hebben vereffend (tot P^* en Q^*), overgaan in ρ^* , die een functie is van n , $\rho_1, \rho_2 \dots, \tau_1, \tau_2 \dots$. Deze functie is (hier niet bewezen):

$$\rho^* = f\rho \text{ met } f = \frac{n + (n-1)\kappa_1 + (n-2)\kappa_2 + \dots + \kappa_{n-1}}{n \left[\left\{ 1 + 2\left(\frac{n-1}{n}\rho_1 + \frac{n-2}{n}\rho_2 + \dots + \frac{1}{n}\rho_n\right) \right\} \left\{ 1 + 2\left(\frac{n-1}{n}\tau_1 + \dots + \frac{1}{n}\tau_n\right) \right\} \right]^{1/2}}$$

waarin $\kappa_i = \rho_i + \tau_i$

N.B. Indien de autocorrelatiecoëfficiënten niet van zekere orde af nul worden en blijven, eindigen in teller en noemer de reeksen inderdaad met κ_{n-1}, ρ_{n-1} en τ_{n-1} . Indien zulks wél het geval is, kan het zijn, dat de reeksen al eindigen met een $1.\kappa_j, 1.\rho_j, 1.\tau_j$ voor $j < n-1$.

De formule voor f leert het volgende:

1. Voor $\rho = 0$ is ook $\rho^* = 0$, ongeacht de autocorrelaties en n .
D.i. lopend middelen veroorzaakt nooit intercorrelatie.
2. Als de autocorrelaties identiek zijn (d.i. $\rho_i = \tau_i$, voor elke i) dan is $f = 1$ en $\rho^* = \rho$, welke ook n is. "Identiek zijn" kan ook betekenen: geheel afwezig, d.i. $\rho_i = \tau_i = 0$.
3. Als de autocorrelaties niet identiek zijn (d.i. er is tenminste één i , waarvoor $\rho_i \neq \tau_i$), dan is zeker $f > 1$ en $\rho^* > \rho$, ongeacht n .

En bezit de synchrone tijdreeks Q eveneens autocorrelatie (τ_1, τ_2),
En $(\hat{C})^*$

Verder neemt ρ^* toe met toenemende n.

Tot dit geval behoort ook: in de reeks P geen, in de andere Q wel autocorrelatie.

4) We willen graag weten naar welke eindwaarde f limiteert als $n \rightarrow \infty$.

Daartoe willen wij drie gevallen onderscheiden:

a) "eindige autocorrelatie", d.i. in de ene reeks is elke

$\rho_i = 0$ voor $i \geq i_1$ en in de andere reeks is elke $\tau_i = 0$ voor $i \geq i_2$. In dat geval (als $i_2 > i_1$) geldt:

$$f \rightarrow \frac{1 + (\rho_1 + \tau_1) + (\rho_2 + \tau_2) + \dots + (\rho_{i_1} + \tau_{i_1}) + \tau_{i_1+1} + \dots + \tau_{i_2}}{\sqrt{[1 + 2(\rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_{i_1})][1 + 2(\tau_1 + \tau_2 + \dots + \tau_{i_2})]}} \text{ als } n \rightarrow \infty$$

b) In de ene reeks een "eindige autocorrelatie", in de andere

een "oneindige correlatie", "gedefineerd door $\tau_i = \tau_1^i$ (z.g. zuivere autocorrelatie; Markoff-se ketting van eerste orde).

Dan is

$$f \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{\tau_1 + B(1 - \tau_1)}{\sqrt{(1 - \tau_1^2)(2B - 1)}}$$

waarin $B = 1 + \rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_{i_1}$ (heet wel persistentiefactor)

c) Hebben beide reeksen een "oneindige autocorrelatie", be-

schreven door $\rho_i = \rho_1^i$ resp. $\tau_i = \tau_1^i$ waarbij $\rho_1 \neq \tau_1$,

dan is

$$f \rightarrow \frac{1 - \rho_1 \tau_1}{\sqrt{(1 - \rho_1^2)(1 - \tau_1^2)}} \text{ als } n \rightarrow \infty$$

Is $\rho_1 = 0$, dan $f \rightarrow \frac{1}{\sqrt{1 - \tau_1^2}}$; is $\tau_1 = 0$ dan $f \rightarrow \frac{1}{\sqrt{1 - \rho_1^2}}$

In tabel 4 zijn enkele numerieke voorbeelden opgenomen.

tabel 4

Reeksen P en Q gecorreleerd volgens ρ		Waarde van f in $\zeta^{\infty} = f\rho$, nadat in P en Q gladgestreken is over n termen.	
autocorrelatie in			
reeks P	reeks Q	n = 5	n = ∞
geen	$\tau_i = 0.2^i$	1.015	1.020
geen	$\tau_i = 0.8^i$	1.032	1.667
geen	$\tau_i = 0.3; 0.2; 0.1$ B = 1.6	1.043	1.082
geen	$\tau_i = 0.7; 0.6; 0.5;$ $0.4; 0.1; 0.2; 0.1$ B = 2.8	1.195	1.250
$\rho_i = 0.2^i$	$\tau_i = 0.8^i$	1.020	1.433

N.B. In het bovenstaande werd nadrukkelijk ondersteld, dat in beide reeksen P en Q over eenzelfde aantal termen werd vereffend. Zouden we vereffenen over verschillende aantallen termen, zegge over m in P en over n > m in Q, dan komen er geheel andere uitkomsten, waarvan wij er hier enkele (weer zonder bewijs) opsommen.

1. Bezitten P en Q geen autocorrelaties en zijn zij gecorreleerd volgens ρ , dan wordt na bovenbedoelde vereffening $\rho^* = \rho \sqrt{m:n} < \rho$
Men ziet: hoe groter n/m, hoe meer nadert ρ^* tot nul.

2. Bezit P géén autocorrelatie, echter Q wel (τ_1, τ_2, \dots), dan wordt

$$\rho^* = \rho \frac{1 + \tau_1 + \tau_2 + \dots + \tau_{n-1}}{n + 2\{(n-1)\tau_1 + (n-2)\tau_2 + \dots + \tau_{n-1}\}} < \rho$$

Men ziet: als $n \rightarrow \infty$, $\rho^* \rightarrow 0$

In overeenstemming met 1, ziet men, dat voor $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \dots = 0$, de $\rho^* = \rho / \sqrt{n}$

3. Bezitten én P én Q autocorrelatie en is $m \neq n$, dan komt er voor f in $\rho^* = f\rho$ een zeer ingewikkelde uitdrukking in $\rho_1, \rho_2, \dots, \tau_1, \tau_2, \dots, m, n$ die wij hier niet verder bespreken. In elk geval is $f < 1$ voor $m \neq n$.

De les.

Dit commentaar, waartoe Keil's voordracht weliswaar aanleiding was, doch van welke voordracht wij ons geleidelijk aan abstraheerden, heeft enige voor statistisch onderzoek belangrijke zaken geleerd, die wij tot slot als volgt willen samenvatten.

- 1) Het vereffenen (lopend middelen) in elk der twee synchrone reeksen, ook al doet men dit over ongelijke aantallen termen, brengt geen intercorrelatie met zich mee, als er althans geen intercorrelatie tussen de initiaalreeksen was (wij zouden het willen generaliseren: niet slechts voor vereffenen geldt dit, doch voor elke "manipulatie" in de ene reeks, in welke manipulatie de andere reeks niet betrokken wordt).
- 2) Het vereffenen in elk van twee, al dan niet autocorrelatie bezittende, reeksen, die intercorrelatie vertonen, doet de correlatiecoëfficiënt van deze intercorrelatie afnemen als het over ongelijke aantallen termen plaats vindt en des te meer naarmate deze aantallen relatief meer verschillen.
- 3) Wanneer het vereffenen over gelijke aantallen plaats vindt,

neemt de intercorrelatie toe, indien althans de autocorrelaties der twee initiaalreeksen niet identiek zijn en wel des te meer toe naarmate het aantal termen, waarmede lopend gemiddeld wordt, toeneemt en naarmate de ongelijkheid dezer autocorrelaties markanter is. Zijn de autocorrelaties echter wél identiek, dan heeft dit vereffenen geen invloed op de intercorrelatie.

4) Zijn twee of meer synchrone tijdreeksen (de initiaalreeksen) gegeven en vereffent men in beide in gelijke mate (d.i. lopend middelen over gelijke aantallen termen) teneinde visueel een "overeenkomst" gemakkelijker te vinden, en meent men deze inderdaad te zien, dan duidt deze misschien op een correlatie tussen de initiaalreeksen en wel "misschien" omdat men erop bedacht moet zijn, dat de initiaalreeksen autocorrelatie kunnen bezitten om de volgende redenen:

- a. Deze kan "verborgen" zijn, d.i. men zou ze niet direct verwacht hebben, maar na een nader onderzoek van de reeks (hoe ontstond ze precies?) komt ze te voorschijn.
- b. Zonder dat men het weet, is er al gladgestreken (met een formule of uit de vrije hand) in de reeksen.

Voorals als de autocorrelatie in de twee reeksen sterk ongelijk intensief zijn, is er gevaar, dat de "overeenkomst" tussen de initiaalreeksen op grond van de visuele overeenkomst tussen de bewerkte reeksen overschat wordt.

Medicijn: Strijk niet glad, werk liever met de initiaalreeksen zelf om met hen tot een statistisch gefundeerde conclusie over "overeenkomst" te komen; wil men toch gladstrijken, doe dit dan uitsluitend voor visueel oriënterend onderzoek.

2.2.2 Dr. H. Kern. Grosze Tagessummen des Niederschlages am Bayerischen Alpennordland in Beziehung zur Groszwetterlagen.

Eerst weer in enige regels de essentiële inhoud van deze voordracht. Voor meer dan 900 regenstations in geheel Beieren waren reeds in 1961 frequentieverdelingen der "grote dagsommen" neerslag gemaakt voor de jaren 1934-1957 (22 jaren; 1945, 1946 vielen uit). Voor de voordracht werden daaruit die 102 stations gekozen, die gelegen zijn in de Alpenrand en in het onmiddellijke Alpenvoorland tussen het Bodenmeer in het westen en de Salzach in het oosten (ongeveer 220 km W-E en 100 km N-S). Een dagsom heet per definitie "groot" als ze groter is dan die dagsom h , die gemiddeld 1 keer per jaar bereikt of overschreden wordt.

Men zoekt dus voor elk der 102 stations onder alle 22 x 365 dagsommen de grootste 22 dagsommen op. Deze 102 h-waarden lopen uiteen tussen 43 mm en 87 mm. De 102 x 22 grote dagsommen (merendeels verschillend) liggen verspreid over in totaal 315 verschillende dagen. Noem zulk een dag een h-dag, d.i. een dag, waarop op tenminste één der 102 stations meer dan h mm viel. Het doel van het onderzoek is de vaststelling of en in hoeverre bepaalde "Groszwetterlagen" een bijzondere neiging tot het verwekken van grote dagsommen bezitten en daarmee een gevaar leveren voor het ontstaan van hoge waterstanden in beken en rivieren in het Beierse Alpengebied. De Groszwetterlagen waren in 17 typen ingedeeld. Zo gingen $p_1\%$ der 315 bedoelde h-dagen samen met Groszwetterlage G_1 , $p_2\%$ met G_2 ... $p_{17}\%$ met G_{17} . Nagenoeg alle Groszwetterlagen doen hier van zich spreken. Aangezien echter bekend is, dat de verschillende Groszwetterlagen, zonder op neerslaghoeveelheden te letten, met zeer verschillende frequentie optreden (relatieve frequenties g_i op alle 22 x 365 dagen), is het niet eerlijk bovengenoemde p_i 's te vergelijken, maar doet men beter in de getallen p_i/g_i ($i = 1, 2 \dots 17$) een "gevaarcijfer" (een maat voor het gevaar, dat er bij Groszwetterlage i een grote dagsom zal zijn) te zien. Vervolgens rees de vraag of dit gevaarcijfer K voor ieder der Groszwetterlagen voor geheel Beieren hetzelfde was. Om dit te onderzoeken werd Beieren in 5 van west naar oost parallel gelegen delen (afgebakend op hydrologische gronden) verdeeld en werd, wat boven beschreven werd, voor elk dezer delen verricht. Aldus ontstaan 5 x 17 gevaarcijfers K_{ij} ($i = 1, \dots 5; j = 1, 2 \dots 17$). Wij citeren: "Selbstverständlich ist der Aussagewert dieser Zahlen entsprechend dem kleinen Kollektiv für die einzelnen Gruppen noch verhältnismäßig gering, die Ergebnisse vermitteln jedoch trotz der noch ausstehenden statistischen Sicherung interessante Einzelheiten". Deze "Einzelheiten" noem ik maar niet. Hier ligt het kernpunt van Dr. Kern's betoog. Hij gaat aan de "statistische Sicherung" voorbij, maar is zich de noodzaak ervan wel bewust. Jammer, ik had graag gehoord en gezien hoe hij dit statistische probleem opgelost zou hebben; de oplossing kan zo belangrijk zijn voor de praktijk. Meer details uit de voordracht van Dr. Kern willen wij hier niet aanhalen.

Laten wij haar thans analyseren. Omdat zulk een onderzoek ook in Nederland zinvol zou kunnen zijn en dan op basis van de 24 frequentieboeken der k-daagse neerslagsommen (gemiddelde langte van tijdvak 72 jaren) en voor ook andere definitives van grote dagsommen en niet gelet op

Groszwetterlage, maar bijv. op windrichting of seizoen enz. (Deltagebied; Zuid Holland; Twente; Friesland etc.) lijkt het ons goed eens na te gaan wat Kern statistisch gezien precies doet. Laten wij beginnen met het betoog eerst algemeen op te zetten. Wij hebben de beschikking over n simultane reeksen van dagelijkse neerslagmetingen op zekere stations $S_1, S_2 \dots S_n$. Elke reeks telt T jaren, d.i. ongeveer $N = 365 T$ dagen. Gesteld men zoekt voor elk van deze stations de grootste T waarnemingen op. De T -de grootste heet h . Deze h zal in het algemeen voor de verschillende stations verschillend uitvallen. (Men schrijve dus h_j ; $j = 1, 2 \dots n$.) De T dagen met de grootste T waarnemingen op station S zullen meestal niet volmaakt dezelfde zijn als de T dagen met de grootste T dagsommen op station S_k ($k \neq j$). Beschouwen wij nu speciaal die dagen uit de T jaren, waarop op tenminste één der stations een dagsom $\geq h$ (ieder station haar eigen h) werd afgetapt. Het aantal van deze "h-dagen" moge zijn A . Op zulk een h-dag viel te S_1 bijv. meer dan h_1 ; te S_2 meer dan h_2 ; te S_3 meer dan h_3 ; maar te S_4 minder dan $h_4 \dots$, te S_n minder dan h_n . Gesteld men bekijkt t elkaar uitsluitende "weersituaties", genoemd $W_1, W_2 \dots W_t$. Gesteld, dat er onder de A dagen a_1 stuks waren met kenmerk A_1 , a_2 met kenmerk $A_2 \dots a_t$ met kenmerk A_t ; $\sum a = A$. Gesteld er waren over alle N dagen tezamen in totaal D_i dagen met kenmerk A_i ($i = 1, 2 \dots t$). Zij $D = \sum D_i$.

Het $2 \times t$ contingentietableau ziet er dan uit als volgt:

tabel 5.

	A_1	A_2	A_t	som
h dg.	a_1	a_2	a_t	A
overige dagen	$D_1 - a_1$	$D_2 - a_2$	$D_t - a_t$	$D - A$
som	D_1	D_2	D_t	D

Uit deze tabel lezen wij af, dat de schatting f_i van de kans P_i , dat een "weersituatie" A_i samen gaat met een h-dag gegeven wordt door $f_i = a_i/D_i$. Keil ziet in het quotient $p_i/g_i = \frac{a_i/A}{D_i/N}$ een maat K_i voor het gevaar, dat een A_i en een h-dag samengaan. We zien: $K_i = \frac{N}{A} \cdot f_i$. Bij Keil $A = 315$; $N = 8036$. Dus zijn de K_i 's op een vaste factor na gelijk aan de relatieve frequenties f_i . Het zou o.i. voor de hand gelegen hebben te onderzoeken in hoeverre de f_i 's al of niet significant verschillen; trouwens het getal f_i komt ons voor meer zin te hebben dan het getal K_i . Terwijl Keil dus visueel beoordeelt of de K_i 's "reëel verschillen" (zijn 17 K_i 's lopen uiteen tussen 0.2 en 1.5; de f_i 's dus

in dezelfde verhouding), zou men o.i. het contingentietableau aan χ^2 toets moeten onderwerpen. Ons staan de getallen $a_1 \dots a_{17}$, alsmede $D_1 \dots D_{17}$, helaas niet ter beschikking om dit zelf te doen. Tegelijk zal ook blijken welke A-klassen, statistisch verantwoord, verenigd mogen worden. Vervolgens maakt Kern even zovele van deze $2 \times t$ -tableaus als "criteria" die hij stellen wil. Beieren verdeelt hij in 5 delen (criteria); in ons land zou (even aan Deltagebied gedacht) A de windrichting en het "criterium" het seizoen kunnen voorstellen. Dit werpt het probleem op een aantal contingentietableaus op hun verschillen statistisch te onderzoeken. Dit is geen eenvoudige zaak, echter het probleem is opgelost. Dan zijn er nog de kwesties van de betrouwbaarheid en de definitie. Kern voelt er blijkbaar veel voor een grote dagsom te definiëren als "die dagsom, die alle jaren eenmaal voorkomt" (zoals men het zo dikwijls geformuleerd ziet). Maar de 22ste grootste onder 22×365 dagsommen is meer betrouwbaar dan de 11 grootste onder 11×365 dagsommen of de 2 grootste onder 2×365 dagsommen, terwijl in ons land de 70ste grootste onder 70×365 daghoeveelheden het zeker aan betrouwbaarheid wint. Waarom bespreekt Kern deze (on)betrouwbaarheid niet? Zijn de waarden 43 en 87 mm significant verschillend? Ik vermoed van wel, maar 43 en bijv. 60 ook? Zullen wij de gehele frequentieverdelingen der dagsommen van de 102 stations statistisch moeten vergelijken of slechts de "staarten"? Wij denken, dat Kern slechts over de "staarten" beschikt, aangezien wij in een gesprek met hem vernamen, dat al het werk met de hand geschiedde, met moeizaam bereikte medewerking van studenten. Gelukkig zou zulk soort werk later op het K.N.M.I. geheel ponsmechanisch en machinaal kunnen geschieden.

2.2.3 H. Steinhäusser. Die Begrenztheit der Hochwasserstände der Wörther Sees (Kärnten).

Hier volgt een uittreksel uit deze voordracht, tegelijk met commentaar onzerzijds. Het heeft niet slechts wegens overstromingsgevaar nut de hoogwaterstanden van meren in het oog te houden; ook in verband met de waterhuishouding spelen deze hoogwaterstanden een rol, bijv. met betrekking tot het gebruik van de waterkracht. Onderzoekt men de meteorologische en hydrologische omstandigheden, die tot hoge meerstanden aanleiding kunnen geven, dan blijken er soms middelen te zijn, met behulp waarvan toekomstige gevaarlijke hoge standen niet alleen kunnen worden geremd, maar zelfs ten nutte van de waterhuishouding kunnen worden gemaakt. Het valt op, dat er in Oostenrijk meren zijn, waarin het niveau

veel, maar andere waarin dit weinig veranderde, zolang men er metingen heeft verricht. Tot de laatste categorie behoort het Wörther-meer (waarvan Klagenfurt ligt). Hier bedraagt de laagste stand 82, de hoogste 121 cm, een amplitudo van rond 40 cm slechts. Andere meren vertonen amplitudines van soms $1\frac{1}{2}$ m. De geringe variatie is voor een deel het gevolg van de geringe doorstroming (Durchflutung). Een maat voor deze doorstroming is de verhouding $q = E : M$, waarin $E =$ Einzugsgebiet (stroomgebied) en $M =$ oppervlak van het meer (het Wörther-meer is ongeveer zo groot als de Westeinderplassen in ons land). Voor het Wörther-meer is q "maar" 8. Hoe groter de q (bijv. 10; 20; 50), hoe groter is de relatieve amplitudo (amplitudo in bovengenoemde zin). Steinhäusser be- toogt, dat ook de gemiddelde jaarlijkse "afstroming" (Jahresabfluss) een maat is voor de doorstroming. Men hield deze lange jaren voor het Wörther-meer op meer dan $3 \text{ m}^3/\text{sec.}$, maar recente metingen wijzen op 2.4 of zelfs minder. De zeer hoge waterstanden in het Wörthermeer en de af- voer van het hoge water zijn binnen zekere door de natuur gestelde grenzen met sluizen te regelen. De aanvoer van water naar het meer ten- gevolge van "ergiebigen Landregen" wordt sterk verzwakt doordat sommige rivieren en beken door andere kleinere meren van grote reservevermogens stromen. Ook moerassen houden zware regens en het smeltwater van sneeuw vast. Klagenfurt heeft niet alleen een opvallend lage gemiddelde jaar- lijkse neerslagsom (1000 mm), maar ook de gemiddelde jaarlijkse groot- ste dagsom is er klein (52 mm), alsmede die dagsom h^* , die 1 keer in gemiddeld 50 jaren bereikt of overschreden wordt (76 mm). **Ter vergelijking: Axel in Zeeuws Vlaanderen: resp. 715; 32; 67.** Steinhäusser noemt deze h^* repre- sentatief voor de "Ergiebigkeit ausgedehnter Hochwasser". Het waarom ontgaat ons. Daarna gaat Steinhäusser over op de correlatie tussen deze hoogwaters met de gemiddelde jaarlijkse neerslag, waarvan hij betoogt, dat ze niet slechts een hydrologische zaak is (hoogste dagsommen), maar waarbij een reeks factoren in het geding is: sneeuwdikte, het aandeel van sneeuwsmeltwater aan hoogwaters, afvloefactor, helling van het terrein, begroeiing van de grond en erosie. Al deze factoren bij el- kaar verkleinen de snelheid, waarmee de spiegel van het meer stijgt en daarmee het bedrag der stijging. Het komt erop neer, dat spiegel- stijging gelieerd is met hoge dagsommen via vele factoren, waarover veel discussie en meningsverschillen zijn. Men weet bijvoorbeeld (via een langjarige reeks van peilschaalmetingen), dat er 1 keer in gemid- deld $j = 10$ jaren een spiegelstijging is van $s = 25 \text{ cm/dag}$ of meer.

Op vele regenstations in het stroomgebied E heeft men jaren achtereen dagelijkse neerslagaftappingen verricht. Gesteld men beschikt over h, k, j-tabellen (of nomogrammen), waaruit valt af te lezen, dat er een keer in gemiddeld j jaren een k-daagse som van tenminste h mm te verwachten is. De redenering is nu als volgt: er valt een k-daagse som \gg h mm over E km². Stel, dat het deel f het meer bereikt *) en wel in l (meestal > k) dagen, dan is de stijging

$$s = f \frac{E}{Ml} \cdot h \text{ mm/dag.}$$

Zo rijst de vraag: kennende s en h, "rijmen" deze dan met de opvattingen over f, E, en l? Bijv.: s = 25 cm/dag; j = 10; $f = \frac{1}{3}$? E/M = 8.4? (onzeker vanwege de onzekerheid omtrent E), zodat uit $250 = \frac{1}{3} \cdot 84 \cdot h/l$ volgt $h/l = 90$ mm. Is dat bijv. l = 3 met $h_j(k) = h_{10}(k) = 270$, welke k dan? Of is het bijv. l = 1 met $h_j(k) = h_{10}(k) = 90$, welke k dan? Hebben wij l enigszins in de hand, zo ja hoe en in welke mate? Jammer, dat Steinhäusser zijn voordracht afsloot, juist toen hij aan deze en andere interessante kwesties gekomen was.

Steinhäusser's voordracht had mijn bijzondere belangstelling omdat het niet moeilijk is aan analoge onderzoekingen in ons land te denken: Delta-gebied, de meren, plus omringende stroomgebied of IJsselmeer of Veluwe-meer enz.

De voordrachten zullen worden gepubliceerd in het tijdschrift "Geofisica e Meteorologia".

De achtste Tagung voor Internationale Alpine Meteorologie zal door Oostenrijk georganiseerd worden.

*) 1 - f heet in ons land wel de "afvloefactor".

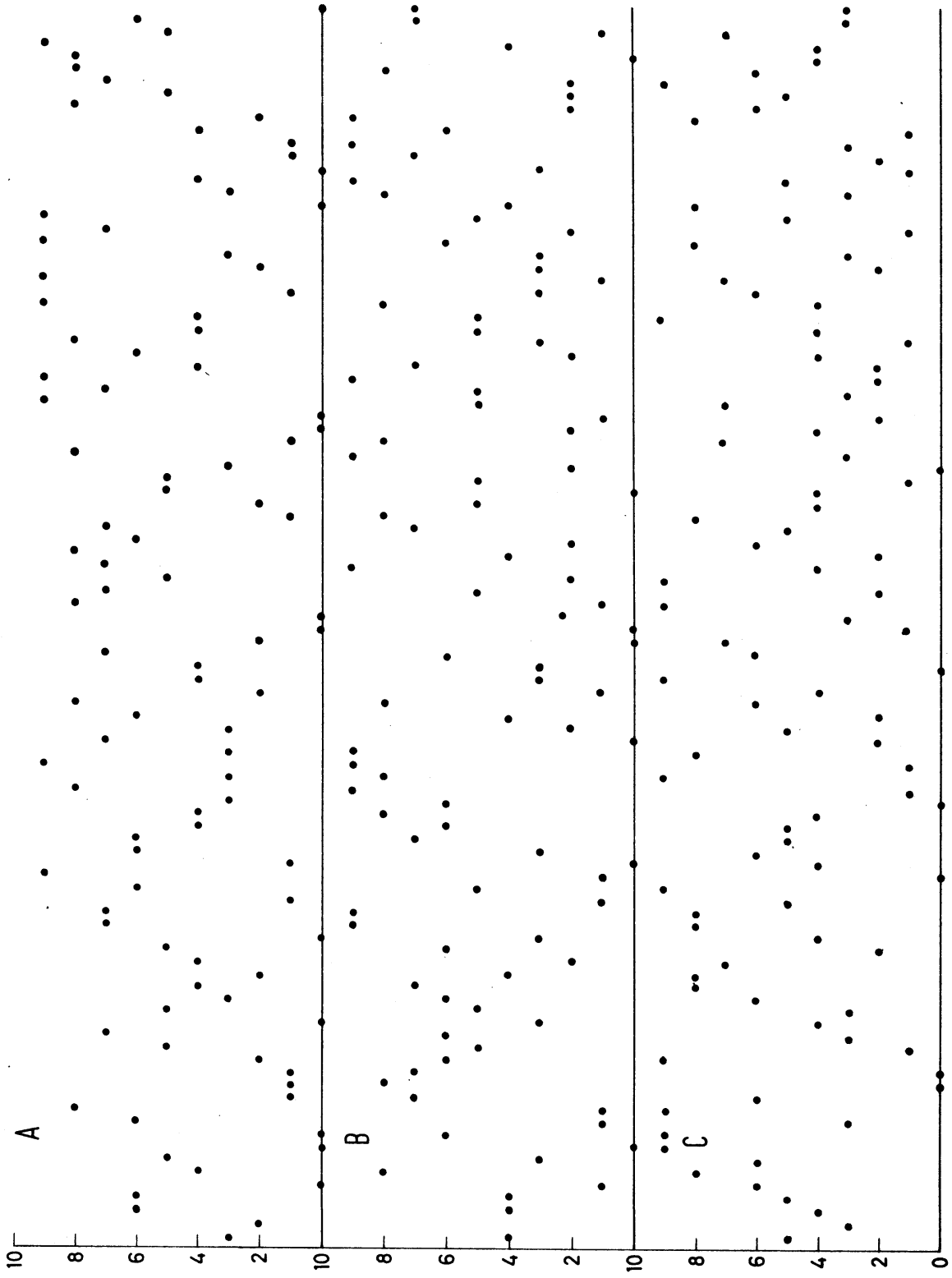


Fig. 1

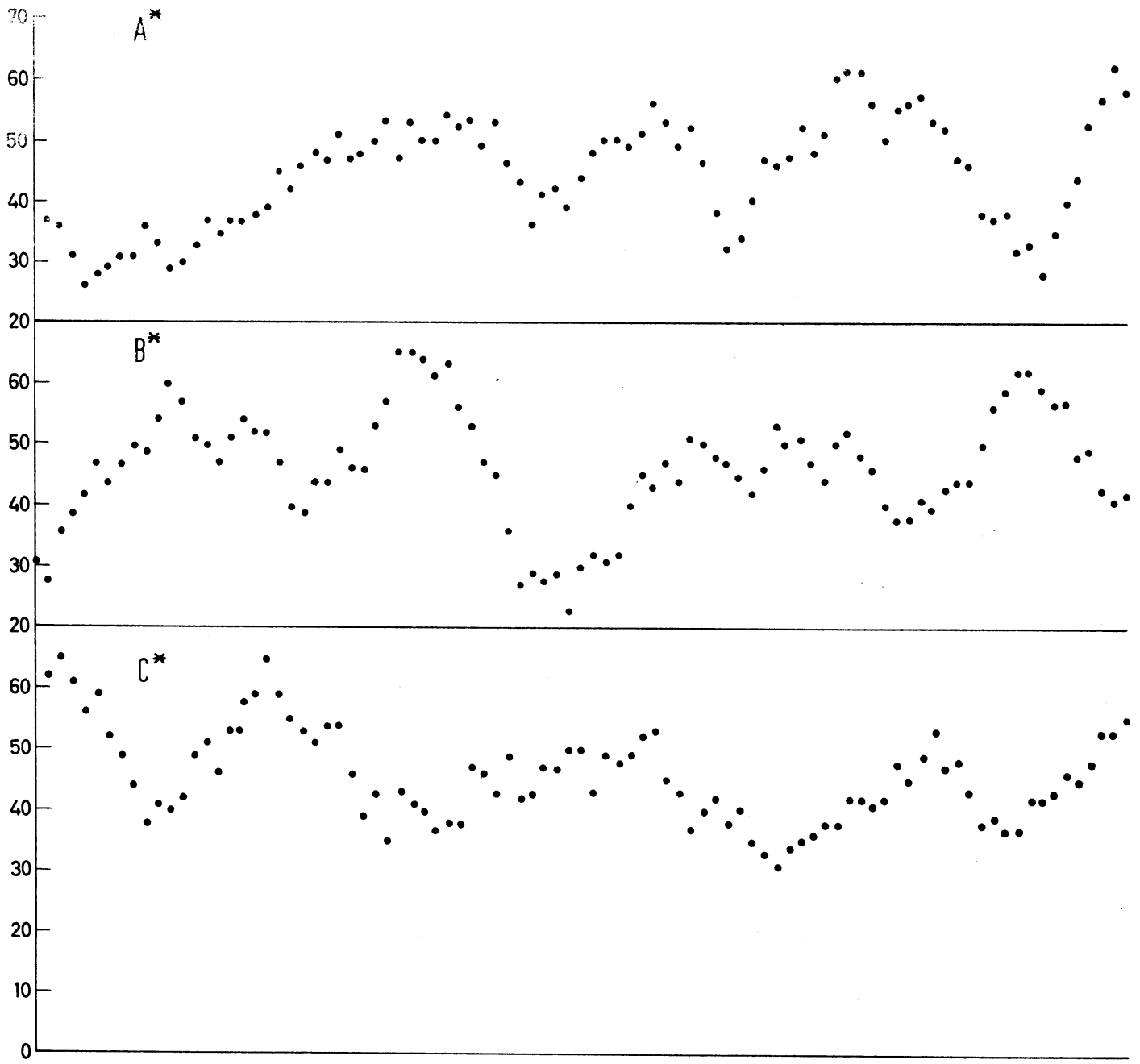


Fig. 2

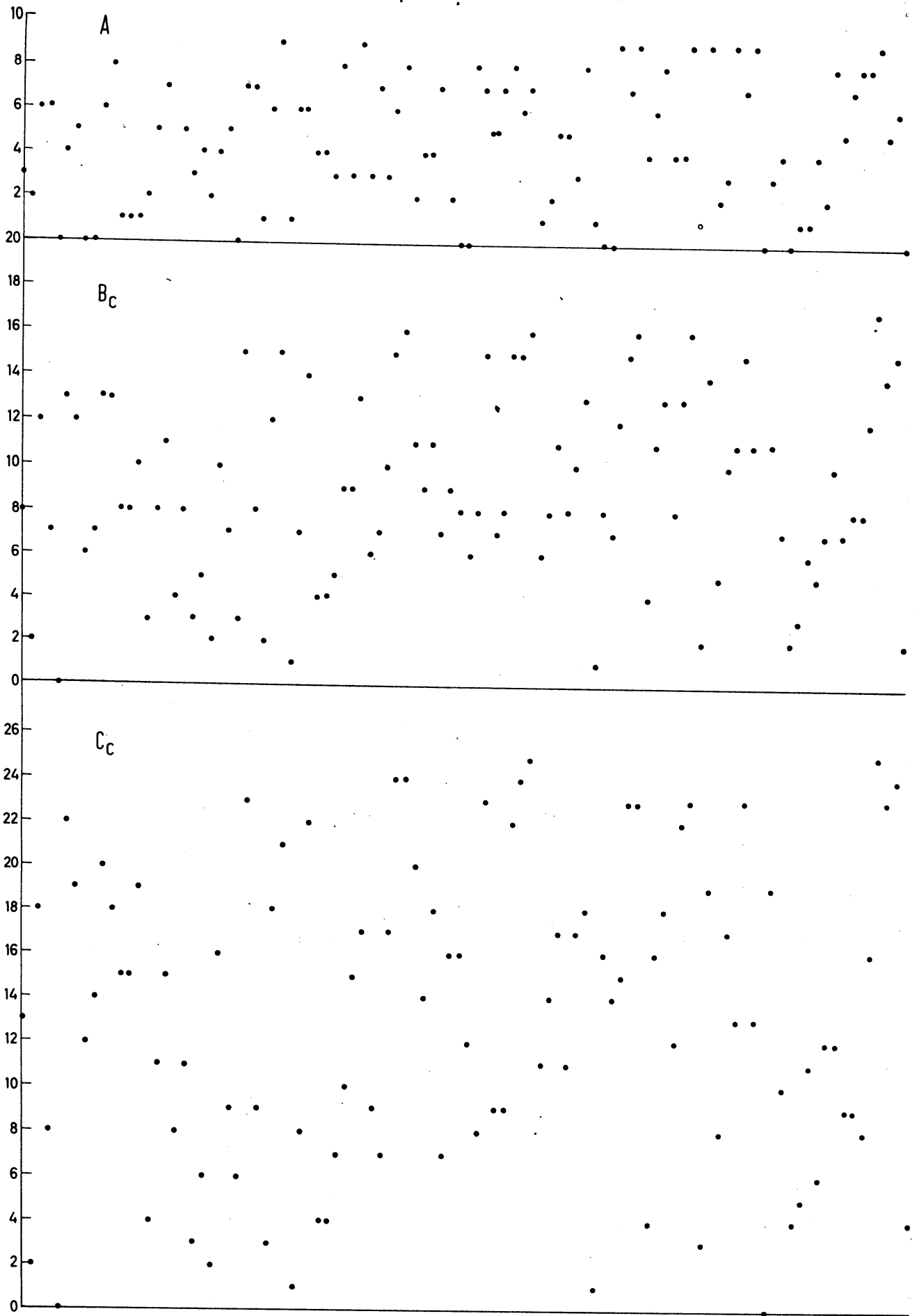


Fig. 3

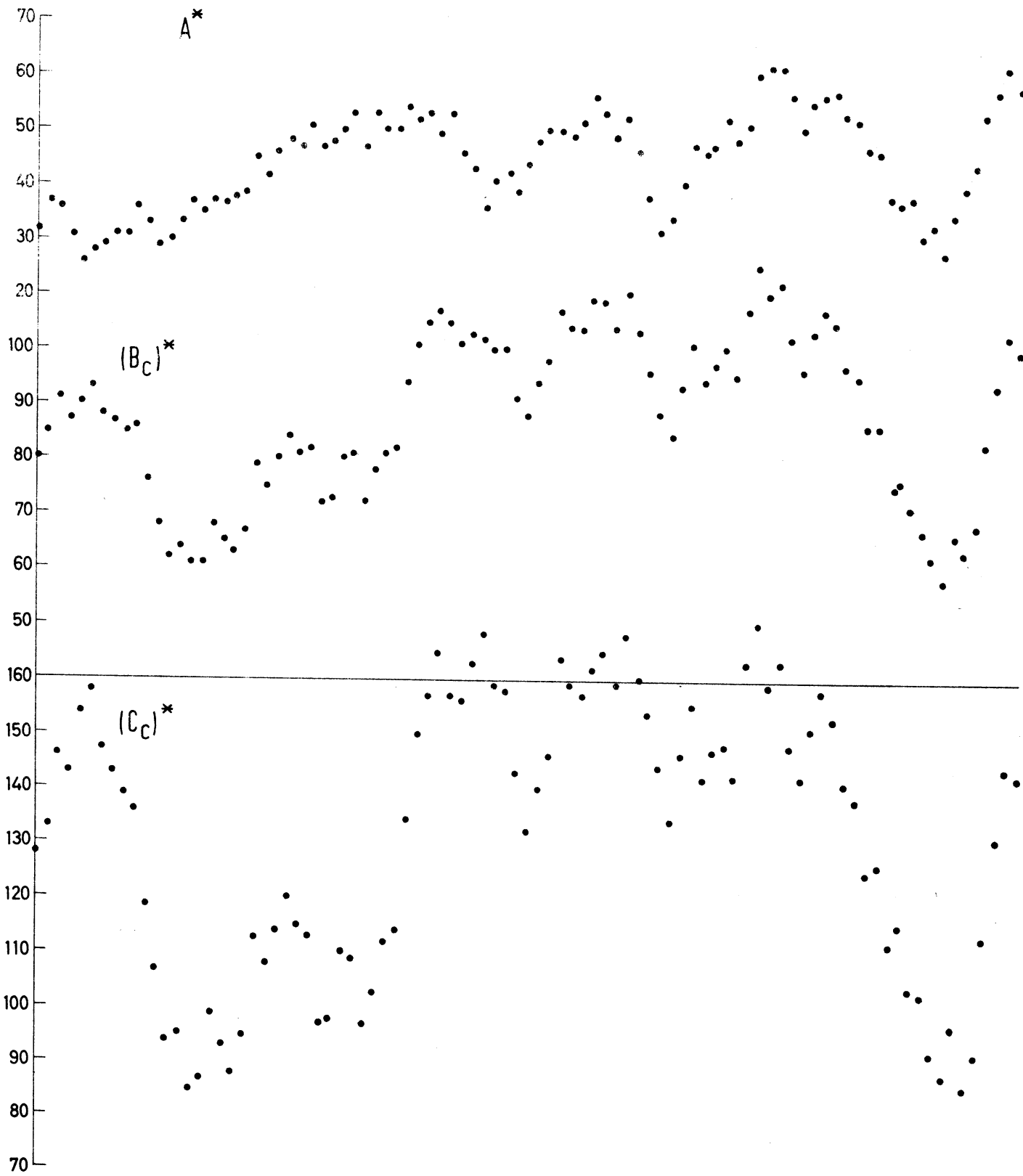


Fig. 4

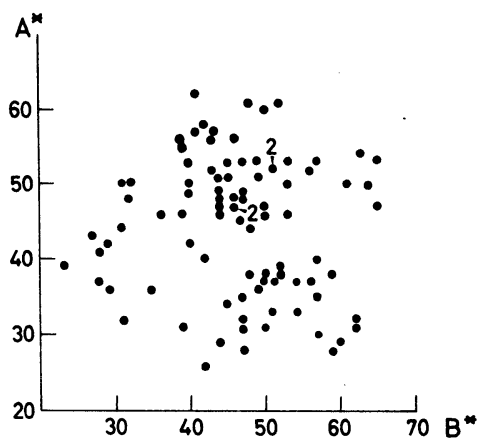
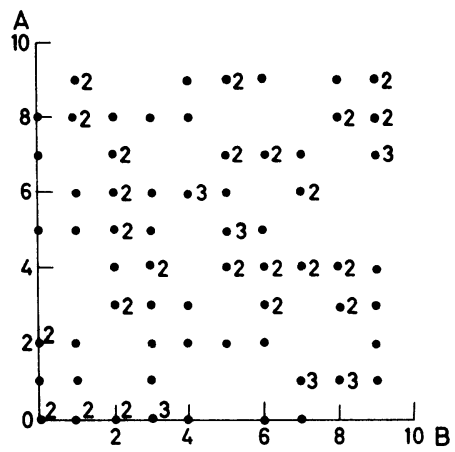


Fig. 5

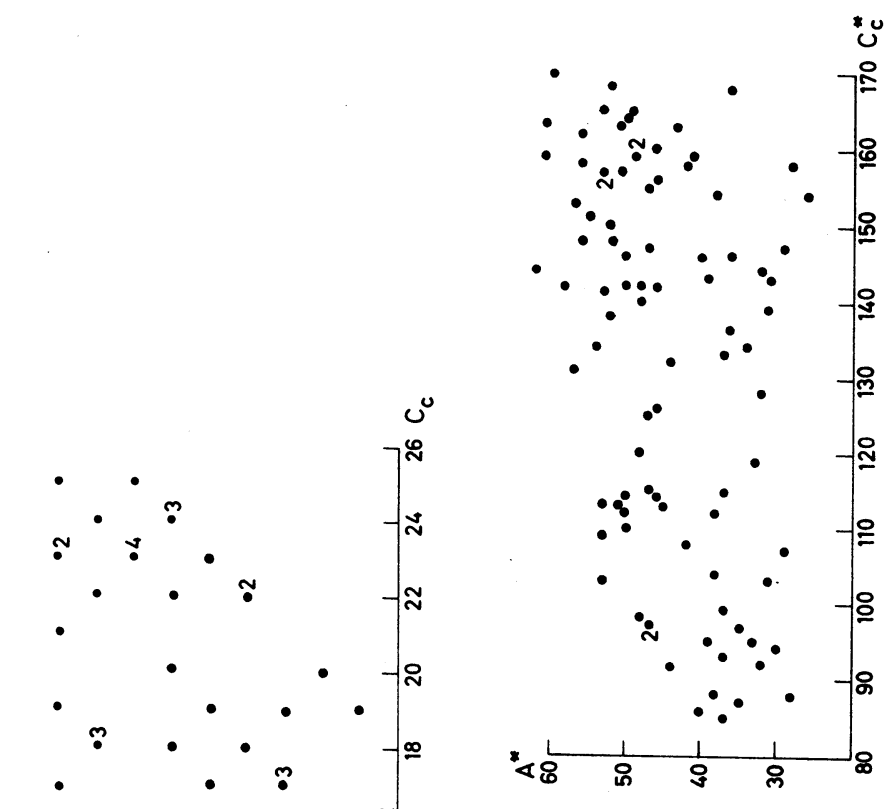
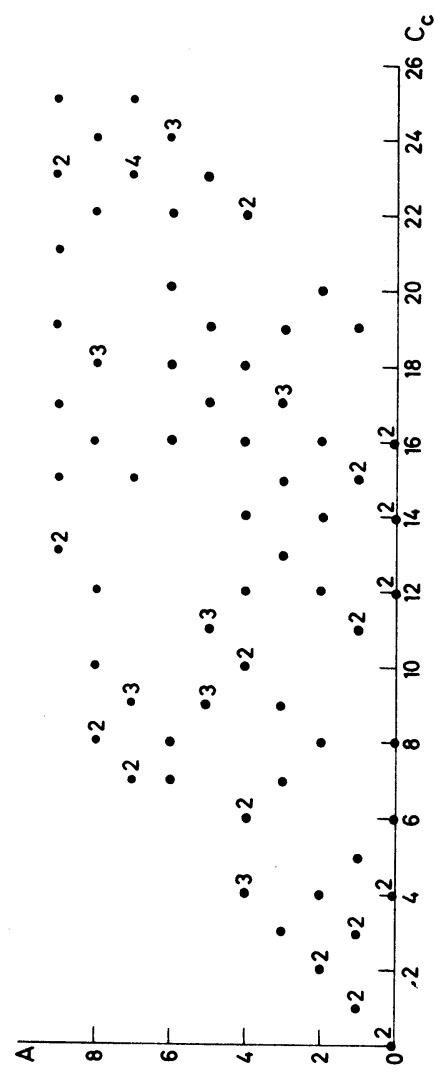
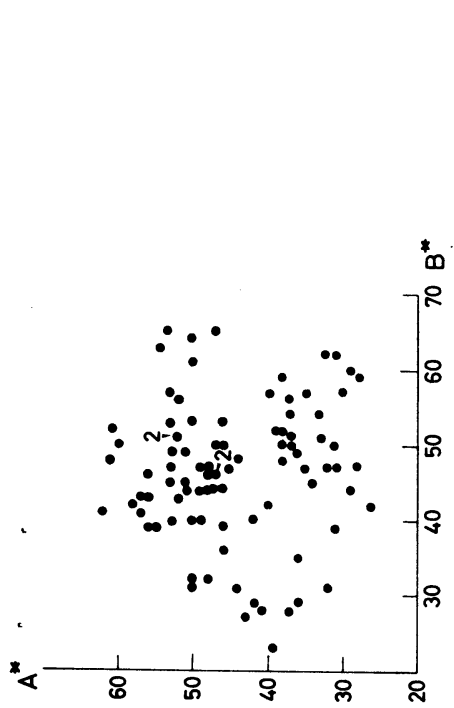
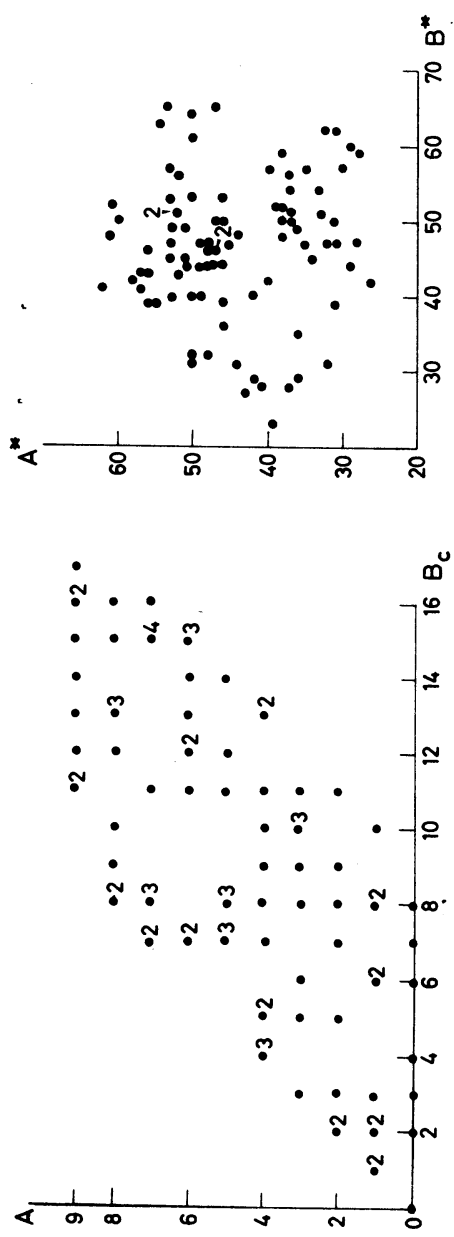


Fig. 6

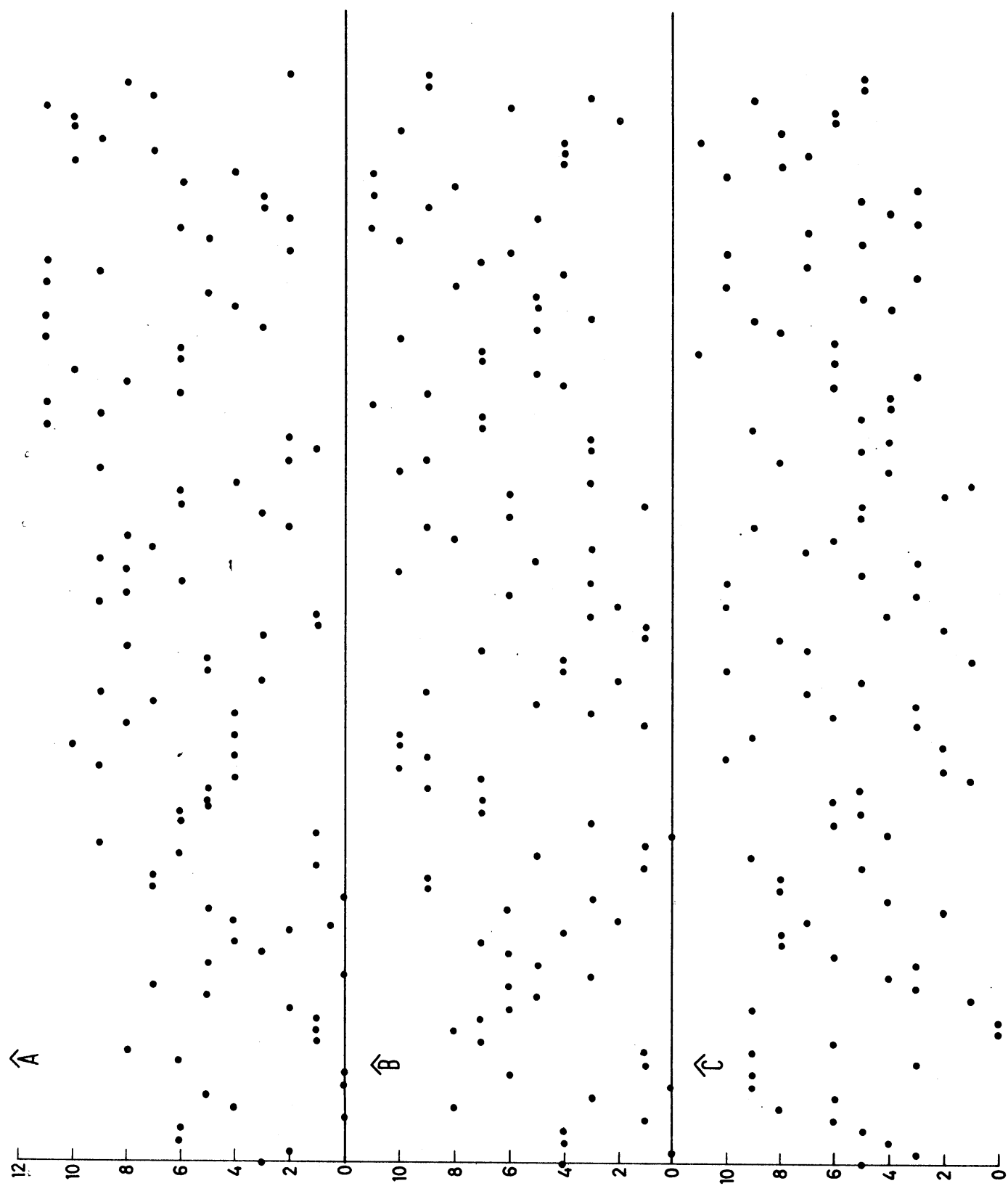


Fig. 7

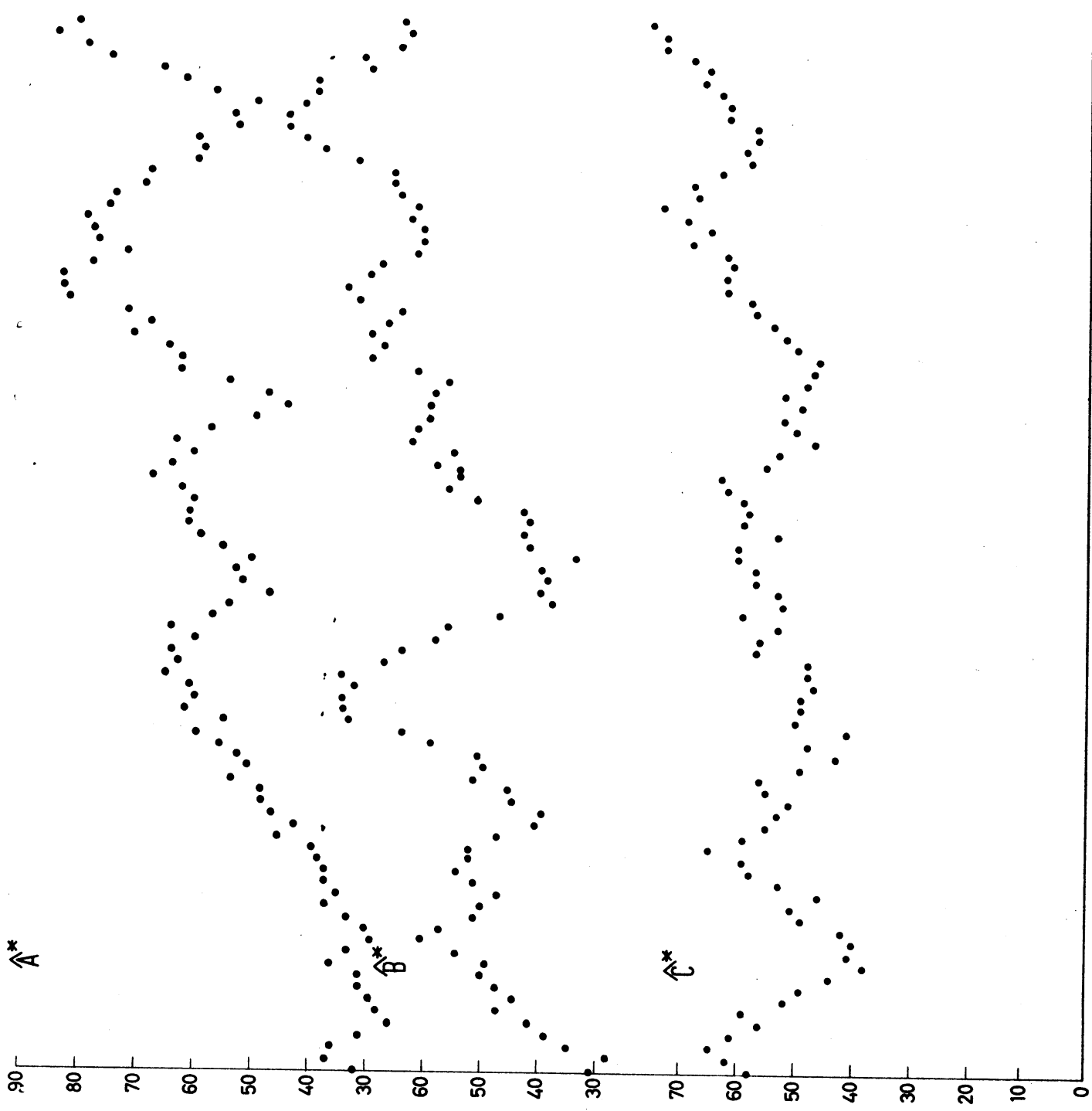


Fig. 8

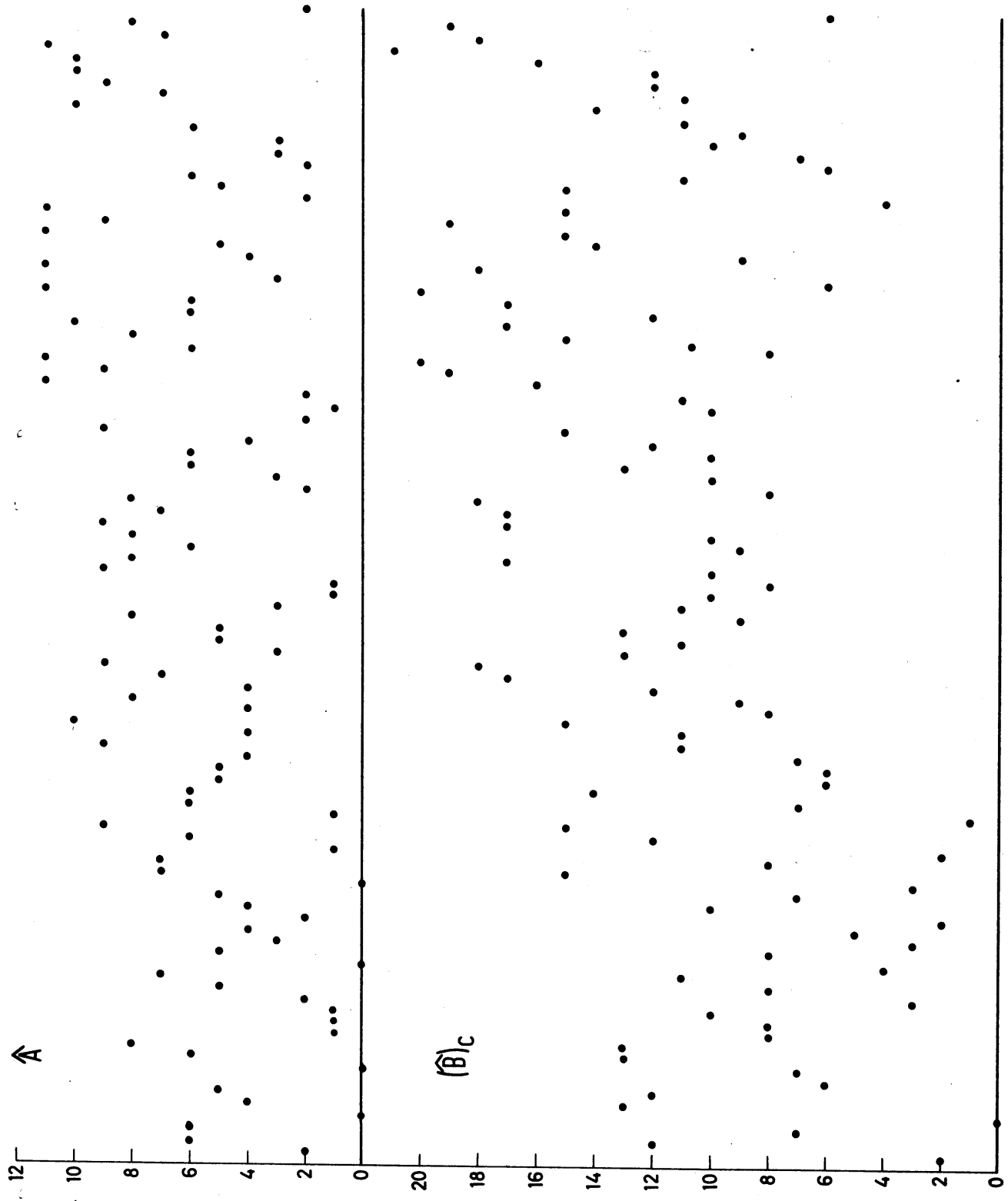


Fig 9

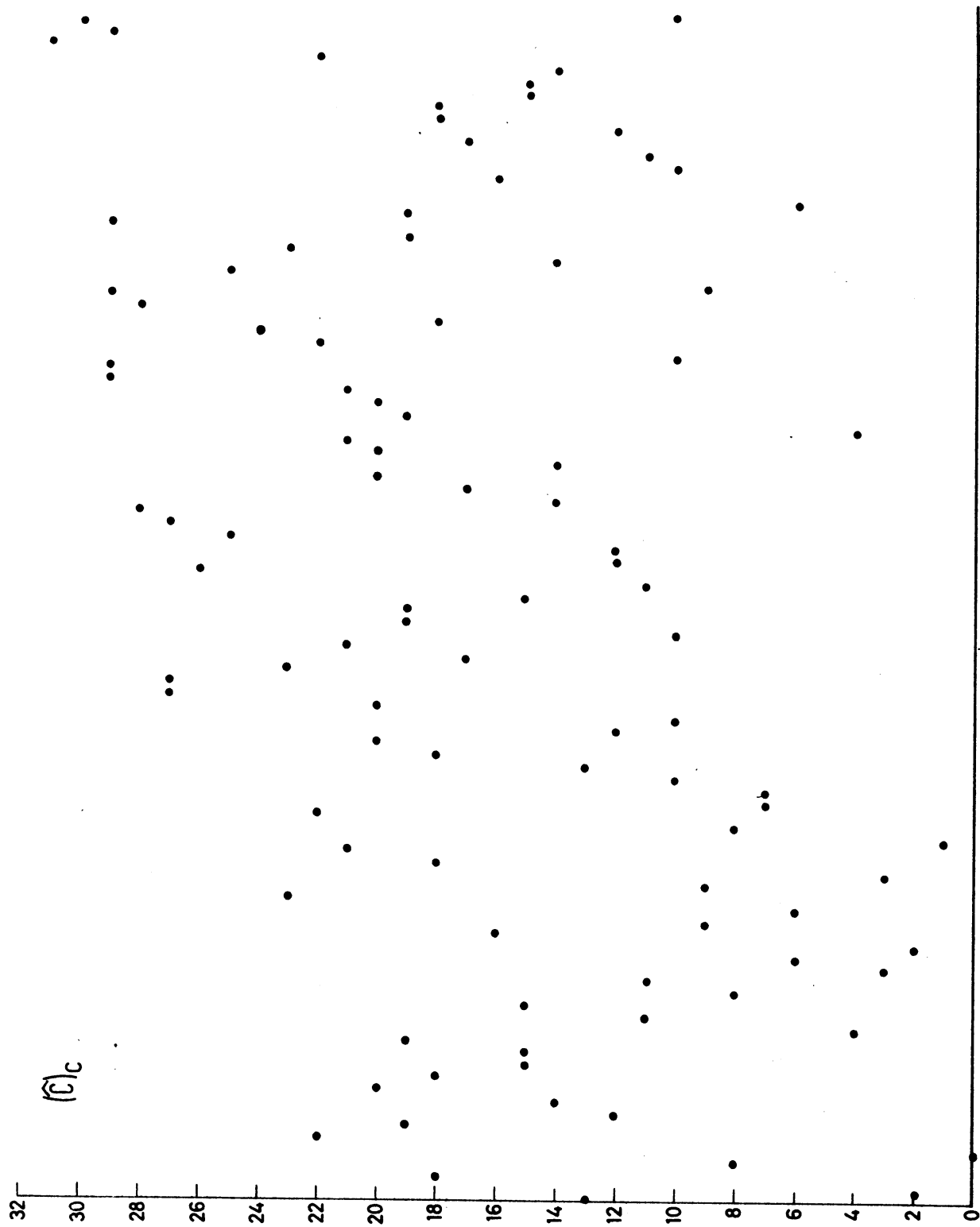


Fig. 9a

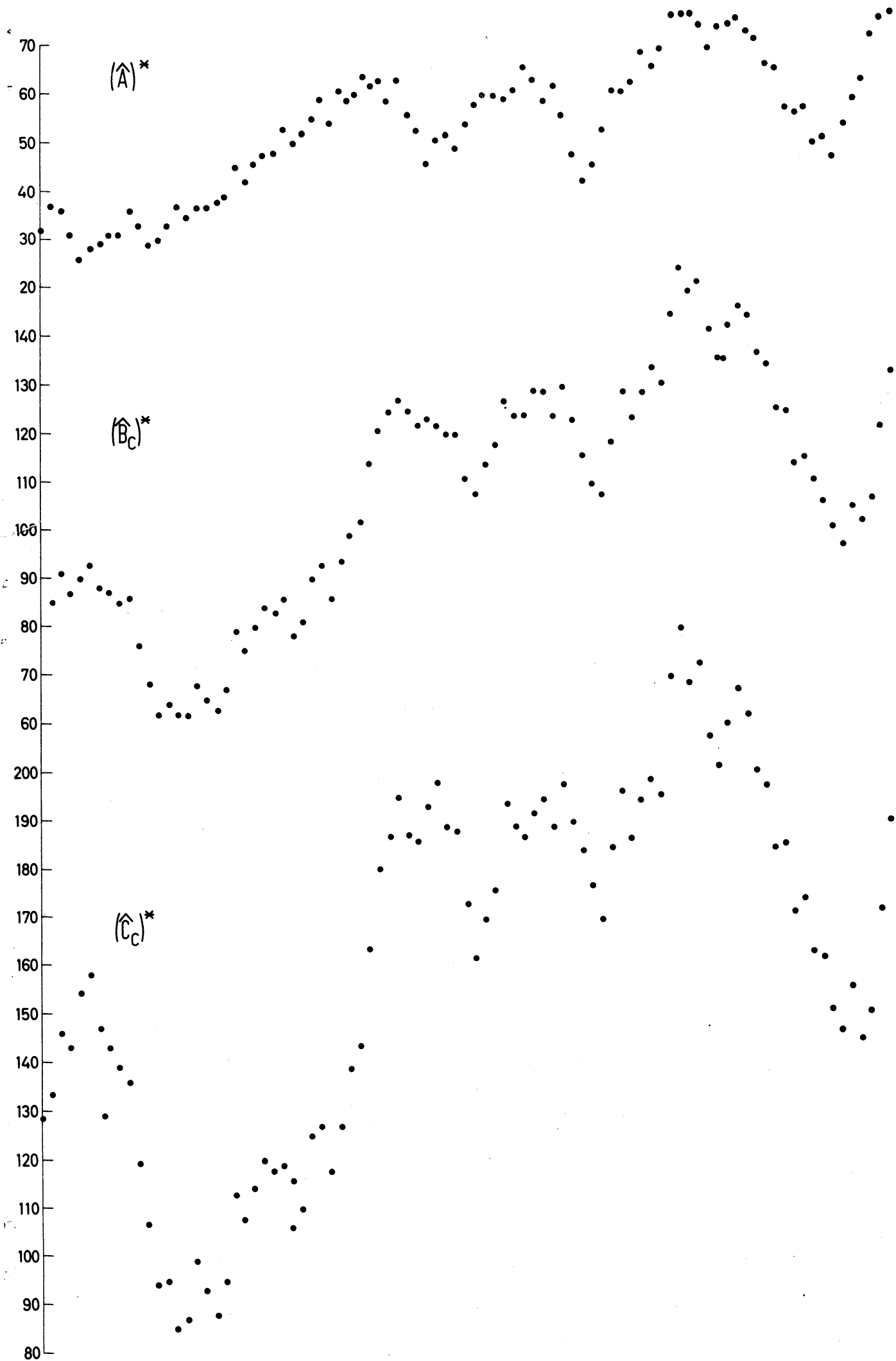


Fig. 10