

IDŐJÁRÁS

AZ ORSZÁGOS METEOROLÓGIAI SZOLGÁLAT FOLYÓIRATA
91. ÉVF. * 6. SZÁM * 1987. NOVEMBER—DECEMBER

TARTALOM

<i>Belikova, T. V.—Vasilenko, V. N.—Dlikman, I. F.—Nazarov, I. M.—Novikov, M. M.—Pegoev, A. N.—Fridman, SH. D.: A hótakaró szennyezettségének térbeli változékonysága a Szovjetunióban (angol nyelven)</i>	321
<i>Bartha Imre: Objektív döntési eljárás a zivatarfelhőket kísérő maximális széllelkések előrejelzésére (angol nyelven)</i>	330
<i>Mersich Iván—Stoyan Gisbert: Lokális skálájú szennyezőanyag-transzport modell I. rész: Áramlási modell inhomogén felszín felett</i>	347
<i>Dávid Aranka—Kozma Ferenc: A napsugárzás alakulása a Balaton környezetében 1951—1980 között</i>	361
<i>Mika János—Boncz József: Az éghajlati zaj, mint az átkaroló középértékek minimális maradéka</i>	366
Irodalom	379
Krónika	382

CONTENTS

<i>Belikova, T. V.—Vasilenko, V. N.—Dlikman, I. F.—Nazarov, I. M.—Novikov, M. M.—Pegoev, A. N.—Fridman, SH. D.: Spatial variability of pollutants in the snow cover over the USSR territory (in English)</i>	321
<i>Bartha, I.: An objective decision procedure for prediction of maximum wind gusts associated with Cumulonimbus clouds (in English)</i>	330
<i>Mersich I.—Stoyan, G.: A local scale pollutant-transport model. Part I: The air-flow model over non-homogeneous surface</i>	347
<i>Dávid, A.—Kozma, F.: Temporal distribution of the solar radiation in Lake Balaton region for the period of 1951-1980</i>	361
<i>Mika, J.—Boncz, J.: Climatic noise: the minimum remainder of enveloping averages</i>	366
Literature	379
Chronicle	382

JOURNAL OF THE HUNGARIAN METEOROLOGICAL SERVICE

VOL. 91. * NO 6. * NOVEMBER—DECEMBER 1987 * BUDAPEST

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata
Journal of the Hungarian Meteorological Service

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG – EDITORIAL BOARD

AMBRÓZY P. (Budapest)	MILOSHEV, G. (Sofia)
ANTAL E. (Budapest)	PRÁGER T. (Budapest)
BENGTSSON, L. (Reading)	PRUPPACHER, H. R. (Mainz)
BÖHME, W. (Potsdam)	RÁKÓCZI F. (Budapest)
BUDYKO, M. I. (Leningrad)	RENOUX, A. (Paris-Créteil)
CZELNAI, R. (Geneva)	ŠAMAJ, F. (Bratislava)
FISHER, B. (Leatherhead)	SPÁNKUCH, D. (Potsdam)
GEORGII, H. – W. (Frankfurt a. M.)	STAROSOLSZKY Ö. (Budapest)
GÖTZ G. (Budapest)	SZEPESI D. (Budapest)
GULYÁS O. (Budapest)	TAYLOR, F. W. (Oxford)
HAMAN, K. (Warsaw)	TÁNCZER T. (Budapest)
HUSAR, R. (St. Louis, Missouri)	VARGA-HASZONITS Z. (Budapest)
KAPOVITS A. (Budapest)	VITEK, V. (Prah)
KONDRATYEV, K.YA. (Leningrad)	WHELPLEDALE, D. M. (Downsview, Ont.)
MAJOR GY. (Budapest)	WIRTH E. (Pécs)
MESINGER, F. (Beograd)	ZAHARIJEV, V. (Sofia)

Elnök – Chairman of the Editorial Board:

MÉSZÁROS ERNŐ (Budapest)

Szerkesztő – Editor:

SZEPESINÉ LŐRINCZ ANNA (Budapest)

Szerkesztőség: 1525 Budapest, Postafiók 38

Előfizetés: 1 évre 300 Ft. Megrendelhető: Az Országos Meteorológiai Szolgálat Pénzügyi Osztályán
1024 Budapest, Kitaibel Pál utca 1. Levélcím: 1525 Budapest, Pf. 38 Megjelenik kéthavonként.

Egyes szám ára: 50 Ft

Editorial Office: H – 1525 Budapest P. O. B. 38. This journal, published bimonthly can be purchased
from the distributor: KULTURA, H – 1389 Budapest, P. O. B. 149
The actual subscription rate is determined by the distributor

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 91. évf. 6. szám, 1987. november – december
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 91, No 6, Nov – Dec 1987, Budapest

Spatial variability of pollutants in the snow cover over the USSR territory

T. V. BELIKOVA, V. N. VASILENKO, I. F. DLIKMAN, I. M. NAZAROV, M. M. NOVIKOV,
A. N. PEGOEV and SH. D. FRIDMAN, *Fedorov Institute of Applied Geophysics, 206 Glebovskaya str.*
107258 Moscow, USSR

A hótakaró szennyezettségének térbeli változékonysága a Szovjetunióban. A szovjet kutatók a hótakaró szennyezettségét a következő anyagokra tanulmányozták: 27 elem (elsősorban fémek) szulfát, nitrát és ammónium ionok; policiklikus aromás szénhidrogének (PAH). A kapott adatokat matematikai-statisztikai módszerekkel analizálták. A csoportokra a mért koncentrációk térbeli eloszlásának felhasználásával faktoranalízist végeztek. A szennyezőanyagok többségénél az első faktor túlkörözi a változékonyság jelentős részét. Az analízis lehetővé teszi a hasonló változékonyságú szennyezőanyagok elkülönítését. Szerzők megállapították, hogy a 27 elemből 20, míg az 5 PAH-ból 4 hasonló változékonyságú. A második faktor a szennyezőanyagok kisebb csoportjai változékonyságának speciális tulajdonságait jellemzi. Az egyes csoportokban levő szennyezőanyagok kibocsátási és terjedési tulajdonságai a feltételezések szerint hasonló természetűek. A szerzők a szennyeződések eloszlásának térbeli autokorrelációs függvényét is meghatározták. Fémekre, szulfátokra, nitrátokra és ammóniumra a korrelációs sugár megközelítőleg 1000 km. Szulfát és ammónium esetén a 100 – 150 km-re korrelációs sugarú inhomogenitás is jelentős. Policiklikus aromás szénhidrogéneknél a kis skálájú inhomogenitások dominálnak, amelyeket a jelenlegi állomássűrűséggel nem lehet részletesen jellemezni. A tanulmány a hőszennyeződés regionális léptékű inhomogenitásainak és a megfigyelési hálózat sűrűségének tárgyalásával zárul.

*

Spatial variability of pollutants in the snow cover over the USSR territory. Three groups of data on snow cover pollutants over the USSR territory are analyzed by means of mathematical statistics. 1. 27 elements, principally metals; 2. sulfate, nitrate and ammonium ions; 3. polycyclic aromatic hydrocarbons (PAH). The factor models are constructed based on the pollutants' density measurement results of each group. The first factor reflects the coordinated and correlated variability of the majority of pollutants. The groups of similar variability are singled out independently (magnesium, molybdenum, iron, titanium – as a whole 20 elements out of 27, 4 PAH out of 5). The second factor reflects the specific nature of variability of small groups of pollutants. The sources and transport characteristics of the pollutants incorporated into the groups are supposed to be of similar nature. The autocorrelation functions of the pollution density are built versus the range between the observation points. For metals, sulfates, nitrates, ammonium the radius of correlation is approximately 1000 km. Furthermore, in the case of sulfates and ammonium, the irregularity with a correlation radius 100 – 150 km is of appreciable importance. In the case of PAH small sized irregularities dominate, and they failed to be specified with the presentday network density. Conclusions are made on the role the local and regional scales play in the snow pollution irregularities as well as on the required density of the observational network.

The extent of the spatial irregularities in the snow cover polluted with sulfates, nitrates, ammonium ions, metals and PAH was analyzed based on *Belikova et al.* (1986) network control data with the help of mathematical statistics.

Similar research works for the USSR territory were confined to sulfates (*Belikova et al.*, 1986; *Vasilenko et al.* 1986).

The sampling characteristics and physicochemical methods for analysing nitrate, sulfate and ammonium ion content were discussed in papers by *Vasilenko et al.* (1982), *Vasilenko et al.* (1986) and in *Guidelines on Atmospheric Pollution Control* (1979). PAH concentrations in snow samples were measured by high performance liquid chromatography. Metals were detected by atomic-emission analysis with high-temperature argon plasma found inductively (*Zhigalovskaya et al.*, 1982)

Observed snow cover pollution levels over large-size areas can be considered as two-dimensional fields of random values. Regular changes of pollution levels in space are subject to occasional deviations related to sample analysis errors, inaccurate measurements of related values as well as the effect of accidental uncontrolled factors which affect the emission, transport, deposition and pollutant transformation. The objective to recognize regular changes against a background of random variations is obvious. Other problems associated with processing data on large-scale pollution, which are solved with mathematical statistics, are the reasonable reduction of information, the compact data presentation, the selection of the most important parameters, as well as the determination of characteristics of the observation network density (*Vasilenko et al.*, 1982; *Vasilenko et al.*, 1986; *Belikova et al.*, 1986).

The snow pollution fields were analyzed with autocorrelation functions and factor reflection. When calculating autocorrelation functions various pairs of observation points are formed. The spacing of the points is calculated for each pair. The spacing is graded. For pairs referred to one spacing gradation the correlation coefficient is estimated between measured values in points of the pair. Space dependence of the correlation coefficient is the scalar field autocorrelation function.

The form of the function reflects the sizes of spatial irregularities in the specified field.

For many fields, including pollution fields, autocorrelation functions are positive at small spacings. The correlation level is determined by analytical errors, by representativity of data at a point, and by the extent of irregularity within a correlation radius, which is less than the mean spacing between the points. At some distance the autocorrelation functions approach zero and become negative. The distance at which the zero occurs is called the correlation radius. It corresponds to the size of the prevailing irregularities. At a long distance the autocorrelation function can be negative, which is characteristic of the fields formed by the random flux distribution.

These autocorrelation functions make it possible to formulate semi-quantitative requirements for the observation network density. To reflect adequately the variability of a field with a certain range (a mean spacing between the sampling sites) in accordance with the Kotelnikov theorem, not less than two observation points are needed for the range considered. At the same time it is useful to smooth irregularities of a smaller size. Additional sampling stations should be established. Every autocorrelation value is calculated with an error. Therefore, it is suitable to use smoothed functions when adjoining points' values are averaged.

Data on snow pollution by several substances are difficult to review and are very complicated. This difficulty can be overcome with factor analysis. The correlation matrix and pair correlation coefficients of all parameters observed are calculated first. The values allow judgement about the parameter interrelations. The factor analysis makes it possible to present the specified values as linear combinations of some factors without intercorrelation. The coefficients of factor reflection indicate what variables are in maximum agreement with factors. The first factor describes the highest extent of variability of the parameters, the second factor describes the maximum degree of residue of the first factor, etc. 2–3 factors often describe 80–90 per cent of the variability in snow polluted by 10–20 pollutants. The dispersion fraction of any variable, described by singled-out factors, is called the similarity (*Q*).

The factors can be calculated based on the specified variables. The coefficients used for calculating factors reflect the variability of the specified values. Based on the factor reflection one can objectively separate the specified variables into groups with similar variability over the territory.

The data obtained on snow cover polluted by 27 elements at 221 stations for 1983–84, by sulfates, nitrates and ammonium ions at 766 stations for 1985–1986, and by polycyclic aromatic hydrocarbons (PAH) at 286 stations for 1984–1985 were processed by the correlation and factor analysis method.

TABLE I

Ranking of 27 elements according to their concentration contribution to the three main factors A₁, A₂ and A₃ and according to the similarity value Q

No.	A ₁	A ₂	A ₃	Q
1	Mg 0.992	Sb 0.708	Cr -0.489	Mg 0.987
2	Mo 0.988	Cu 0.623	B 0.477	Ga 0.981
3	Ga 0.986	B 0.464	Zn -0.443	Mo 0.978
4	S 0.985	Zn 0.461	Cu -0.433	S 0.974
5	Be 0.981	Cr 0.370	Pb 0.378	Be 0.973
6	Fe 0.970	Sr 0.163	Sn 0.274	Fe 0.962
7	Ti 0.967	Ca 0.134	Sb 0.230	Ti 0.957
8	As 0.963	Ti -0.123	Sr 0.140	As 0.942
9	Ni 0.962	Co -0.123	Se 0.115	Cs 0.941
10	Co 0.958	Fe -0.11	Bi -0.106	Ni 0.929
11	Pb 0.955	W -0.103	Be 0.0958	W 0.924
12	W 0.954	As -0.092	Co 0.0852	Se 0.922
13	Se 0.952	Sn -0.083	Ti 0.0830	Mn 0.892
14	Mn 0.944	Ga -0.078	Ca -0.078	K 0.886
15	K 0.939	P 0.077	P -0.075	Ca 0.856
16	Ca 0.912	Pb -0.061	Fe 0.07	Al 0.791
17	Al 0.889	Ni -0.052	As 0.07	V 0.764
18	V 0.873	Be 0.058	K -0.062	Cu 0.715
19	P 0.836	Mo -0.045	S 0.058	P 0.711
20	Bi 0.821	Se -0.043	W 0.057	Bi 0.685
21	Sr 0.588	K -0.03	Ga 0.054	Cr 0.655
22	Cr 0.527	Mn 0.031	V 0.041	Sb 0.557
23	Cu 0.364	S -0.03	Mg -0.03	B 0.442
24	Sn 0.161	Bi 0.025	Ni -0.021	Zn 0.412
25	Sb 0.0695	Al -0.027	Al 0.017	Sr 0.393
26	Zn 0.051	V 0.026	Mn -0.012	Pb 0.156
27	B 0.0067	Mg -0.007	Mo 0.007	Sn 0.108
				20.493

TABLE II

Correlation coefficients of the element

	Al	As	B	Be	Bi	Ca	Co	Cr	Cu	Fe	Ga	K	Mg	Mn	Mo	Ni	P	Pb	S	Sb	Se	Sn	Sr	Ti	V	W	Zn	
Al	1.00																											
As	0.88	1.00																										
B	0.02	0.01	1.00																									
Be	0.87	0.98	0.02	1.00																								
Bi	0.61	0.69	0.04	0.76	1.00																							
Ca	0.75	0.79	0.04	0.86	0.88	1.00																						
Co	0.86	1.00	0.00	0.97	0.70	0.79	1.00																					
Cr	0.46	0.49	0.01	0.45	0.39	0.51	0.46	1.00																				
Cu	0.30	0.33	0.02	0.30	0.26	0.35	0.30	0.71	1.00																			
Fe	0.86	1.00	0.01	0.98	0.73	0.82	1.00	0.47	0.30	1.00																		
Ga	0.86	0.99	0.00	0.99	0.78	0.86	0.98	0.48	0.32	0.99	1.00																	
K	0.91	0.86	0.00	0.89	0.83	0.88	0.85	0.50	0.34	0.87	0.90	1.00																
Mg	0.88	0.96	0.01	0.87	0.84	0.90	0.96	0.57	0.38	0.97	0.98	0.94	1.00															
Mn	0.80	0.85	0.04	0.92	0.86	0.94	0.84	0.48	0.32	0.88	0.92	0.91	0.93	1.00														
Mo	0.89	0.95	0.02	0.97	0.80	0.90	0.94	0.48	0.31	0.96	0.97	0.94	0.98	0.94	1.00													
Ni	0.85	0.95	0.01	0.94	0.75	0.84	0.95	0.52	0.37	0.95	0.96	0.88	0.96	0.87	0.95	1.00												
P	0.67	0.69	0.05	0.78	0.86	0.90	0.68	0.35	0.24	0.72	0.77	0.83	0.80	0.90	0.82	0.76	1.00											
Pb	0.08	0.10	0.03	0.92	0.06	0.06	0.10	0.05	0.35	0.10	0.10	0.07	0.09	0.08	0.09	0.10	0.49	1.00										
S	0.86	0.96	0.03	0.99	0.80	0.88	0.96	0.49	0.33	0.98	0.99	0.90	0.98	0.95	0.97	0.94	0.81	0.10	1.00									
Sb	0.09	0.03	0.25	0.08	0.00	0.12	0.00	0.03	0.30	0.01	0.02	0.07	0.04	0.06	0.06	0.00	0.07	0.02	0.06	1.00								
Se	0.87	0.98	0.03	0.96	0.67	0.79	0.97	0.46	0.30	0.97	0.96	0.85	0.94	0.85	0.94	0.93	0.98	0.10	0.95	0.11	1.00							
Sn	0.12	0.15	0.02	0.15	0.12	0.13	0.15	0.08	0.04	0.16	0.16	0.14	0.16	0.14	0.15	0.16	0.11	0.00	0.15	0.02	0.15	1.00						
Sr	0.47	0.45	0.03	0.51	0.60	0.67	0.44	0.24	0.17	0.46	0.50	0.59	0.55	0.57	0.58	0.55	0.82	0.02	0.51	0.14	0.48	0.07	1.00					
Ti	0.87	0.99	0.02	0.98	0.71	0.80	1.00	0.45	0.29	1.00	0.98	0.86	0.96	0.86	0.96	0.95	0.70	0.10	0.97	0.02	0.97	0.15	0.46	1.00				
V	0.86	0.85	0.02	0.84	0.61	0.77	0.84	0.41	0.27	0.83	0.84	0.85	0.86	0.76	0.91	0.85	0.67	0.07	0.81	0.19	0.88	0.13	0.56	0.86	1.00			
W	0.77	0.93	0.00	0.97	0.81	0.88	0.93	0.43	0.27	0.95	0.97	0.85	0.94	0.94	0.94	0.91	0.81	0.09	0.97	0.02	0.90	0.15	0.48	0.94	0.74	1.00		
Zn	0.03	0.03	0.15	0.06	0.05	0.09	0.02	0.03	0.10	0.02	0.05	0.05	0.03	0.07	0.03	0.02	0.05	0.02	0.06	0.18	0.04	0.00	0.02	0.02	0.02	0.01	0.05	1.00

Tables I and II provide, respectively, the coefficients of factor reflection for the three factors and the correlation matrix for 27 elements. It is seen that the first factor accounts for much of the variability of 20 constituents (Mg, Mo, Ga, S, Be, Fe, Ti, As, Ni, Co, Pb, W, Se, Mn, K, Ca, Al, V, P and Bi) out of 27 under investigation.

Their close relation is confirmed by the high correlation coefficient of the variables. In this case the first factor can be supposed to reflect the variability in the element concentrations which are related to pollutant emissions from such widespread sources as soil weathering (Al, Fe, Mn, K), coal and oil (Ni, V, As), gasoline (Pb) and wood combustion. The first group is represented by elements whose concentrations in the snow cover change in a similar way. So, the coefficients of correlation between magnesium and 12 other elements exceed 94 per cent. It means that when analyzing the content of one of the elements the quantitative estimate of other elements can be obtained with the help of the correlation relationship (regression). The errors of the estimates exceed substantially the direct analysis errors, although they allow one to evaluate the pollution distribution over the territory, and selects areas where the snow samples should be thoroughly studied. So, the correlation relationships make it possible to reduce the analytical volume of the work without significant loss of information.

The remaining 7 elements Sr, Cr, Cu, Sn, Sb, Zn and B comprise group two. The concentrations of these elements change in a different way and that is demonstrated by their high contribution to the second factor. Inside this group of elements the correlation coefficients are much lower ($R < 0.7$). The irregular

TABLE III

Ranking of 5 PAH according to their concentration contribution to three main factors A_1 , A_2 and A_3 and to the similarity value Q

A_1		A_2		A_3		Q	
Benzo(a) pyrene	0.985	Benzo(ghi) perylene	0.72	Chryzen	-0.35	Chryzen	1.00
Perylene	0.981	Benzo(e) pyrene	-0.18	Benzo (e) pyrene	0.21	Benzo(a) pyrene	0.997
Benzo(e) pyrene	0.952	Perylene	-0.14	Perylene	0.09	Benzo(e) pyrene	0.994
Chryzen	0.930	Benzo(a) pyrene	-0.11	Benzo(ghi) perylene	0.04	Perylene	0.989
Benzo(ghi) perylene	0.686	Chryzen	-0.069	Benzo(a) pyrene	0.009	Benzo(ghi) perylene	0.982
							4.962

TABLE IV

Correlation coefficients of 5 PAH

PAH	Chryzen	Benzo(a)pyrene	Benzo(e)pyrene	Perylene	Benzo(ghi)perylene
Chryzen		0.91	0.82	0.89	0.57
Benzo(a)pyrene		.	0.95	0.98	0.59
Benzo(e)pyrene		.	.	0.98	0.53
Perylene		.	.	.	0.57

variability of elements of group two can be explained by specific local emission sources (garbage combustion in the open air, ferrous and non-ferrous metallurgy production). The specific variability, in particular, of zinc and strontium could be induced by the loss of the soluble fractions when doing the primary processing of the samples.

For PAHs the factor model and correlation coefficients are shown in *Tables III* and *IV*, respectively.

High correlation coefficients between four compounds (chrysene, benzo(a)-pyrene, benzo(e)pyrene and perylene) are observed in the PAH group ($R \approx 0.8$). The correlation between benzo(ghi)perylene and the other PAH is much lower ($R = 0.5 \div 0.6$).

TABLE V

Ranking of sulfate, nitrate and ammonium ions according to their concentration contribution to two main factors and to similarity value Q

A ₁		A ₂		Q
NH ₄ ⁺	0.818	NO ₃ ⁻	0.811	NO ₃ ⁻ 0.997
SO ₄ ²⁻	0.795	SO ₄ ²⁻	-0.349	SO ₄ ²⁻ 0.755
NO ₃ ⁻	0.581	NH ₄ ⁺	-0.237	NH ₄ ⁺ 0.726

TABLE VI

Sulfate, nitrates and ammonium ion correlation coefficients

Ions	Sulfate	Nitrate	Ammonium ions
Sulfate	.	0.21	0.47
Nitrate	.	.	0.25

It follows from the magnitude analysis of the factor reflection coefficients that the correlation between the 4 variables (chrysene, benzo(a)pyrene, benzo(e)-pyrene, perylene) and the first factor are strong. The correlation between benzo(ghi)perylene and the first factor is somewhat weaker.

One can suppose that the close relationship between PAH and the first factor means similar sources in bulk precipitation at least of four PAH. The high correlation coefficients between these compounds are indicative of a constant relationship of PAH in the snow cover irrespective of their absolute snow concentration. The second factor reflects the absolute variability of benzo(ghi)perylene relative to the other four variables. When the benzo(ghi)perylene contribution to the emissions from local sources (transport, petroleum transport) exceeds that of benzo(a)pyrene and other PAH (*Sawicki*, 1972) and scavenging parameters are different for different species the behaviour of benzo(ghi)perylene can be different from place to place. It is known that the scavenging coefficient for the benzo(ghi)perylene is 15–45% higher compared with the other compounds of this class (*Ligocki et al.*, 1986). Furthermore, benzo(ghi)pyrene differs from other PAHs in particle size distribution when undergoing transport. These peculiarities determine its behaviour which differs from other PAHs.

As is seen from the third factor model analysis for sulfate, nitrate and ammonium ion concentrations (*Table V*) the load on the first factor for the ammonium and sulfate ion concentrations is high, while for the nitrate it is much lower. The nitrate concentration correlates well with the second factor. On the other hand, as *Table VI* shows, the nitrate concentration does not correlate with sulfate and ammonium ion concentrations.

The autocorrelation function of magnesium, as one of the most characteristic elements in the snowpack, is given for metals (*Fig. 1*) in the first group. The correlation radius (R_k) is 650 km, while the residual correlation coefficient (ρ_0) has a value of 0.3 (see *Table VII*, which also contains these parameters for other species).

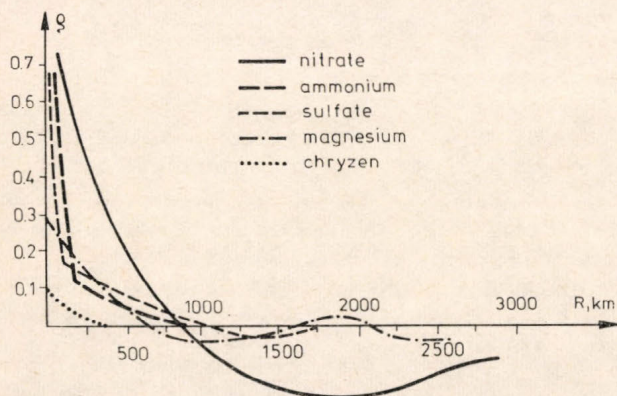


Fig. 1: Autocorrelation functions of pollutant concentrations in snow cover

TABLE VII

The correlation radius R_k (km) and residual correlation coefficient (ρ_0) values for the autocorrelation functions of the snow pollutant concentrations

Pollutant	ρ_0	R_k
Sulfates	0.6	175
Nitrates	0.1	1000
Ammonium ions	0.8	850
Magnesium	0.6	150
Chrysenes	0.2	1100
Magnesium	0.3	650
Chrysenes	0.1	400
Benzo(ghi)perylene, Perylene, Benzo(a)pyrene, Benzo(e)pyrene	0	50

Elements of group two differ in correlation radii. For example, for boron $R = 100$ km, $\rho_0 = 0.6$; for copper $R = 500$ km, $\rho_0 = 0.1$; for stibium $R = 1500$ km, $\rho_0 = 0.4$. The nature of the spatial variability of elements of this group confirms the presence of particular sources or particular pollutant transport mechanisms.

As is shown from *Fig. 1*, the sulfate concentration autocorrelation function makes it possible to single out two characteristic sizes of irregularities with radii

175 km ($\rho_0 = 0.6$) and 1000 km ($\rho_0 = 0.2$). These are intermediate values for the correlation measured earlier for the USSR European territory ($R = 250$ km) and the USSR Asian territory ($R = 120$ km) (Vasilenko et al., 1986).

The nitrate correlation radius is 850 km. Two correlation radii – 150 km and 1000 km – are taken for ammonium ions. This supposes the presence of pollution spots of two sizes: a radius of 150 km for local dispersion, and that of 1000 km for the longrange transport.

The spatial irregularity size for chryzene is 400 km. The residual correlation coefficient is 0.1. The autocorrelation function of benzo(a)pyrene, benzo(e)pyrene, perylene and benzo(ghi)perylene is zero. This means that the variability at small distances with a correlation radius under 50 km is of major importance for the fields under study. It is noteworthy that the snow water content correlation radius is 1200–1500 km. Unlike the given sulfate characteristics, PAHs have small-size irregularities with no relations between wet deposition and precipitation. All this is indicative of a relationship between PAH deposition and large-size particles ($> 5 \mu\text{m}$), which deposit near sources. The situation is confirmed by the data obtained on PAH particle size distribution (Katz and Pierce, 1976).

Based on spatial irregularity sizes, the required snowsurvey network density can be assessed. A network of density 1–4 stations per 1 million km^2 is sufficient for observing background concentration level of sulfates and ammonium ions; 1–4 stations per 700 thousand km^2 – for nitrates, and 1 station per 400 thousand km^2 – for majority of metals. A network of density 1 station per 20 thousand km^2 is required to observe the local sulfate and ammonium ion concentration levels.

When monitoring PAH class compounds in the case of chryzene it is enough to have a density of 1 station per 150 thousand km^2 , in the case of benzo(a)pyrene, benzo(e)pyrene, perylene and benzo(ghi)perylene a network should be still denser.

Let us summarize the results of the statistical analysis of the snow cover pollution fields. According to correlation radii two characteristic sizes of irregularities are singled out, which correspond to the local (100...200 km) and regional (500...1000 km) scales of the tropospheric pollutant transport. Small-scale irregularities are characteristic for benzo(a)pyrene and other PAH pollution in snow. Large-scale irregularities determine the variability of sulfate and nitrate pollution.

The factor analysis of the snow pollution variability demonstrated the similar variability in the concentrations of the major elements. The groups of elements are singled out independently. They change almost proportionally from point to point. Such are 20 elements out of 27, which were analyzed with a spectral analysis method, and the PAH group excepting benzo(ghi)perylene. Only a portion of these elements can be determined. The rest are estimated with correlation relationships. This makes it possible to reduce the volume of the analytical work almost without information loss. The picture of the correlated variability of some pollution is attributed to the similarity of sources, transport and deposition processes. At the same time elements are singled out which are characterized by the irregular variability. These are, for example, lead, tin, stibium or benzo(ghi)perylene. This is indicative of the specific nature of their source, and specific conditions of transport and deposition; sometimes it may be indicative of measurement errors.

REFERENCES

- Belikova, T., Vasilenko, V., Nazarov, I., Pegoev, A. and Fridman, Sh.*, 1986: Monitoring of background pollution of snow cover over the territory of USSR (in Russian). In *Problems of background monitoring of the state of natural environment* (Vol. 4) 56–67. Gidrometeoizdat, Leningrad.
- Guidelines on Atmospheric Pollution Control* (in Russian), 1979: Gidrometeoizdat, Leningrad.
- Katz, M. and Pierce, R. C.*, 1976: Quantitative distribution of polynuclear aromatic hydrocarbons in relation to particle size of urban particulates. *Carcinogenesis* (ed.: R. Freudental and P. Jones, Vol. I.), Raven Press, New York, 413–428.
- Ligocki, M. P., Leuenberger, C. and Pankow, J. F.*, 1986: Trace organic compounds in rain. – III. Particle scavenging of neutral organic compounds. *Atmospheric Environment* 19, 1619–1626.
- Sawicki, E.*, 1972: Analysis of airborne particulate hydrocarbons: their relative proportions as affected by different types of pollution. *National Cancer Institute Monography* 9, 201–218.
- Vasilenko, V., Pegoev, A. and Fridman, Sh.*, 1982: Factor analysis of the variability of the metal pollution of snow cover near a metal smelter (in Russian). *Trudy IPG* (Reports of the Institute of Applied Geophysics) 41, 30–35.
- Vasilenko, V., Nazarov, I., Pegoev, A. and Fridman, Sh.*, 1986: Analysis of the spatial irregularity of the pollution in snow cover (in Russian). In *Problems of background monitoring of the state of natural environment* (Vol. 4), 68–74. Gidrometeoizdat, Leningrad.
- Zhigalovskaya, T. N., Novikov, M. M. and Mirolyubov, V. E.*, 1982: Application of emission spectrometry in the control of the environment (in Russian). *Informational Review. Series: Control of the pollution of natural environment* (in Russian), 4, 61.
-

IDÓJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 91. évf. 6. szám, 1987. november – december
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 91, No 6. Nov – Dec 1987, Budapest

An objective decision procedure for prediction of maximum wind gusts associated with Cumulonimbus clouds*

I. BARTHA, Storm Warning Observatory, H-8601 Siófok, P. O. B. 80

Objektív döntési eljárás a zivatarfelhőket kísérő maximális széllelkések előrejelzésére. A tanulmány egy döntési modellt mutat be a zivatarfelhőket kísérő maximális széllelkés (V_{\max}) becsülésére. A vizsgálat célja a balatoni viharokra vonatkozó riasztások objektív alapra helyezése. A korábban végzett hazai vizsgálatok folytatásaként olyan nowcasting eljárást fejlesztettünk ki, melynek a segítségével egy-egy mérvadó radarmérést követően megbecsülhető, hogy a zivatarfelhőket kísérő maximális széllelkések a viharjelzési szempontból számításba jövő három szélkategória ($V_{\max} < 12$; $12 \leq V_{\max} \leq 17$; $V_{\max} > 17$ m/s) közül melyikhez tartoznak. A becsüléshez felhasznált paraméterek egyedi kapcsolatba hozhatók a zivatarfelhő alatt szétterülő hideg levegőben a talajon fellépő maximális széllelkéssel. A feltételezett kapcsolatokat regresszió-analízissel vizsgáltuk az 1982–83. évek május 1. és szeptember 30. közötti időszakból gyűjtött radar, aerológiai és szinoptikus megfigyelési adatok alapján. Az objektív döntési eljárással, a zivatarfelhőket kísérő maximális széllelkések előrejelzése, illetve megítélése rendszeres (pl. óránkénti) vagy időszakos radarinformációk birtokában folyamatosan végezhető. A módszert, a szentgotthárdi/farkasfai radar méréseinek a felhasználásával, független döntési eseteken, jó eredménnyel teszteltük.

*

An objective decision procedure for prediction of maximum wind gusts associated with Cumulonimbus clouds. A decision model for estimation of the maximum wind gusts (V_{\max}) associated with Cb-clouds is demonstrated in the study. This provides an objective foundation for the storm warning services at Lake Balaton. As a continuation of previous national investigations, a nowcasting decision procedure has been developed to estimate the maximum wind gusts associated with Cb-clouds by categories ($V_{\max} < 12$; $12 \leq V_{\max} \leq 17$; $V_{\max} > 17$ m/s) for various stages of warnings (no warning; alert; storm warning) following each radar observation. The parameters used for the estimation can be brought into individual connection with the maximum wind gusts induced by cold air spreading out at the surface under a Cb-cloud. The supposed relationships were studied with regression analysis using weather radar observations, upper-air and synoptic observational data collected in 1982 and 1983 during the periods from May to September. With the help of the objective decision procedure, the prediction of the maximum wind gusts with Cb-clouds can be carried out continuously on the basis of systematic (e.g. hourly) or ad hoc radar observations. The method was tested for independent decision samples using the observational data of the Szentgotthárd/Farkasfa weather radar station in the Transdanubian region of Hungary. The results are promising.

*

Introduction. In wind forecasting, one of the most difficult tasks is to predict the numerical measures in wind strengthening in association with Cb-clouds, as they may link to different synoptic situations. This problem is manifested especially in the practice of the Storm Warning Service at Lake Balaton when alert

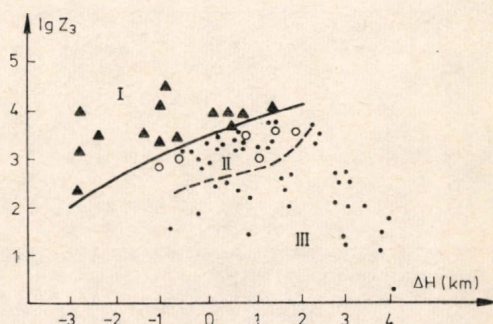
* The study is related to researches (AKA) sponsored by the Hungarian Academy of Sciences

shall be issued if a rapid increase of wind is expected to get gusts of 12 m/s. In such cases, warning is important in respect to protection of life and property. Even more, failing to predict squalls of more than 17 m/s (storm warning) may result serious consequences. This kind of wind gusts may occur even in cases of local thunderstorms, too (Böjti, 1979).

A review of the relevant literature

Fawbush and Miller in 1954 worked out a simple method for the predication of maximum wind velocities associated with non-frontal thunderstorms. This method is based on the idea of Brancato (1942) that there is a close relationship between the temperature decrease induced by thunderstorms and the maximum wind velocities at the surface.

Fig. 1: Diagram for the estimation of squall on the basis of radar and upper-air synoptic data. (After Brüljov and Nizdojminoga, 1977). Legend: I = more than 20 m/s, II = 15–20 m/s, III = fewer than 15 m/s



Applicable methods to the predication of squall-lines and maximum wind velocities with Cb-clouds have already been developed in Hungary, too. These methods are well known after Bodolai et al. (1967), Bodolainé Jakus E. and Götz (1963), Götz (1963), Ambrózy and Tünczer (1963). The above-mentioned works originating from the era before the establishment of weather radar observations in our service were summed up in a German language publication (Götz, 1966).

From the beginning of the 70's radar information has been increasingly introduced in the operational practice of the storm warning services at Lake Balaton. Fact-finding of Cb-clouds and qualitative estimation of wind gusts associated with Cb-clouds have been completed by radar data. In connection with this, the question of a more effective use of radar data has been raised in order to make the storm warnings (i. e. the very short range forecast for 1 to 3 hours ahead) more accurate and to eliminate over-estimations in storm warnings.

In the 70's, Soviet scientists, Brüljov and Nizdojminoga (1977) worked out an empirical relationship for the estimation of squalls connected to thunderstorms on the basis of weather radar and upper-air synoptic data. This is based on the relationship between the decimal logarithm ($\lg Z_3$) of the reflectivity factor (Z_3) measured at a height of 2–2.5 km above the 0 °C level and the measure of penetration ($\Delta H = H_{\text{trop}} - H_{\text{max}}$) into the tropopause of Cb-clouds (see Fig. 1). On the basis of this diagram, squalls of 20 m/s or more in connection with Cb-clouds can be estimated well, it is not the case, however, for gusts of 15–20 m/s

In the 60's and 70's, American scientists (Donaldson, 1960; Darrak, 1978) also dealt with the question of penetration into the tropopause of Cb-clouds

producing severe weather conditions at the ground surface. *Darrah* (1978) investigated 220 wind-storm events ($V_{\max} \geq 25$ m/s) and he came to the conclusion, during the analysis of data, that the measure of penetration (ΔH) into the tropopause of Cb-clouds was a significant indicator of severe thunderstorms, this criterion for itself, however was not applicable to alerting and warning purposes in the whole country and every season of the year, thus still other data are also necessary to consider properly severity of (thunder)storms.

In our practice, from the point of view of danger, thunderstorms are estimated by a complex radar criterion (*Kapovits*, 1981, 1984). The so-called Y-criterion considers the features of the vertical structure of Cb-echoes. The maximum height (H_{\max}) of the echo, multiplied by the logarithm ($\lg Z_3$) of the reflectivity factor (Z_3) measured at a height of 2–2.5 km above the 0 °C level makes the Y-criterion (*Brüljov* and *Nizdojminoga*, 1977).

Data used as the starting point for investigation

From the point of view of storm warning, those radar parameters are important that can be related to the maximum wind gusts (V_{\max}) induced by the cold air spreading out at the ground surface under a Cb-cloud. For the purpose of our investigations, the following quantities were selected for parametrization

$$\{H_{\max}; \lg Z_{\max}; Y = H_{\max} \lg Z_{\max}; \Delta H = H_{\text{trop}} - H_{\max}\}$$

Statistically these parameters are characterizing the state of development of convective activity, thus providing their prognostic role; $\lg Z_{\max}$ is the decimal logarithm of the maximum reflectivity factor (Z_{\max}) measured at the maximum height (H_{\max}) of Cb-clouds in the region of Lake Balaton. H_{trop} means the lowest level of tropopause determined, on the basis of the steering flow, by the use of radiosoundings at 00 or 12 GMT in the upper-air synoptic stations around the Transdanubian region of Hungary (*Fig 2*).

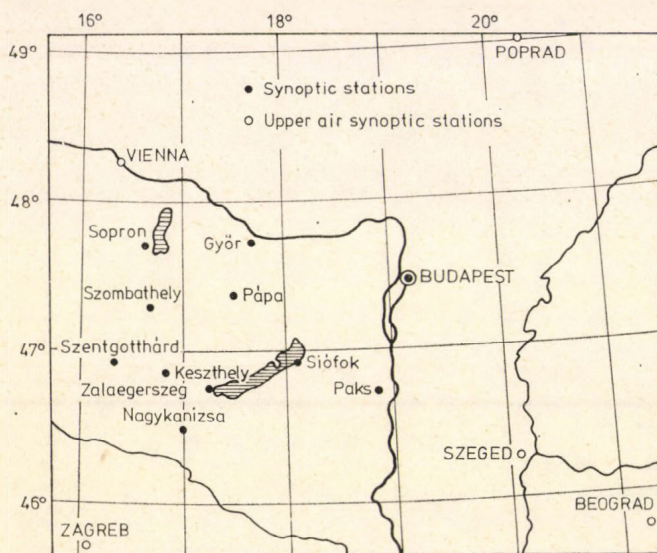


Fig. 2: Observational network for 11 principal surface synoptic stations within a radius of 150 kilometers from the weather radar station and 6 upper-air synoptic stations in the Transdanubian region of Hungary.

After reviewing the national and international meteorological literature and having made a pilot study, directed collection of data was started for the better use of the weather radar data (Bartha and Böjti, 1982). Radar observations, upper-air synoptic and synoptic data were collected during the development of Cb-clouds in the Transdanubian region during the storm warning season (from May to September) from 1982 to 1983 and analysed (Bartha, 1983).

The condition of using data was that reports from 3 or more stations out of the 11 principal surface synoptic stations in the region should have wind gusts of 7 m/s or stronger (Fig. 2). This way wind reports from the region of Lake Balaton, too (Siófok and Keszthely) were at our disposal in 85% of the $N = 126$ cases.

Methodology

As the first approach, the synoptic situations were disregarded and the change of the wind gusts associated with Cb-clouds was investigated in relation to the value of a radar parameter each. As a mathematical method, the regression function with two variables was used for modelling (Moroney, 1970). The used radar and upper-air synoptic parameters as well as their combinations

$$\{H_{\max}; \lg Z_{\max}; Y = H_{\max} \lg Z_{\max}; \Delta H = H_{\text{trop}} - H_{\max}\}$$

were chosen as independent variables. Then the values of the independent variables belonging to the critical values ($V_{\max} = 12$ and 17 m/s) of dependent variable (V_{\max}) were determined by exponential function providing the best approximation. In this way, the values of the radar and upper-air synoptic parameters provided the threshold of decision for warning stages (no warning; alert; storm warning) according to the proper wind categories (0-category: $V_{\max} < 12$; 1-category: $12 \leq V_{\max} \leq 17$; 2-category: $V_{\max} > 17$ m/s). With calculations, the standard deviation (S_y) of data as compared to regression curve and the correctness of $\pm 10\%$ for measuring of wind gusts were also taken into account (after Mezösi and Simon, 1981). After all, the correctness of -10% was considered in respect to protection of life and property.

Results and discussion

Using the results of regression analysis — see the investigations ranging from 1 to 4 in Table I — the following decision procedure was obtained:

Decision procedure (D)

- D_0 : There is no storm warning, if
 $\Delta H \geq 4.13$ and $\lg Z_{\max} \leq 1.5$ or $Y < 10.9$
- D_1 : There is storm warning (alert) of the first degree, if
 $0.19 \leq \Delta H$ and $\lg Z_{\max} < 3.3$
or
 $4.13 > \Delta H > 0.19$ and $\lg Z_{\max} > 0$
or
 $\Delta H \geq 4.13$ and $\lg Z_{\max} > 1.5$ or $10.9 \leq Y \leq 36.4$
- D_2 : There is storm warning of the second degree, if
 $0.19 \leq \Delta H$ and $\lg Z_{\max} \geq 3.3$ or $Y > 36.4$

TABLE I
Results of regression analysis

Regression analysis		Investigations				
		1	2	3	4	5
Independent variable	(x)	$\Delta H = \frac{H_{\text{trop}} - H_{\text{max}}}{\text{km}}$	$\lg Z_{\text{max}}$	$Y = H_{\text{max}} \lg Z_{\text{max}}$	$\lg Z_{\text{max}}$	$\Delta H^* = \frac{H_{\text{max}} - H}{\text{km}} - 22^\circ\text{C}$
Dependent variable	(y)	V_{max} m/s	V_{max} m/s	V_{max} m/s	H_{max} km	$Y = H_{\text{max}} \lg Z_{\text{max}}$
Number of (x:y)	(N)	126	126	83	126	126
Number of points providing regression relation	(n)	13	8	13	126	126
Correlation coefficient	(r)	-0,963	0.931	0.812	0,666	0.830
Significance level	(%)	0,1	0.1	0.1	0.1	0.1
Regression function providing the best approximation ($y = a \cdot e^{bx}$)						
Coefficientes of regression equation	a	15.71	7.29	8.51	5.11	11.78
	b	-0.099	0.224	0.014	0.233	0.220
Standard deviation compared to regression curve	(S_y)	1.58 m/s	1.83 m/s	1.77 m/s	2.11 km	—
Significant values belonging to the threshold of warning	$V_{\text{max}} = 12$	$\Delta H = 0.19$	$\lg Z_{\text{max}} = 1.5$	$Y = 10,9$	$H_{\text{max}} = 7.24$	$\Delta H^* = -0.34$
	$V_{\text{max}} = 17$	$\Delta H = 4.13$	$\lg Z_{\text{max}} = 3.3$	$Y = 36.4$	$H_{\text{max}} = 11.02$	$\Delta H^* = 5.13$

This *decision procedure* results in one of the decisions D_0 , D_1 or D_2 on the basis of the threshold values of penetration (ΔH) into the tropopause of the Cb-clouds, the decimal logarithm ($\lg Z_{\max}$) of the maximum reflectivity factor (Z_{\max}) and the so-called *Y-criterion* of severity. D_0 , D_1 and D_2 are the decisions according to 0-, 1- and 2-categories for warning stages in turn.

The decisions made by the above-mentioned procedure were controlled with the help of the starting-data set ($N = 126$ pairs of data). According to this investigation, 8.7% of the inadequate decisions was underestimation and 26.2% of them was overestimation. The underestimation with two categories of wind gusts (when the ones belonging to 2-category instead of 0-category appeared) did not occur. From the point of view of the decisions, without taking account of the actual synoptic situation, the values of accuracy for the categories of warning stages were 86% for 0-category, 53% for 1-category and 80% for 2-category. It can be established that the estimation of the wind gusts ($12 \leq V_{\max} \leq 17$ m/s) belonging to 1-category was unsatisfactory because the number of overestimations was significant. This latter establishment is in accordance with the results of *Brüljov and Nizdojminoga* (1977) too (see Fig. 1).

The mentioned inadequacy of the *decision procedure* could be corrected by considering the actual synoptic situation. It appeared that the events of underestimation had mostly belonged to cyclonic weather situations but those of overestimation had been attached to anticyclonic ones (see the results of *Table II*). On the basis of *Table II*, the careful analysis of the meso-synoptic weather situation at the Lake Balaton region revealed that the overestimation of wind gusts had belonged to the convergence zones (C) with significant moisture content and the pressure patterns (A) with „no gradient” ($\Delta p < 1$ hPa/100 km). The greatest mistake for the underestimation of wind gusts was made by neglecting the marked weather situations (cold front, instability line, convergence line) or the characteristic surface pressure patterns (e. g. K).

TABLE II

Synoptic interpretation for over- and underestimations according to the categories for warning stages (0-category: $V_{\max} < 12$; 1-category: $12 \leq V_{\max} \leq 17$; 2-category: $V_{\max} > 17$ m/s) concerning the maximum wind gusts (V_{\max}) associated with Cb-clouds, in case of using the decision procedure from the 2-year period 1982–1983 ($N = 126$ cases)

Weather situations	Estimations			
	Over –		Under –	
	one category	two categories	one category	two categories
	0 instead of 1 1 instead of 2	0 instead of 2	1 instead of 0 2 instead of 1	2 instead of 0
Macrosynoptic types by <i>Péczely</i> (1983)	Aw, AB, An, A Aw, An, A	Aw and An	Ae mCw, C, CMw	–
(Meso)synoptic situations after <i>Bartha</i> and <i>Böjti</i> (1982)	A, E, C, C	C with significant moisture content	slow-moving C+K H, I, H+I	–

Legend: A = surface pressure pattern with “no gradient” ($\Delta p < 1$ hPa/100 km); C = convergence, E = divergence; H = instability/squal-line; I = cold front; K = postfrontal gradient weather situation)

Development of decision procedure

Further correction was needed to use the presented *decision procedure* in practice. The development of the method was extended to making a decision based on the radar data combined with upper-air synoptic ones and taking account of the actual synoptic situation too.

As important overestimation can occur during the estimation for the wind gusts of 1-category ($12 \leq V_{\max} \leq 17$ m/s) without taking account of actual weather situation therefore the anticyclonic weather situations and the pressure patterns with „no gradient” under the conditions of significant moisture content were submitted to further examination.

According to physical interpretation, the height ($H_{-22^\circ\text{C}}$) of -22°C level within a Cb-cloud is near the level of ice formation. The high convection level (i. e. the growth of H_{\max}) and the strengthening of cold advection (i. e. the sinking of $H_{-22^\circ\text{C}}$) are favourable to the development of intensive and high Cb-clouds; otherwise the development of Cb-clouds will stop or begin to become weaker. For its verification, the relationship between the values of

$$\Delta H^* = H_{\max} - H_{-22^\circ\text{C}}$$

and those of Y-criterion ($Y = H_{\max} \lg Z_{\max}$) was investigated. The results were summarized by the 5th column of Table I. Using the results of this investigation, the threshold values of ΔH^* were calculated by taking account of the threshold ones of Y-criterion in accordance with the categories for warning stages. Using the threshold values of ΔH^* , a part of the decision events was managed to put among the decisions D_0 or D_2 within the decision D_1 . Namely, the previous decision D_1 changed into D_0

$$\text{if } \Delta H^* \leq -0.3, \text{ and into } D_2$$

$$\text{if } \Delta H^* \geq 5.2.$$

For this reason if the top of a Cb-cloud could not rise up the height ($H_{-22^\circ\text{C}}$) of -22°C level, i. e. the anticyclonic influence still (or already) was significant, the wind gusts did not become severe unless the weather situation changed for stormy at the same time. Using the threshold values of ΔH^* , the value of accuracy for decision D_1 progressed from 53% to 60% without taking account of the actual synoptic situation. Better correction was not managed to get with the other upper-air synoptic parameters (e. g. instability index, the height of 0°C level, vertical wind velocity) either.

The further examination tended towards considering the actual synoptic situation more exactly.

It is a well-known practical experience that the gusts of basic wind at the ground surface can increase the squalls associated with Cb-clouds. In order to take account of this influence, the actual and characteristic surface pressure pattern must be known where the development of Cb-clouds is carried out or expected. That is why the characteristic threshold values of the surface pressure gradients (Δp_i) belonging to various wind directions (SE, NW, SW and NW) were determined when the wind velocity at the surface can already become gusty (e. g. $V_{\max} \geq 7$ m/s) in the region of Lake Balaton. For this purpose, the simple linear relationships between the surface pressure gradient (Δp) and the wind velocity (V_s) were used (see *Fig. 3* after *Böjti*, 1979). Then the following task is to

estimate which category (0, 1 or 2) for warning stages can be put among the maximum wind gusts associated with Cb-clouds.

It is known after *Brancato* (1942) that there is a good relation between the measure of temperature decrease (e. g. the measured cooling rate (ΔT_t)) induced by thunderstorms and the maximum wind velocities associated with Cb-clouds at the surface. In Hungary, *Ambrózy* and *Tünczer* (1963) as well as *Götz* (1963) have already dealt with this problem before the establishment of weather radar observations in our service. They used the fact that the downdraught within a developed Cb-cloud started from near the height of 0 °C level. In the process of it, the

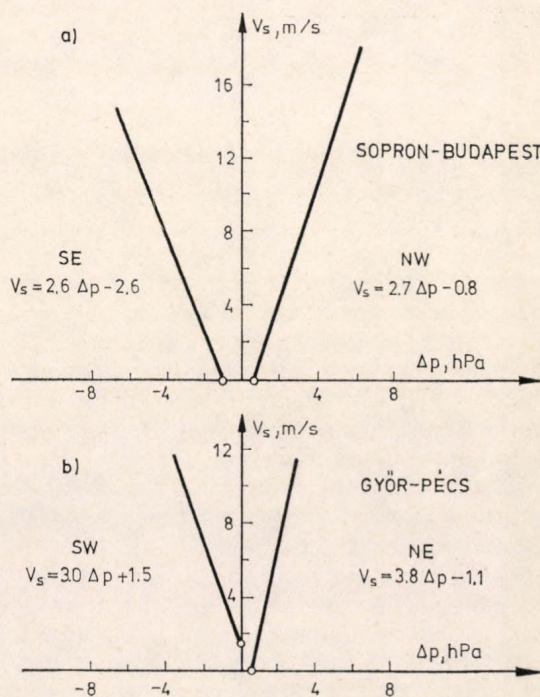


Fig. 3: Relationships of the pressure gradient (Δp) between Sopron and Budapest (a) as well as between Győr and Pécs (b) to the average wind speed (V_s) measured according to the wind directions (SE, NW, SW and NE) at Siófok (After Böjti, 1976)

cold air sinks and forms a downdraught which spreads out on encountering the ground to produce a gust front at its boundary with the ambient air and creates the localized, strong, cold winds, squall-lines and large direction changes, that are frequently associated with thunderstorms. The temperature decrease caused by thunderstorm can be estimated by taking down the air-particle along the wet-adiabat from the 0 °C level on the curve of state constructed at the time of the maximum surface temperature to the surface pressure (1000 hPa). If this wet-bulb potential temperature (Θ_{wo}) is deducted from the forecasted maximum temperature (T_{max}^{prog}) the expected maximum thunderstorm temperature decrease (ΔT_{max}) is obtained.

This method provides a true estimation for the maximum wind gusts in that case only if the development of thunderstorms can still run to an extreme before the maximum rise in daily temperature or near its time; otherwise the values of maximum wind gust are overestimated. The longer the phase for the genesis and development of thunderstorm ahead of the time of the maximum rise in daily temperature the larger the overestimation. In this way, the source of main

error is to neglect the daily course of temperature. In order to make nowcasting decisions, it is more practical to calculate the probable cooling rate (ΔT) from actual temperature (T_{akt}) taking account of the relation of rate $\Delta T = T_{akt} - \Theta_{wo}$ to the value of ΔT_{max} .

If the thunderstorms appear before the time (t_{Tmax}) of daily maximum temperature the warning stage can be estimated by the probable maximum decrease

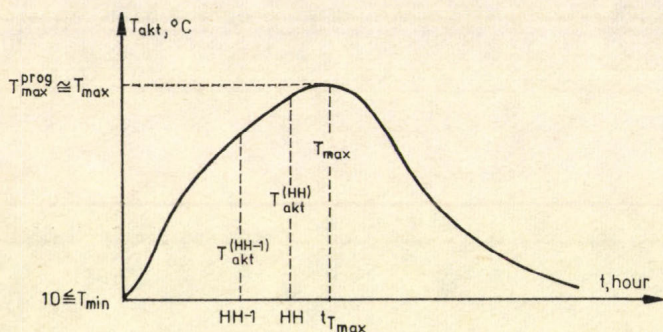


Fig. 4: Favourable $T_{akt}^{(HH)} \geq T_{akt}^{(HH-1)}$ and unfavourable $T_{akt}^{(HH)} < T_{akt}^{(HH-1)}$ conditions of strengthening of the wind gusts associated with Cb-clouds induced by convective activity as a function of the daily course of temperature

(ΔT_{max}) in temperature; otherwise the cooling rate (ΔT) calculated by actual temperature gives the proper warning stage. The favourable and unfavourable conditions between the actual (T_{akt}) and the daily maximum temperatures ($T_{max} = T_{max}^{prog}$) for strengthening of the maximum wind gusts occurring in the course of showers or thunderstorms are shown by Fig. 4 as a function of the daily course of temperature.

Interest can be aroused by the statistic table that shows the frequency distribution of development starting time (t_{Cb}) for the Cb-clouds observed in a traditional way (without radar) as compared to the time (t_{Tmax}) of daily maximum temperature in case of decisions D_0 , D_1 and D_2 (Table III). Analysing the results of Table III, it can be found that the Cb-clouds ($H_{max} \leq 7$ km) without strong wind gusts (belonging to decision D_0) appeared about the same frequency before and after the time of daily maximum temperature. It is not the case, however, for the thunderstorms belonging to decisions D_1 and D_2 . The average Cb-clouds (belonging to decision D_1) appeared before the time of daily maximum temperature but the developed ones ($H_{max} \cong 11$ km) belonging to decision D_2 appeared after it with larger frequency. Namely, the genesis and development of high Cb-clouds ($H_{max} \cong 11$ km) can be back to dynamic causes rather than to thermal ones.

TABLE III

Frequency distribution of development starting time (t_{Cb}) for the Cb-clouds (SYNOP: $C_L = 3$ or 9) observed in a conventional way (without radar) as compared to the time (t_{Tmax}) of daily maximum temperature in case of decisions D_0 , D_1 and D_2 , from the 2-year period 1982-1983 ($N = 533$ cases)

Cb's development starting time (t_{Cb})	Decisions		
	D_0	D_1	D_2
$< t_{Tmax}$	23	130	65
$= t_{Tmax}$	2	33	46
$> t_{Tmax}$	20	89	125

The relationship between the cooling rates measured (ΔT_t) and calculated by actual temperature (ΔT) was also studied. The results of investigation are shown by Fig. 5. On the basis of this figure it can be established that the difference between the measured cooling rate and the cooling one calculated by actual temperature decreases lineally together with the increase of cooling. The moisture content of the air at the ground surface can also be taken into account by these

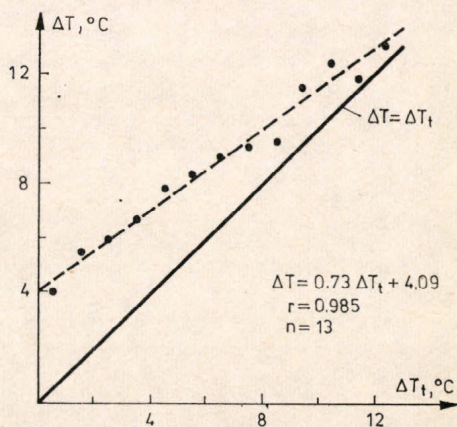


Fig. 5: Regression relationship between the measured cooling rate (ΔT_t) induced by convective showers or thunderstorms and the cooling rate (ΔT) calculated by actual temperature (T_{akt}) concerning the same shower or thunderstorm periods from 1982 to 1983 ($N = 191$ cases)

TABLE IV

Regression investigation for relationships between the measured cooling rate (ΔT_t) induced by convective shower or thunderstorm and the maximum wind gust (V_{max}) associated with these events in case of the decisions, D_0 ; D_1 and D_2 from the 2-year period 1982 - 1983

Regression analysis		Decisions		
		D_0	D_1	D_2
Independent variable, °C	(x)	ΔT_t		
Dependent variable, m/s	(y)	V_{max}		
Number of (x; y)	(N)	18	74	98
Number of points providing regression relation	(n)	7	8	15
Correlation coefficient	(r)	0.852	0.964	0,971
Significance level	(%)	5.0	0.1	0.1
Coefficients of regression function ($y = ax + b$) providing the best approximation	(a)	1.1	1.3	1.0
	(b)	6.58	6,44	8,49
Intervals of independent variable		$0 < \Delta T_t \leq 6,0$	$0 < \Delta T_t \leq 10,0$	$1,5 < \Delta T_t \leq 13,0$
Standard deviation compared to regression line, m/s	(Sy)	1.4	0.9	1.1
Measured cooling rate (ΔT_t) belonging to the threshold for warning, °C	$V_{max} = 12$	2.8	2.8	meaningless
	$V_{max} = 17$	meaningless	5.9	5.4

parameters. The fewer the cooling rate the more the moisture content of the air at the ground surface and inversely. Its knowledge is very important especially in case of the pressure pattern with „no gradient”.

If the regression relationships between the measured cooling rate (ΔT_t) induced by a convective shower or thunderstorm and the maximum wind gust (V_{\max}) combined with these events are known in case of decisions D_0 , D_1 and D_2 the most probable value of wind gust (V_{\max}) can be estimated from the cooling rate (ΔT) calculated by actual temperature with the use of a simple analogy. The result of this examinations can be seen in *Table IV*. From the regression relations, with the help of the connections shown on the Fig. 5 the ΔT cooling values belonging to the critical wind gusts ($V_{\max} = 12$ and 17 m/s) can be determined. Using this data estimations were made about the expected wind existence. The calculations are summarized by *Table V*.

TABLE V

Statistics for the decisions modified with the cooling rate (ΔT) calculated by actual temperature (T_{akt}) during shower or thunderstorm periods in case of the decisions D_0 ; D_1 and D_2 from 1982 to 1983 ($N = 292$ cases)

Decisions based on radar data		Decisions according to ΔT		
		Overestimation	Suitable	Underestimation
D_0	number of cases	2	15	1
	%	11	83	6
D_1	number of cases	14	56	5
	%	19	75	7
D_2	number of cases	18	80	—
	%	18	82	—

It can be established that the estimation of the wind gusts ($12 \leq V_{\max} \leq 17$ m/s) belonging to decision D_1 progressed from 60% mentioned earlier to 75% by considering the actual weather situation in more objectively

From the practical point of view, it is important to decide whether the near-ground warming is enough for the development of the convective thunderstorm activity, or not (*Makainé-Császár and Tóth, 1978*). If the daily (predicted) temperature maximum (T_{\max}^{prog}) of the Lake Balaton region does not exceed the potential temperature (θ_k) of the Cumulus-condensation level: $T_{\max}^{\text{prog}} < \theta_k$, then this state does not give an advantage to the development of the convective thunderstorms.

For the development of the *decision procedure*, the results of research work (*Bartha et al., 1986*) focussed on the optimization of storm warnings at Lake Balaton were also used. Accordingly, there are weather conditions when only one basin of Lake Balaton is endangered by Cb-clouds but the other one is not. These kind of weather situations can be the pressure pattern with “no gradient”, weak convergence line, postfrontal gradient- and postfrontal Azores anticyclonic situations. In case of these weather conditions, the warnings can also be issued separately in time and space. In these cases, the estimation made by *decision procedure* must be controlled constantly (hourly or in ad hoc way) by the change

TABLE VI

Input data for practical adaptation of the nowcasting decision procedure

(where explanation of the parameters can be found in the study; indices are the Bagrovian analogy ones characterizing the zonal and meridional flows; codes are as follows: A = surface pressure pattern with "no gradient" ($\Delta p = 1$ hPa/100 km); B = cyclonic curvature; C = convergence; D = anticyclonic curvature; D = divergence; F = prefrontal gradient situation; G = warm front; H = instability line; I = cold front; J = occluded front; K = postfrontal gradient situation; L = Genoa-cyclone activity; M = Azores anticyclonic situation; N = centre of the cyclone over the Carpathian basin; O = centre of the anticyclone over the Carpathian basin)

Radar	Upper-air	Surface	Synoptic weather characteristics			
			Surface pressure gradient (by direction)	Bagrovian analogy	Marked weather object	Surface pressure pattern
Parameters			Indices		Codes	
$\lg Z_{\max}$ $Y = \lg Z_{\max} H_{\max}$	H_{trop} $H_{-22^{\circ}\text{C}}$ T_{\max}^{prog} θ_{wo} θ_{k}	T_{akt} V_{\max}^* *(Lake Balaton, or its eastern and western basin)	Δp_i (i = 1...6) 1 → SW 2 → SE 3 → NW 4 → NE 5 → NW _A 6 → NW _D	$(\rho\varphi_i, \rho\lambda_i, \rho\varphi, \rho\lambda)$ ground $(\rho\varphi_i, \rho\lambda_i, \rho\varphi, \rho\lambda)$ 500 hPa - for the objective recognition of the Azores anticyclonic situations (by Bartha et al., 1979.)	C G H I J	A B D E F K L M N O
$\Delta H = H_{\text{trop}} - H_{\max}$ $\Delta H^* = H_{\max} - H_{-22^{\circ}\text{C}}$	$\Delta T = T_{\text{akt}} - \theta_{\text{wo}}$ $\Delta T_{\max} = T_{\max}^{\text{prog}} - \theta_{\text{wo}}$ sign (ΔT) sign ($T_{\max}^{\text{prog}} - \theta_{\text{k}}$) sign $\left(\frac{\Delta T_{\text{akt}}}{\Delta t} \right) t = 1 \text{h.}$					

of the regional satellite imagery and radar data as well as the ground surface pressure gradient in the Transdanubian region in Hungary; of the cooling rate calculated by actual temperature and finally of the maximum wind gusts measured by an up-to-date telemetry system transmitting real-time weather information from the Lake Balaton region. Using all of these conditions, the input parameters and data for the nowcasting decision model are summarized in *Table VI*.

Nowcasting decision system for estimation of the maximum wind gusts associated with Cb-clouds in the practice of the Storm Warning Service at Lake Balaton

The main elements of the decision method elaborated for the estimation of the maximum wind gusts associated with thunderclouds are built into an exactly determined and routinely executable activity chain, the relationships of which are shown in the block diagram in *Fig. 6*. This *objective decision system* works in the storm warning practice so that all of the decision-making activity – the special weather forecast issued for the Lake Balaton area, the method of the radar observations and their transmission, the decision order based on the radar, upper-air and synoptic observational data, as well as the measure of the issue and monitoring of the appropriate warnings – are controlled by special commands. Of course, these commands determine the tasks and the decision-making conditions in more details than it is made known in the block diagram.

The courses of fundamental importance of the block diagram are as follows

1. The very short range forecast issued by the Central Forecasting Institute in Budapest and the Storm Warning Observatory in Siófok gives an answer for the question "shower or thunderstorm?". This answer determines, with the help of satellite imagery, the necessity and frequency of radar observations. In case of the given threshold values ($H_{\max} \cong 4$; $\lg Z_{\max} > 0$) of radar parameters, the hourly or ad hoc radar observation becomes operative.

2. In order to decide the actual warning stage in an objective way, the standard "input data" must be given which consist of radar observations, upper-air synoptic, surface and synoptic data (*Table VI*). On the basis of the data, the *decision procedure* results in one of the decisions D_0 , D_1 or D_2 using the threshold values of radar and upper-air synoptic parameters (H_{\max} ; $\lg Z_{\max}$; Y ; ΔH and ΔH^*). Where D_0 , D_1 and D_2 are the decisions according to 0-category: $V_{\max} < 12$; 1-category: $12 \leq V_{\max} \leq 17$ and 2-category: $V_{\max} > 17$ m/s for warning stages (no warning; alert; storm warning) in turn.

3. The next task is to take account of the actual weather situation. It is an important point because the characteristic synoptic situation can determine and influence the tendency in the growing of the developed Cb-clouds and, in such a way, the changes occurring in the strengthening of probable wind gusts, too. These kind of modifications can be caused by the marked weather situations ("code": C, H, I, J) entering the Transdanubian region of Hungary and the characteristic surface pressure patterns ("code": A, F, K, L, M, N) in the same region. The above mentioned marked weather situations can be recognized by the three hourly meso-analysis. The surface pressure pattern can be studied by the change of pressure gradient ($\Delta p_1 \cong x_0$) or by the special analogy method recognizing the pressure pattern.

In cases of some weather conditions ("code": A, C, K, M) the warnings can also be issued separately in time and space (for the western or eastern basin of

Lake Balaton). This involves that the decisions must be controlled permanently. This task requires the "monitoring" of changes in the cooling rate (ΔT) calculated by actual temperature and in the daily course of temperature (T_{akt}) as well as in the maximum wind gusts (V_{max}) measured by the telemetry system around

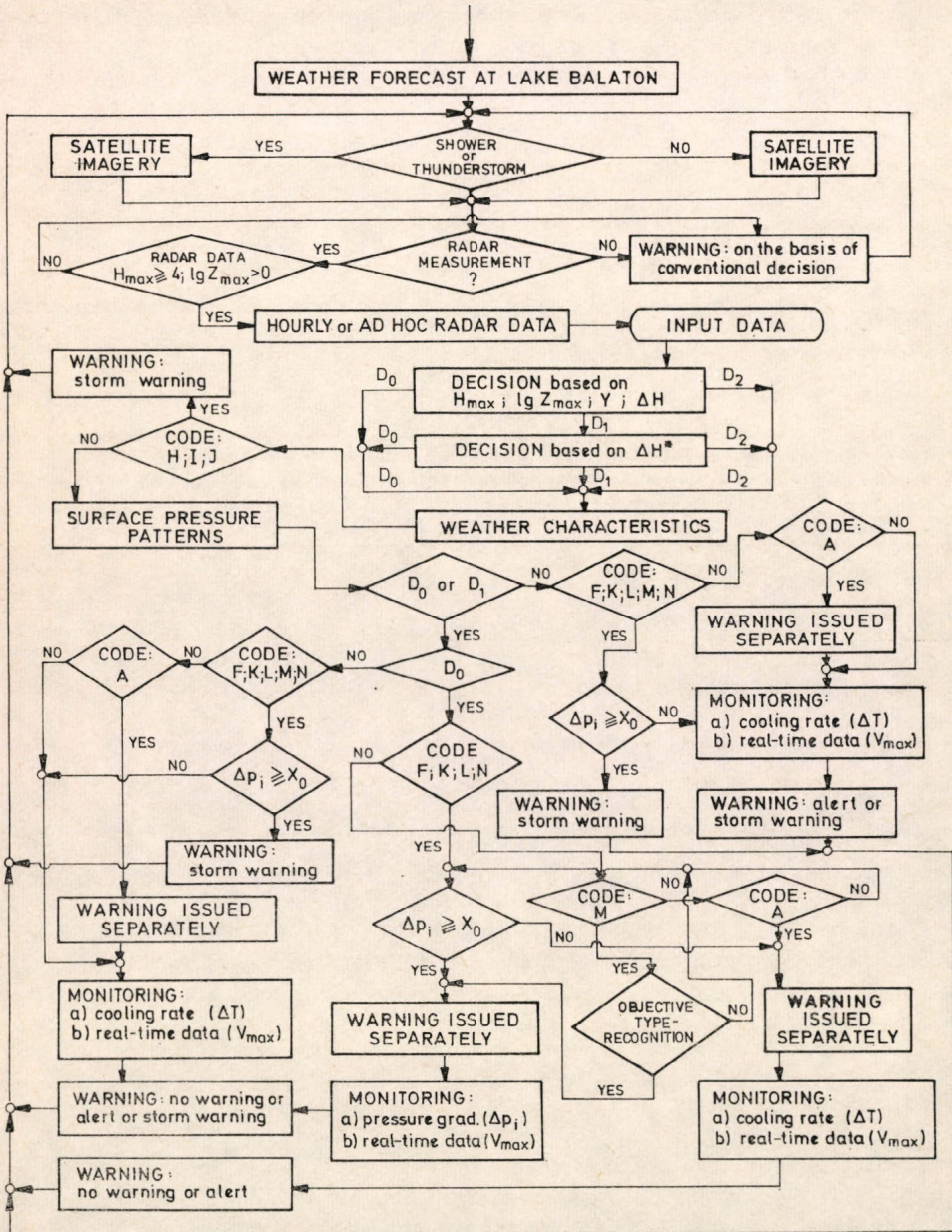


Fig. 6: Block diagram of the nowcasting decision system for estimation of the maximum wind gusts (V_{max}) associated with Cb-clouds, in the practice of the Storm Warning Service at Lake Balaton (See the chapter 7 for details).

Lake Balaton and finally in the surface pressure gradient (Δp_i) from the Transdanubian region in Hungary.

4. Finally, the carrying out of a proper "warning stage" (no warning; alert; storm warning) comes into force. Then further observations and further carrying out of warning stage come into force if they are necessary. The continuous observations are carried out (hourly or in ad hoc way) unless the values of radar data decrease under the given threshold values ($H_{\max} = 4$; $\lg Z_{\max} = 0$). In such a way further investigation is carried out as regards the formation of weather situation.

Conclusions

1. With the help of the objective decision procedure, the estimation of the maximum wind gusts associated with Cb-clouds can be carried out continuously on the basis of systematic (e.g. hourly) or ad hoc radar data. The decision process requires a computer. (Each decision needs of 20 parameters (data) in most cases whether hourly or in ad hoc way).

TABLE VII

Comparison of accuracy of the decisions made by the traditional warning (R) and the decision model (D) on the basis of data measured in the region of Lake Balaton in 1986 during the period from May 1 to September 30, for N = 37 samples

Decisions (R) and D	Fact						Values of accuracy (%)
	D_0		D_1		D_2		
D_0	(1)	3	(0)	0	(0)	0	(76) 81
D_1	(3)	4	(9)	10	(0)	1	
D_2	(3)	1	(3)	1	(18)	17	

2. The practical application of the procedure is sensitive to the diagnostics of the actual synoptic situations. (It is not just the same if convergence zone is analysed instead of squall-line and inversely).

3. It is essential for the operational use of the method and for relating its results to operate a telemetry system transmitting real-time weather information (V_{\max} etc.) as well as a remote-controlled light-signalling system at the Lake Balaton area.

4. The introduced *nowcasting decision procedure* can be made more objective by the computer recognition of the weather situations, e.g. the postfrontal Azores anticyclonic situations (Bartha et al. 1979), and frontal zones (Fejesné-Sándor et al., 1983), by the use of the fields of the numerical GRID-products from Bracknell predicted for 3 hours (Quarterly report . . ., 1986), as well as by the (dynamic) forecast of the evolution tendency of the Cb-cloud accumulation which become arranged in a line (Horváth and Práger, 1985). Further results can be obtained by determining the relationships between the standard surface gradient and wind speed at the phases of the pressure gradient becoming weaker during the pre- or postfrontal weather situations.

5. During the storm warning at Lake Balaton in 1986, the decision model was tested for the independent decision samples using the observational data of the Szentgotthárd/Farkasfa weather radar station in the Transdanubian region of Hungary. As the result of this verification, the estimation of the wind gusts belonging to the three decisions (D_0 , D_1 , D_2) using the decision procedure was more optimal and it resulted in the greater value of accuracy than that with the use of the conventional decision (*Table VII*).

In the near future, our most important tasks are to go on developing the presented objective decision procedure in the practice of the Storm Warning Service at Lake Balaton and to feed it into a computer.

Acknowledgement: The author is sincerely indebted to *Mr. Kapovits* for his personal guidance and comments provided.

REFERENCES

- Ambrózy, P. és Tünczer, T.*, 1963: Zivataros szélleőkészek maximális sebességének előrejelzése (Prediction of maximum wind velocities connected to thunderstorms). *Beszámoló*, 1962, 84–87, Budapest.
- Bartha, I., Böjti, B., Rábai, A. és Vissy, K.*, 1979: Objektív módszer erős széllel járó anticiklonhelyzet felismertetésére (An objective method for the recognition of anticyclonic situations associated with strong winds). *OMSZ Kisebb Kiadv. 47*, 1–42, Budapest.
- Bartha, I. és Böjti, B.*, 1982: Radarral mért adatok a viharjelzésben (Radar data in storm forecasting). *Met. Tanulmányok 40*, 1–31, Budapest.
- Bartha, I.*, 1983: Kísérlet a zivatarfelhőkből kifutó maximális szélleőkészek kategóriák szerinti előrejelzésére, radarinformációk felhasználásával (Experiment for prediction of maximum wind gusts associated with thunderclouds by categories, with the use of radar data). *Met. Tanulmányok 46*, 1–32, Budapest.
- Bartha, I., Böjti, B. és Horváth, Á.*, 1986: A balatoni viharjelzés optimalizálása a jelzőrendszer korszerűsítése után (Optimization of storm warnings at Lake Balaton after completing the reconstruction of the present warning system). *Időjárás 6*, 371–380.
- Bodolainé Jakus, E. és Götz, G.*, 1963: Instabilitási vonalak szerkezete és analízise (Structure and analysis of instability lines). *OMI. Kisebb Kiadv. 33*, Budapest.
- Bodolai, I., Bodolainé Jakus, E. and Böjti, B.*, 1967: Macrosynoptical conditions for the formation of Slovenian squall-lines and some properties of cold fronts with thunderstorm. *Időjárás 71*, 129–143.
- Böjti, B.*, 1979: Útmutatás a viharjelző szolgálat részére (Instructions for the Storm Warning Service at Lake Balaton). *OMSZ. Kiadv. 3–14*, Budapest.
- Brancato, G. N.*, 1942: The meteorological behavior and characteristic of thunderstorms. *U. S. Weather Bureau, April*.
- Brüljov, G. B. and Nizdojminoga, G. L.*, 1977: *Izpolzovanyie radiolokacionnüh dannüh v szinopticszeszkoy praktike*. Hidrometeoizdat, Leningrád.
- Darrah, R. P.*, 1978: Relationship of severe weather to radar tops. *Monthly Weather Review 106*, 1332–1339.
- Donaldson, R. J.*, 1960: Radar methods for identification of severe thunderstorms. *Paper presented at AMS Conf. on Severe storms*, St. Louis 28 pp.
- Fawbush E. J. and Miller, R. C.*, 1954: A basis for forecasting peak wind gusts in non-frontal thunderstorms. *Bull. Am. Met. Soc. 5*, 1.
- Fejesné-Sándor, V., Katkó, B., Kerekes, A., Ruják, L. és Szalma, J.*, 1983: Veszélyes időjárást okozó frontok felismerési eljárásának fejlesztése (Development of a recognition method of fronts causing dangerous weather) *Met. Tanulmányok 48*, 3–39, Budapest.
- Götz, G.*, 1963: Nem-frontális zivatarokból eredő maximális szélleőkészek előrejelzése (Prediction of maximum wind velocities connected to non-frontal thunderstorm) *Beszámoló*, 1962, 97–101, Budapest.
- Götz, G.*, 1966: *Sturmwarnung am Balatonsee*. OMI. Hiv. Kiadv. XXX., Budapest.
- Horváth, Á. és Práger, T.*, 1985: Zivatarláncok dinamikája és előrejelzése (Study of the dynamics and predictability of squall-lines). *Időjárás 89*, 141–160.
- Kapovits, A.*, 1981: Időjárási radarhálózat létesítése Magyarországon (Establishment of the weather network in Hungary), *OMSZ. Hiv. Kiadv. LI*, 71–79, Budapest.

- Kapovits, A., 1984: Frontális felhő-csapadék rendszer radar vizsgálata (Radar study of a frontal cloud-precipitation system). *Időjárás* 88, 210–222.
- Makainé-Császár, M. és Tóth, P., 1978: *Szinoptikus meteorológia I.* (Synoptic meteorology I.). Tankönyvkiadó (Egyetemi jegyzet), Budapest.
- Mezősi, M. és Simon, A., 1981: A meteorológiai szélmérés elmélete és gyakorlata (Theory and practice of anemometry in Meteorology). *Met. Tanulmányok* 36, 1–58, Budapest.
- Moroney, M. J., 1970: *Számoktól a tényekig* (Facts from figures). Gondolat Kiadó, Budapest, 239–283.
- Péczely, Gy., 1983: Magyarország makroszinoptikus helyzeteinek katalógusa (Catalogue of the macrosynoptic types for Hungary). *OMSZ. Kisebbségi Kiadv.* 53, 54–70, Budapest.
- Quarterly report on numerical products from Bracknell*, 1986: List of available numerical products from Bracknell, 16–20, Bracknell.
-

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 91. évf. 6. szám, 1987. november – december
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 91, No 6. Nov – Dec 1987, Budapest

Lokális skálájú szennyezőanyag-transzport modell I. rész: Áramlási modell inhomogén felszín felett

MERSICH IVÁN, Országos Meteorológiai Szolgálat, 1525 Budapest Pf. 38.
STOYAN GISBERT, ELTE Számítóközpont, 1052 Budapest 112 Pf. 157.

A local scale pollutant-transport model. Part I.: The airflow model over non-homogeneous surface. The paper shows the construction, numerical solution and testing of a "quasi-three-dimensional" steady-state airflow model which aims at meeting two requirements: to be realizable with moderate computer capacity and to be applicable also in case of average and lower wind speeds. The model was tested and its boundary conditions determined by using orographic data of Budapest. This (antitriptic) airflow model constitutes the basis for the pollutant transport model which is presently in work.

*

Lokális skálájú szennyezőanyag-transzport modell. I. rész: Áramlási modell inhomogén felszín felett. A dolgozat egy „kvázi háromdimenziós” áramlási modell konstrukcióját és tesztelését mutatja be. A modell-alkotás két legfontosabb szempontja, a rendelkezésre álló korlátozott számítástechnikai kapacitáshoz való igazodás, és az átlagosnál gyengébb légáramlások esetén is alkalmazható modell létrehozása volt. Szerzők a megfelelő peremfeltételek meghatározásához, valamint a számítási eljárás teszteléséhez budapesti adatokat használtak fel. A fenti feltételek mellett kidolgozott antitriptikus áramlási modell képezi a későbbi szennyezőanyag transzport modell alapját.

*

Bevezetés. A mezoskálájú meteorológiai folyamatok, ezen belül a domborzat áramlásmódosító hatásának matematikai modellezése már közel fél évszázados múltra tekint vissza. A fejlődés kisebb-nagyobb kitérőket nem tekintve töretlen volt. Az egyes fontosabb időszakok eredményeinek összefoglaló értékelését *Alaka* (1960), *Nichols* (1973), *Atkinson* (1981) és *Pielke* (1984) adták meg.

Míg a korábbi évtizedekben a kutatások a mezoskálájú folyamatok lényegének megértésére, leírására, a modell alkotás meteorológiai, fizikai, valamint matematikai feltételeinek tökéletesítésére irányultak, az utóbbi évtized központi kérdése az összegyűlt ismeretanyag gyakorlati alkalmazásának lehetősége lett (*Pielke et al.*, 1983).

A gyakorlati alkalmazás jelenlegi ismereteink alapján négy nagy témakör területén perspektivikus. Ezek a következők:

- regionális előrejelzés (*Carpenter*, 1979),
- mezoskálájú szennyezőanyag terjedés (*Segal et al.*, 1982 b),
- szélenergia helyzet felmérése (*Mahrer et al.*, 1985; *Segal et al.*, 1982 a),
- regionális antropogén klímaváltozás vizsgálata.

A modellek kiterjedt alkalmazását azonban korlátozza a felhasználók rendelkezésre álló számítástechnikai kapacitása, továbbá a költségek és az eredmények kiegyensúlyozatlansága. Ugyanis mind a lineáris modellek (Klemp és Lilly, 1975; Vergeiner, 1976), mind a nem-lineáris modellek esetén (Mahrer és Pielke, 1976; Wallbaum, 1982) egy átlagos feladat megoldásához jelentős – akár néhány 100 Kbyte – terjedelmű mátrixokkal kell operálni, a műveletek száma pedig a 10^{10} nagyságrendbe esik. Ezért a mezoskálájú modellezés élvonalát jelentő elméleti és gyakorlati fejlődéssel párhuzamosan kísérletek történtek a szerényebb lehetőségekkel rendelkezők által is eredménnyel használható mezoskálájú modellek kidolgozására.

Olyan modellek jöttek létre, amelyek erősen specializálódtak, és nem minden részletükben állják ki a legszigorúbb szakmai vizsgáldást, de gyakorlati eredményeik mégis előremutatók (Koppert, 1980). (A felsorolt négy alkalmazási terület közül elsősorban a második és a harmadik esetében használnak a fenti értelemben vett egyszerűsített modelleket.)

Jelen tanulmányban is egy egyszerűbb – bizonyos speciális kérdések gyakorlati célú tanulmányozására alkalmas – mezoskálájú transzport modellt ismertetünk. A dolgozat első részében az áramlási modellt mutatjuk be, kiegészítve a Budapestre végzett számítások eredményeivel. A második részben pedig a légszennyező anyagok terjedését tárgyaljuk.

1. A modell leírása

A Navier – Stokes egyenleten alapuló, annak egyszerűsítésével kapott „kváz háromdimenziós” modell az eljárás alapja. A modell számítások a domborzat által módosított divergenciamentes áramlási mező háromdimenziós képét szolgáltatják.

Első lépésben a feladatot a Navier – Stokes egyenlet vertikális integrálásával kétdimenziós elliptikus parciális differenciálegyenletre vezetjük vissza. Második lépésként a kétdimenziós egyenlet megoldásából algebrai úton állítjuk elő a tér minden pontjában a háromdimenziós áramlási sebességvektort (innen a „kvázi háromdimenziós” jelző).

A modell ismertnek tételezi fel a felszín tengerszint feletti $h(x, y)$ magasságát és a $H > h$ magassághoz tartozó geosztrofikus szélesség vektort (V_g), egy alkalmasnak megválasztott tartományon (SZ). A továbbiakban csak az $SZ = \{0 \leq x \leq L_x, 0 \leq y \leq L_y\}$ esetet vizsgáljuk, azaz amikor a vizsgálati terület téglalap alakú.

A modell alapegyenlete. Az alapegyenlet levezetése Stoyan et al. (1986) cikkében részletezett gondolatmenet szerint történik. Ebben a cikkben szerzők a víz-áramlással kapcsolatos számításaik eredményeiről számolnak be. A lényegi eltérés a jelen feladat esetében a peremfeltételek megadásában, valamint a levegő turbulens-diffúzióját jellemző K_z együttható megadásában van.

Induljunk ki a Navier – Stokes egyenlet

$$\frac{\partial \mathbf{V}}{\partial t} + (\mathbf{V} \cdot \nabla) \cdot \mathbf{V} = -\frac{1}{\rho} \nabla p + G - 2\omega \times \mathbf{V} + \Delta(K \cdot \mathbf{V}) \quad (1)$$

alakjából, ahol

$$(x, y) \in SZ \text{ és } h(x, y) \leq z \leq H + \xi(x, y),$$

$\mathbf{V} = (u, v, w)$	– a szélsébség vektor,
ξ	– a légréteg normál vastagságától való eltérés (a lezáró felület hullámmása),
∇	– a nabla operátor,
Δ	– a Laplace operátor,
ρ	– a levegő sűrűsége,
p	– a légnyomás,
$\mathbf{G} = (0, 0, -g)$	– a gravitációs gyorsulás vektor,
$\omega = (\omega_x, \omega_y, \omega_z)$	– a földforgás szögsebesség vektora,
K	– a turbulens diffúziós koefficiens,

valamint a kontinuitási egyenlet

$$\frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial v}{\partial y} + \frac{\partial w}{\partial z} = 0 \quad (2)$$

alakjából. A vizsgálatok céljának megfelelően a továbbiakban feltételezzük, hogy

- a mozgás stacionárius ($\partial \mathbf{V} / \partial t = 0$) és olyan lassú, hogy a $(\mathbf{V} \cdot \nabla) \cdot \mathbf{V}$ tag elhanyagolható (azaz az áramlás antitriptikus),
- a vizsgált terület horizontális kiterjedése kicsi, így a Coriolis erő elhanyagolható,
- $K_x = K_y =$ állandó, és elhanyagolható K_z -hez képest,
- érvényes a hidrosztatikus közelítés ($\partial p / \partial z = -\rho g$) és nyomás $p = p_0 + \rho g[(H + \xi) - z]$ kifejezése.

Külön magyarázatra szorul az első feltételezés. A légszennyeződési epizód helyzetek – az adott skálán – rendszerint kis szélsébségek és az áramlási mező lassú időbeli változása esetén következnek be. Ezért különösen fontos az olyan áramlási mezők számítása, amikor az átlagos szélsébség az 1–2 m/s-ot nem haladja meg. A számítási modell ehhez a speciális időjárás helyzethez tartozó szélmeztől kívánja szimulálni.

A fentiek alapján az (1) egyenlet jelentősen egyszerűsödik és a

$$\begin{aligned} -g \frac{\partial \xi}{\partial x} + \frac{\partial}{\partial z} \left(K_z \frac{\partial u}{\partial z} \right) &= 0 \\ -g \frac{\partial \xi}{\partial y} + \frac{\partial}{\partial z} \left(K_z \frac{\partial v}{\partial z} \right) &= 0 \end{aligned} \quad (3)$$

alakba írható.

Ha a (2) kontinuitási egyenletet a z változó szerint integráljuk a $w = 0$ feltételezéssel a $z = h(x, y)$ -tól és a $z = H + \xi(x, y)$ -ig akkor a

$$\frac{\partial \hat{u}}{\partial x} + \frac{\partial \hat{v}}{\partial y} = 0 \quad (4)$$

kifejezést kapjuk, ahol

$$\hat{u} = \int_h^{H+\xi} u dz; \quad \hat{v} = \int_h^{H+\xi} v dz \quad (5)$$

a horizontális átlagáramlás komponensei.

Vezessük be az átlagáramlás áramfüggvényét a (4) egyenlet felhasználásával

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x} = -\hat{v}; \quad \frac{\partial \Phi}{\partial y} = \hat{u} \quad (6)$$

formában.

A (3) modell alapegyenletek tömör alakja

$$\frac{d}{dz} \left(K_z \frac{dU}{dz} \right) = f \quad (7)$$

ahol $U = (u, v)$ – a horizontális sebességvektor,

$$f = f(x, y) = \left(g \frac{\partial \xi}{\partial x}, g \frac{\partial \xi}{\partial y} \right) \text{ – a horizontális nyomási gradiens;}$$

a (7) egyenlet egyértelmű megoldásához két peremfeltételt kell megadni. Legyenek a peremfeltételek a következők:

$$U = 0 \text{ ha } z = h \quad (8)$$

$$U = V_g, \text{ ha } z = H + \xi \quad (9)$$

ahol $V_g = (V_{gx}, V_{gy}, 0)$ a geosztrofikus szélssebesség vektor.

A (7) és (10) egyenletek által meghatározott peremérték feladat megoldását a

$$K_z = a_0 (H - h)^p \quad (10)$$

feltétel esetén keressük, ahol $a_0 = \text{áll.} > 0$, $p = \text{áll.} \geq 0$. (A fenti exponenciális kifejezés hasonló a határreteg vizsgálatok során gyakran használt $a = a_0(z - h)^p$ kifejezéshez, melyet például *Wippermann* (1973), *Berljand* (1981) és *Hanna* (1982) alkalmaztak.) A megoldást a $\xi \ll H - h$ feltételezéssel adjuk meg, és így az f -ben és ξ -ben egyaránt lineáris kifejezést kapunk:

$$U(z) = (z - h) \left[\frac{V_g}{H - h} - \frac{f}{2a_0} (H - h)^{1-p} \right] + \frac{f}{2a_0} \frac{(z - h)^2}{(H - h)^p} \quad (11)$$

Integrálva $U(z)$ kifejezését, az (5) egyenlet értelmében az

$$\hat{U} = \int_h^H U dz = V_g \frac{H - h}{z} - \frac{f}{12a_0} (H - h)^{3-p} \quad (12)$$

összefüggés áll elő, ahol \hat{U} a horizontális átlagáramlás vektora. A(6) egyenletnek megfelelően bevezetve az áramfüggvényt a

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Phi}{\partial x} &= V_{gx} \frac{H - h}{2} - g \frac{\partial \xi}{\partial x} \frac{1}{12a_0} (H - h)^{3-p} \\ - \frac{\partial \Phi}{\partial y} &= V_{gy} \frac{H - h}{2} - g \frac{\partial \xi}{\partial y} \frac{1}{12a_0} (H - h)^{3-p} \end{aligned} \quad (13)$$

egyenletrendszeret kapjuk. Ha a (13) egyenletből kifejezzük a ξ -t tartalmazó tagokat, majd behelyettesítjük a

$$g \cdot \left(\frac{\partial^2 \xi}{\partial x \partial y} - \frac{\partial^2 \xi}{\partial y \partial x} \right) = 0$$

kifejezésbe, akkor előállítottuk a modell alapegyenletének áramfüggvénnyel megadott

$$\frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 \Phi}{\partial y^2} - \frac{(p-3)}{H-h} \left(\frac{\partial h}{\partial x} \frac{\partial \Phi}{\partial x} + \frac{\partial h}{\partial y} \frac{\partial \Phi}{\partial y} \right) = \frac{p-2}{2} \left(-V_{gx} \frac{\partial h}{\partial y} + V_{gy} \frac{\partial h}{\partial x} \right) \quad (14)$$

alakját.

A levezetés fontos feltételezése, hogy a K_z turbulens diffúziós együtthatót a (10) egyenlet alapján parametrizáljuk. Vizsgáljuk meg, hogy milyen hatást gyakorol az alapegyenlet formájára az, ha a (10) egyenlet szerinti parametrizálás helyett a hivatkozásként szereplő $K_z = a_0(z-h)^p$, $p \geq 0$ összefüggést használjuk.

Ekkor a (8) és (9) egyenlettel megadott határfeltételek közül csak egyet írhatunk elő. (Ugyanis a (7) egyenlet első integrálása után az integrációs konstans zérus lesz.) Legyen ez például a (8) összefüggésnek megfelelő határfeltétel. Levezetve a (14) összefüggés megfelelőjét, az egyenlet jobb oldala zérus lesz, de a differenciál-operátor változatlan marad.

Abban az esetben, ha a (9) kifejezéssel meghatározott határfeltételt írjuk elő, és így határozzuk meg az alapegyenletet, akkor az egyenlet jobb oldalán az eddigi $(p-2)/2$ tényező helyett a $(p-2)$ szorzótényezőt kapjuk, miközben a differenciál-operátor ismét változatlan marad.

A differenciál-operátor akkor is változatlan marad, ha az említett peremfeltételek helyett U és dU/dz kombinációjaként állítjuk elő a peremfeltételt.

A fenti levezetéseket általánosítva megállapíthatjuk, hogy a (10) egyenlethez hasonló parametrizációk a (14) egyenlet baloldalát változatlanul hagyják, miközben az egyenlet jobb oldalán a konstans szorzótényező változik. Bevezetve e tényező helyett egy szabad paramétert, a számításokat adaptálhatjuk a tényleges (mért) vertikális sebesség-profilokhoz. Így e paraméteren keresztül lehetséges pl. a légköri stabilitási viszonyok figyelembevételé.

Peremfeltételek megadása. A (14) egyenlet megoldásához a számítási tartomány peremén megfelelő határfeltételeket kell megadni. Sík vidéken ez nem jelent nehézséget. Ha a számítási tartomány jelentős méretű domborzati elemeket is tartalmaz, akkor a megfelelő peremfeltételek megadása problémák forrása lehet. Különösen így van ez a kiáramlási oldalon, ahol egyéb matematikai okok is nehezítik a megfelelő határfeltételek megadását.

Jelen fejezetben a konkrét számítási tartományhoz és feladathoz (Budapest területe) kapcsolódva vizsgáljuk a peremfeltételek lehetséges megadását, utalva az alkalmazás lehetőségeire is. A számítási tartomány jellegzetessége, hogy – jellegzetes légszennyezési epizód helyzetekben – a beáramlási oldalon a felszín sík, a kiáramlási oldalon pedig jelentős méretű dombok találhatók.

Forgassuk el a koordináta rendszert úgy, hogy az y tengely a geosztrofikus szél irányába mutasson. Tegyük fel, hogy az $y = 0$, $0 \leq x \leq L_x$ oldalon a geosztrofikus szél független x és z -től, akkor a beáramlási oldalon a határfeltétel megadható a

$$\Phi = \Phi(x) = - \int_0^x U_y dx = - \int_0^x \int_h^H V_{gy} dz dx = - V_{gy} \int_0^x (H-h) dx \quad (15)$$

kifejezéssel.

A geosztrofikus szél magasságtól való függetlensége (ami a barotrop feltétel következménye) első pillantásra durva közelítésnek tűnik. Ugyanakkor több vizsgálat is arra utal, hogy a jelen modellhez hasonló modellek esetén a geosztrofikus szél magassági változásának figyelembevétele csak jelentéktelen változást eredményezhet a számítási eredményekben (Wippermann, 1973).

A konkrét légszennyeződési számításokat a térképre helyezett rácshálózaton szokták elvégezni, úgy, hogy a modell egyenletek alakját és megoldását igazítják a térképhez, a rácshálózathoz. Ezt a választást indokolja az adatok egyszerűbb megadásának lehetősége, továbbá a koordináta rendszer szélirányba forgatásával kapcsolatos nehézségek is. Ezért, ha a geosztrofikus szélirány nem párhuzamos az y tengellyel, illetve a vizsgálati tartomány nem téglalap alakú, akkor a (15) összefüggés egy általánosított alakját adhatjuk meg peremfeltételként:

$$\Phi = \Phi(x) = \int_0^s \frac{\partial \Phi}{\partial x} dx + \frac{\partial \Phi}{\partial y} dy = \int_0^s (H-h) \cdot V_g \cdot nds \quad (16)$$

ahol S – az oldal hosszúság koordinátája (egy tetszőleges ponttól számítva, úgy irányítva, hogy a számítási tartomány mindig balra fekjűdjön)

n – a tartományból kifelé mutató normálvektor.

A (16) egyenlet által meghatározott peremfeltétel használata a kiáramlási oldalon két okból is problematikus:

- A geosztrofikus szélvektor a kiáramlási oldalon a domborzat hatására már jelentősen módosulhat,
- a geosztrofikus szélvektor önkényes megadására nincs lehetőség, mert egyértelmű Φ megoldást csak akkor kapunk, ha a számítási tartomány peremén a

$$\Phi(H-h) \cdot V_g \cdot nds = 0$$

feltétel teljesül.

A (16) egyenlet által meghatározott peremfeltétel az egész tartomány határán csak akkor fogadható el, ha az a hegyektől kellően távol, sík felszín felett van.

Amennyiben a fenti feltételek nem teljesülnek, és a (16) összefüggés nem használható peremfeltételként, a kiáramlási oldalon a határfeltétel az U vektor irányának rögzítésével is megadható. A fenti áramlási irányt mérések, vagy bizonyos feltételezések alapján lehet meghatározni. Legyen az adott irány például az $m = (m_y, m_x)$ vektorral definiálva, akkor a peremfeltétel

$$m_y u - m_x v = 0 \quad (17)$$

alakú lesz.

Mérések hiányában a kiáramlást megadhatjuk a geosztrofikus szél irányával ($m = V_g$) is, akkor a fenti egyenlettel definiált határfeltétel

$$V_{gx} \frac{\partial \Phi}{\partial x} + V_{gy} \frac{\partial \Phi}{\partial y} = 0 \quad (18)$$

Speciális felszíni és áramlási adottságok esetén előfordulhat, hogy a kiáramlás a peremre merőlegesen történik ($m = n$). Ekkor a (17) egyenlet az

$$n_x \frac{\partial \Phi}{\partial x} + n_y \frac{\partial \Phi}{\partial y} = 0 \quad (18a)$$

alakban jelenik meg.

Kiindulhatunk végül abból a feltételezésből is, hogy a légréteg normál vastagságtól való ξ eltérése a perem normálisa irányában nem változik, azaz

$$-n_y \frac{\partial \xi}{\partial x} + n_x \frac{\partial \xi}{\partial y} = 0.$$

Felhasználva a (14) egyenletet, az

$$n_x \frac{\partial \Phi}{\partial x} + n_y \frac{\partial \Phi}{\partial y} = \frac{H-h}{2} (n_y V_{g_x} - n_x V_{g_y}) \quad (18b)$$

peremfeltétel egyenlet adható meg.

Speciális feltételek esetén a bemutatott utóbbi három határfeltétel egyenértékű lehet. (Első példánkban kiindulva, amikor az y tengely párhuzamos volt a geosztrofikus szél irányával, az ismertetett peremfeltételek a kiáramlási oldalon egyaránt a $\partial \Phi / \partial y = 0$ esetre egyszerűsödnek).

Mind a négy kiáramlási határfeltétellel számításokat is végeztünk. A kísérletek és tanulságaikat a modell számítások eredményeinek ismertetésekor részletezzük.

2. A modell numerikus megvalósítása, a TEPP programrendszer

A számítás menete. Első lépésként megoldjuk a (14) egyenletet a megfelelő peremfeltételek felhasználásával. Eredményül az áramfüggvénymezőt kapjuk. Ezt követően a (6) egyenlet alapján az áramfüggvény-mezőből meghatározzuk az {SZ} tartomány pontjaiban az átlagáramlás értékeit. Végül a (11) és (13) egyenletek segítségével előállítjuk az egyes pontokra vonatkozó sebességvektor komponenseket.

Numerikus módszer. Az egyenletrendszert véges differenciális közelítés felhasználásával oldjuk meg. A megoldás során lényeges egyszerűsítést tesz lehetővé a vizsgált tartomány téglalap alakja. (Stoyan (1986) általános tartományokra megfogalmazott peremérték feladat megoldó programrendszert is kidolgozott.)

A (14) egyenlet megoldásánál kézenfekvő közelítésnek tűnik a deriváltak centrális másodrendű differencia sémával történő közelítése. Ekkor azonban a megoldás során fellépő instabilitások elkerüléséhez a

$$\left| \frac{\Delta x}{2} \frac{p-3}{H-h} \frac{\partial h}{\partial x} \right| < 1, \quad \left| \frac{\Delta y}{2} \frac{p-3}{H-h} \frac{\partial h}{\partial y} \right| < 1.$$

egyenlőtlenségeknek teljesülniük kell. A fenti feltételek teljesítése, erősen tagolt felszín esetén, amikor igaz a

$$\left| L_x \frac{p-3}{H-h} \frac{\partial h}{\partial x} \right| \gg 1, \quad \left| L_y \frac{p-3}{H-h} \frac{\partial h}{\partial y} \right| \gg 1$$

egyenlőtlenség, olyan kicsi rácsállandókat követel meg, melyek már nem egyeztetethetők össze célkitűzésünkkel (a nem jelentős számítástechnikai erőforrást igénylő modellel).

Ezért olyan differencia sémát alkalmaztunk, amelynél a nevezett jelenségek nem lépnek fel, a megoldás gyakorlatilag független a rácsállandó megválasztásától, és a felbontást csak a rendelkezésre álló számítógépes lehetőségek határozzák meg.

A véges differencia séma levezetését – a helytakarékosság érdekében – egy egyszerűbb modell változat alapján illusztráljuk. Tegyük fel, hogy a rendszer y -tól független (azaz a (15) egyenlet egydimenziós változatát vizsgáljuk).

Az egyszerűsített modell egyenlet

$$a \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2} + b \frac{\partial \Phi}{\partial x} + f = 0 \quad (19)$$

alakú, ahol $a = 1$, $b = (p-3)/(H-h)$, és f lineáris x -ben. A (19) egyenlet megoldását az (x_{i-1}, x_{i+1}) intervallumban a

$$\Phi(x_{i-1}) = \Phi_{i-1}; \quad \Phi(x_{i+1}) = \Phi_{i+1}$$

peremfeltételek mellett keressük.

A megoldás az x_i pontban a

$$\Phi(x_i) = g_1(x_i)\Phi_{i-1} + g_2(x_i)\Phi_{i+1} + g_3(x_i, f) \quad (20)$$

kifejezés, ahol $g_1(x_i)$ és $g_2(x_i)$ ismert exponenciális függvények, $g_3(x_i, f)$ pedig f -től függő integrál. A (20) egyenlettel megadott megoldás felhasználásával a (19) egyenlet véges differencia alakja:

$$\begin{aligned} & \left[a + b \cdot \Delta x \left(\alpha + \frac{1}{2} \right) \right] \frac{\Phi_{i+1} - \Phi_i}{\Delta x} - \left[a - b \cdot \Delta x \left(\frac{1}{2} - \alpha \right) \right] \frac{\Phi_i - \Phi_{i-1}}{\Delta x} + \\ & + \Delta x \left[\frac{1}{2} + \alpha \right] \cdot f_{i+1/2} + \Delta x \left[\frac{1}{2} - \alpha \right] f_{i-1/2} = 0 \end{aligned} \quad (21)$$

ahol

$$\alpha = (q \cdot \coth q - 1)/2q, \quad q = b\Delta x/2a$$

$$f_{i+1/2} = f\left(x_i + \frac{h}{2}\right); \quad -\frac{1}{2} < \alpha < \frac{1}{2}$$

$$\alpha = \begin{cases} 1/2 & \text{ha } b > 0 \\ -1/2 & \text{ha } b < 0 \\ 0 & \text{ha } b = 0 \end{cases} \quad \text{és } \alpha \rightarrow 0$$

A (21) séma tulajdonképpen felfogható úgy is, mint folyamatos átmenet a (19) egyenlet retrográd ($\alpha = -1/2$), centrális ($\alpha = 0$) és forward ($\alpha = 1/2$) differencia approximációja között. A közelítés előnye abban rejlik, hogy a hamis oszcillációkat és a hibás előjeleket kiküszöböli. (Az általános differencia séma tulajdonságait részletesen elemezte *Samarskij* (1984), a fenti séma tulajdonságait pedig *Stoyan* (1984).

Kétdimenziós egyenlet esetén a fentieket értelemszerűen alkalmaztuk. A (4) egyenlet véges differencia közelítésénél a (21) kifejezéshez hasonló típusú tagok léptek fel, azonban meglehetősen bonyolult formában (*Molnárka et al.*, 1987), melyek részletezését itt mellőzzük.

TEPP programrendszer. A programrendszer több modulja foglalkozik a különböző adatok modell inputként való előállításával. Ezek közül a legfontosabb a domborzati adatok létrehozása, mely a térbeli felbontás rögzítésével végeredményben a számítógép-kapacitás igényt is meghatározza.

A (14) egyenlet (21) séma szerinti megoldása során először a differencia egyenlet megfelelő együtthatóit, majd a hozzátartozó lineáris egyenletrendszer megoldását számítjuk ki. A számítási módszer a Gauss-elimináció alapszik, de csak az egyenletrendszer nem zérus együtthatóival dolgozik. (E programrész a feladat méretétől függően külső tárolót is igényelhet.) Az előállított áramfüggvény értékeket mágneslemezen tároljuk.

A következő részben a (6) egyenlet véges differencia alakjából kiszámoljuk az átlagáramlás komponenseit. Az eredményeket a rajzmodul vektoriális formában jeleníti meg.

Ezt követően a (11) egyenlet megfelelő alakjának megoldásával előállítjuk a lokális sebességvektor komponenseit, és az előzőleg említett rajzmodul segítségével megjelenítjük.

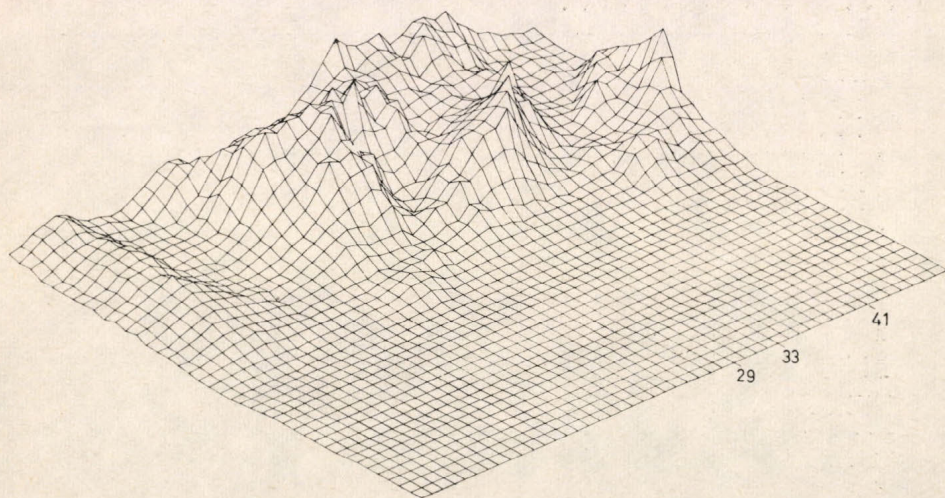
A fent részletezett programrendszert *Stoyan* dolgozta ki, FORTRAN programozási nyelven, a futtatásokra R-40 típusú számítógépen került sor.

3. Számítási eredmények

A modell tesztelését budapesti adatok felhasználásával végeztük el. A számítási tartományt ekvidisztans ráccsal fedtük le. A domborzatot az adott rácsnégyzet átlagos tengerszint feletti magasságával adtuk meg. A számítási tartomány perspektivikus képét az 1. ábrán $0,5 \times 0,5$ km-es rácsfelbontás alapján mutatjuk be. (Az ábra szerkesztéséhez *Koltai M.* által kidolgozott programot használtunk fel.)

A számítások során először a megfelelő peremfeltételeket választottuk ki, majd meghatároztuk a szükséges rácsfelbontást, végül pedig a különböző hegyprofilok feletti áramlási képeket vizsgáltuk.

Peremfeltételek vizsgálata. A feladathoz adekvát peremfeltételek meghatározása rendkívül fontos. A modellegyenlet levezetése során bemutatott négy határfeltétel közül elméleti megfontolások alapján nem lehetett az adott helyzetnek leginkább megfelelő feltételt kiválasztani. Ezért az egyes peremfeltételekkel

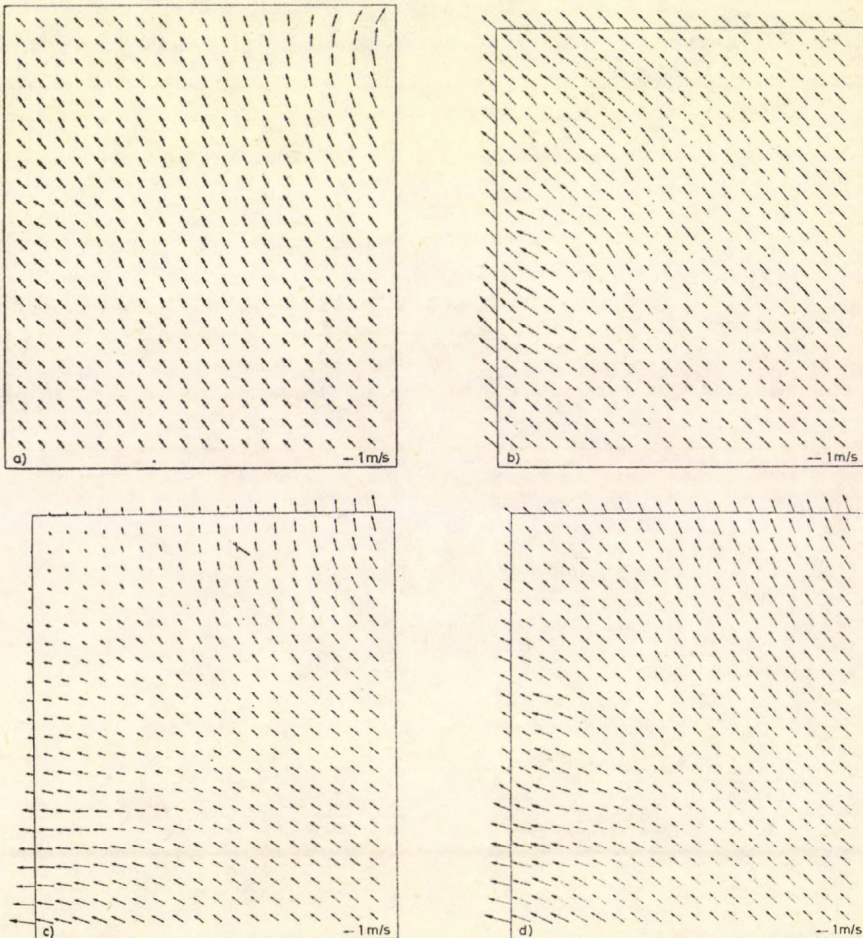


1. ábra: A vizsgált terület perspektivikus képe $0,5 \times 0,5$ km-es rácsnál mellett délkeleti irányból (A jobb oldalon feltüntetett számok a megfelelő vertikális metszetek azonosítására szolgálnak.)

külön-külön számításokat végeztünk. Számításaink közül példaként a $H = 550$ m vastagságú keveredési rétegre, DK irányú 1 m/s-os geostrofikus szél feltételezésével nyert átlagáramlási mezőket mutatjuk be a 2/a., b., c. és d. ábrákon.

A 2/a. ábrán látható mező kiszámításakor a (16) egyenlettel megadott peremfeltételt alkalmaztuk. Az áramlási mező ÉK-i szektorában fellépő DNy irányú szelek, valamint a budaörsi „csatorna hatás” elmaradása, arra utalnak, hogy az alkalmazott peremfeltétel nem adekvát. A sikertelen kísérletet magyarázhatjuk azzal, hogy a peremfeltételben megfogalmazott követelmény nem teljesül a számítási mező peremén (a jelzett integrálást a határokon végrehajtva nem zérus eredményt kapunk).

A 2/b. ábrán a (18) peremfeltétellel számított átlagáramlási mezőt mutatjuk be. Az áramlási képpel kapcsolatban három észrevétel tehető. Sem a budaörsi völgyben, sem a Duna északi völgyében nem alakul ki a csatornahatásra jellemző áramlási kép, végül pedig a budai hegyek mögött nem alakul ki „szélárnyékos”



2. ábra: Az átlagsebesség mező DK irányú, 1 m/s sebességű geostrofikus szél esetén, különböző egyenletekkel definált peremfeltétel esetén (a: (16); b: (18); c: (18a); d: (18b) egyenlettel számítva)

terület (azaz érdemi sebesség csökkenés). Így ezt a peremfeltételt, mely szerint a határon a kiáramlás iránya megegyezik a geosztrofikus szél irányával, a jelen helyzetben el kell vetnünk.

A 2/c. ábrát tanulmányozva, ahol a (18a) egyenlettel meghatározott határ-feltételt alkalmaztuk, már nem tapasztaljuk az előzőekben felsorolt hiányosságokat. Ugyanakkor a hegy mögött irreális mértékben csökkent az áramlási sebesség. Ezért – megítélésünk szerint – ez a peremfeltétel sem alkalmazható az adott feladat esetében.

Számításaink alapján a valós helyzetnek leginkább megfelelő áramlási képet a (18b) feltétel alkalmazásával kaptuk (2/d. ábra). Itt az első három esetben felsorolt hiányosságok már nem lépnek fel. Mind az elvárt csatornahatások, mind a hegy mögötti szélsébség csökkenés, illetve a hegy körüláramlása bekövetkezik. Az áramlási kép egybeesik a tapasztalatokkal, ezért a későbbi számításokban is ezt a peremfeltételt alkalmaztuk.

Horizontális felbontás. A városi légszennyeződés jellegének, a források struktúrájának és a rendelkezésre álló mérési adatoknak megfelelően a rácsfelbontás alsó határát 0,5 km-ben célszerű megadni. Ugyanakkor légszennyeződési szempontból még kellően pontos eredmények nyerhetők az 1 km-es felbontás esetén is. A számítógépes kapacitás-igény szempontjából azonban nem közömbös, hogy melyik felbontást használjuk. A két változat kapacitás igénye egy konkrét esetben, R – 40 típusú számítógépen a következő:

Az áramlásfüggvény meghatározása

rácsállandó (km)	rácspontok száma	gépidő CPU (S)	memória (Kbyte)	
			belső	külső
1×1	480	2 3,7	196	156
0,5×0,5	1920	29 40	396	1004

Az átlagáramlás kiszámítása

rácsállandó (km)	CPU (S)	memória (Kbyte)
1×1	20	204
0,5×0,5	53,7	240

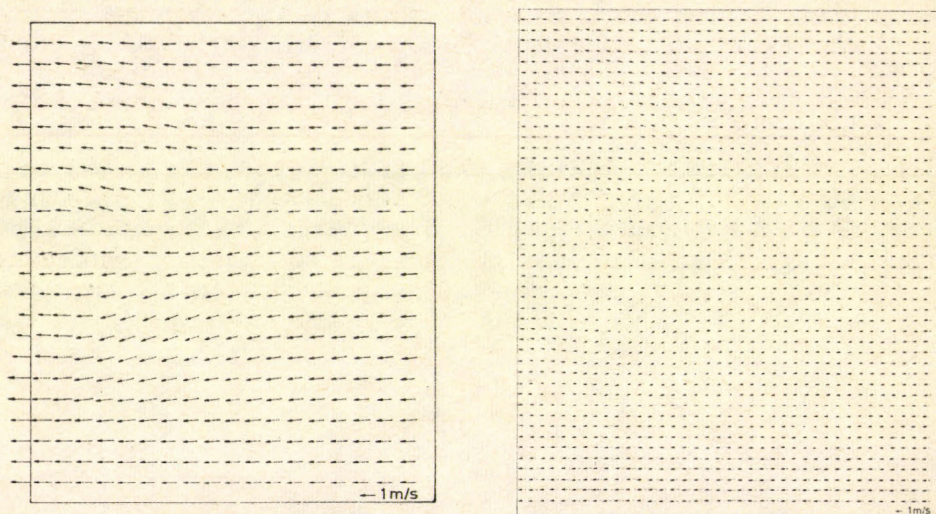
A lokális sebesség meghatározása

rácsállandó km	CPU (S)	memória (Kbyte)
1×1	10,6	172
0,5×0,5	17,2	210

A bemutatott adatok alapján egyértelmű, hogy az 1 km-es felbontással végzett számítások számítástechnikai igénye közepesnek mondható, azaz a kidol-

gozott modell a fenti feltételek mellett teljesíti a modellalkotás legfontosabb követelményét, a közepes számítástechnikai igényt. Látható ugyanakkor, hogy a 0,5 km-es felbontás esetén ez az igény közel egy nagyságrenddel növekszik. Ezért az alkalmazhatóság szempontjából fontos eldöntendő kérdés, hogy az 1 km-es felbontáskor az áramlási mező kielégítő pontosságú-e, illetve olyan eltérések mutatkoznak-e, amelyek feltétlen szükségessé teszik a sűrűbb rácshálózat alkalmazását.

Számításainkból egyértelműen következik, hogy a rácshálózat fenti mértékű ritkítása a szélmezőben csak minimális eltérést eredményez. A vizsgálatot két



3. ábra: Az átlagos szélsébségmező keleti irányú, 1 m/s sebességű geostrofikus szél esetén, 1 km-es (baloldalon) és 0,5 km-es (jobbra) rácshálózat mellett

lépésben hajtottuk végre. Az első fázisban az átlagáramlás mezejét vizsgáltuk, a második lépésben pedig a sebességi mezőt – eltérő domborzati profilok mellett – más-más vertikális metszetben.

A bemutatásra kerülő számításokat 1 m/s K-i irányú geostrofikus szél és $H = 550$ m keveredési rétegvastagság feltételezése mellett hajtottuk végre. A K-i irányú áramlás szimulálása mellett meteorológiai és számítástechnikai érvek szóltak.

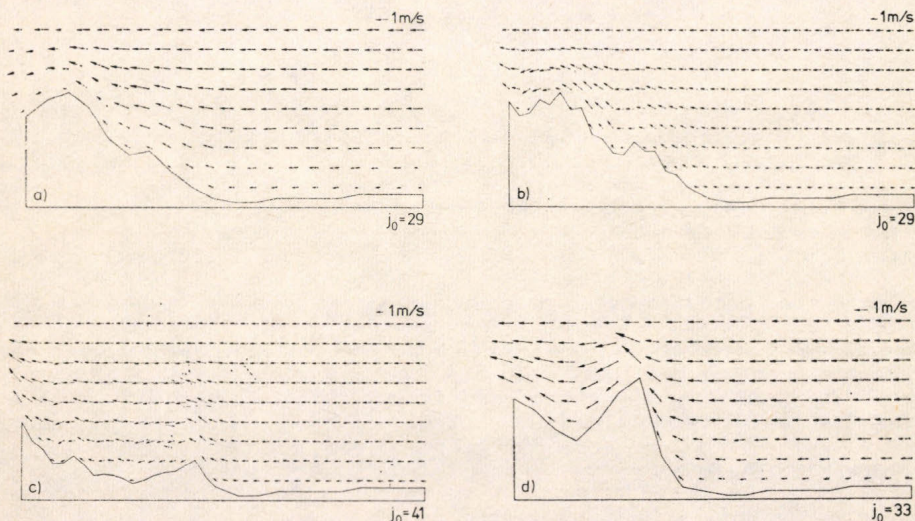
A 3. ábra baloldalán az 1, jobboldalán pedig a 0,5 km-es felbontással számított átlagsebesség mezőket adtuk meg. Mint az ábrán is látható, a két mező lényegében megegyező. A számított értékekben is minimális az eltérés (abszolút értékben kisebb, mint 17%, irányban pedig kisebb, mint 13 fok.)

Az átlagsebesség mező általános jellemzője az, hogy a K-i iránytól és az 1 m/s sebességtől csak a magasabb hegyek környékén tér el jelentősen. A 0,5 km-es felbontás esetén az iránybeli eltérés az alapállapottól maximálisan 24 fok, a sebesség-eltérés maximuma pedig 99%. Természetesen az átlagsebességben csak gyengén tükröződik a szél tényleges változása (a vertikális integrálás miatt). A szélmezőben fellépő valóságos változást tehát az egyes rácspontokra kiszámított sebességvektorokon lehet lemérni. Ezért a második lépésben a konkrét sebességi mezőt vizsgáltuk.

Az azonos feltételek esetén végrehajtott számításokat – célzatosan kiválasztott vertikális metszetben – az 4/a. és b. ábra szemlélteti. (A metszetet úgy választottuk ki, hogy az jelentős méretű dombot foglaljon magába, és a domborzat a felbontás sűrítésekor módosuljon is.) A számítási eredményekben fellépő eltérések (a metszet síkjában vizsgálva) a következők:

- szélirányban a maximális eltérés 21 fok, az átlagos eltérés 5 fok.
- a szélességben a maximális eltérés 19%, az átlagos eltérés 4%.

Számításaink alapján kijelenthetjük, hogy a terjedés számításoknál megkívánt pontosságot nem veszélyezteti az, ha csak 1 km-es rácsfelbontást alkalmazunk.



4. ábra: Szélességmező a $j_0 = 29$ metszetben kelet – nyugat irányú, 1 m/s sebességű geostrofikus szél és 1 km-es rácsállandó mellett (a) és 0,5 km-es rácsállandóval (b), $j_0 = 41$ (c) és 1 km-es rácsállandóval $j_0 = 33$ (d) esetén

Az áramlási kép és a hegyprofil kapcsolata. Az áramlási modell verifikálása profilmérések hiányában gyakorlatilag kilátástalan vállalkozás. Ugyanakkor a modell viselkedését mégis legalább kvalitatív módon ellenőrizni próbáltuk. Azaz a legkülönbözőbb helyzetekben több vertikális metszetben vizsgáltuk az áramlási képet. A legfontosabbnak az eltérő hegyprofilok áramlásra gyakorolt hatásának elemzését tartottuk. Tehát megvizsgáltuk, hogy hogyan alakul a számított mező, erősen tagolt, meredek hegyek felett (4/c. ábra), a viszonylag alacsony dombok felett (4/d. ábra), illetve egy „átlagos” hegy esetén (4/b. ábra). Mindegyik esetben egyértelmű, hogy a hegyek előtt – a meredekségtől függően – feláramlási zónák, illetve a hegyek mögött leáramlási területek alakulnak ki. A mérési és észlelési tapasztalatokhoz hasonlóan megtalálhatók a hegyek között és a hegyek mögött a „szélárnyékos” zónák is. Sőt mint érdekes jelenség megemlíthető, hogy a 4/a. ábrán hullámok is fellépnek. E hullámok oka nem az áramlás irányát keresztvező hegygerinc, azaz nem lee-hullámokról van szó, hanem a hullámok a metszet síkjától jobbra és balra elhelyezkedő hegyek hatására alakulnak ki.

Összefoglalva megállapítható, hogy az áramlási mezők a tapasztalattal egyező képet mutatnak.

4. Következtetések

A bemutatott áramlási modell segítségével a városi légszennyeződés kialakulásában különös jelentőségű gyenge légáramlások modellezhetők. A modell segítségével az inhomogén felszín feletti áramlások háromdimenziós mezeje állítható elő.

A számítások a matematikai eljárás stabilitásának és az alkalmazott rácsfelbontásnak köszönhetően viszonylag nem jelentős számítástechnikai kapacitást kötnek. A fenti tulajdonságok lehetővé teszik a légszennyezőanyagok átalakulását is magába foglaló transzport-modell létrehozását, melyet a dolgozat II. részében ismertetünk.

IRODALOM

- Alaka, M. A. (ed.), 1960: The airflow over mountains. *WMO Technical Note No. 34*.
- Atkinson, B. W., 1981: *Meso-scale atmospheric circulations*. Academic Press, London.
- Berljand, M. E., 1981: *Moderne Probleme der atmosphärischen Diffusion und Verschmutzung der Atmosphäre*. Akademie-Verlag, Berlin.
- Carpenter, K. M., 1979: An experimental forecast using a non-hydrostatic mesoscale model. *Q. J. Roy. Met. Soc.* 105, 629–655.
- Hanna, S. R., 1982: Review of atmospheric diffusion models for regulatory applications. *Technical Note No. 177*.
- Klemp, J. B. and Lilly, D. K., 1975: The dynamics of wave-induced downslope winds. *J. Atm. Sci.* 32, 320–339.
- Koppert, H. J., 1980: Trajektorienberechnung in gebirgigem Gelände bei Inversionswetterlagen. *Annalen der Met.* 16, 134–136.
- Mahrer, Y. and Pielke, R. A., 1976: The numerical simulation of the airflow over Barbados. *Monthly Weath. Rev.* 104, 1392–1402.
- Mahrer, Y., Segal, M. and Pielke, R. A., 1985: Mesoscale modelling of wind energy over non-homogeneous terrain. *Boundary-Layer Met.* 31, 13–23.
- Molnárka Gy., Farzan, R. és Stoyan, G., 1987: *Numerikus módszerek és alkalmazásai*. Műszaki Könyvkiadó, Budapest (megjelenés alatt).
- Nicholls, J. M., 1973: The airflow over mountains. Research 1958–1972. *WMO Technical Note No. 127*.
- Pielke, R. A., McNider, R. T., Segal, M. and Mahrer, Y., 1983: The use of a mesoscale numerical model for evaluation of pollutant transport and diffusion in coastal regions and over irregular terrain. *Bull. Amer. Met. Soc.* 64, 243–249.
- Pielke, R. A., 1984: *Mesoscale meteorological modelling*. Academic Press London, New York.
- Samarskij, A. A., 1984: *Theorie der Differenzenverfahren*. Tauber, Leipzig.
- Segal, M., Mahrer, Y. and Pielke, R. A., 1982a: Numerical study of wind energy characteristics over heterogeneous terrain – Central Israel case study. *Boundary-Layer Met.* 22, 373–392.
- Segal, M., McNider, R. T., Pielke, R. A. and McDougal, D. S. 1982b: A numerical model study of the regional air pollution meteorology of the Greater Chesapeake Bay area. *Atm. Env.* 16, 1381–1397.
- Stoyan, G. 1984: Explicit error estimates for difference schemes solving the stationary constant coefficient diffusion-convection-reaction equation. *ZAMM* 64, 173–191.
- Stoyan, G., Müller, W. and Baumert, H. 1986: Numerische Simulation von wind- und durchflussinduzierten Strömungen in Flachgewässern auf der Basis des Ekman Modells. *Acta Hydrophysica* 30, 51–67.
- Stoyan, G., 1986: Programcsomag szabadfelszínű áramlások és szennyezőanyag transzport számítására. *Hidrológiai Közlemény* (megjelenés alatt).
- Wallbaum, F., 1980: Numerische Simulation lokaler Windsysteme in Bereich eines Alpenteales. *Annalen der Met.* 16, 112–115.
- Vergeiner, I., 1976: Föhn- und Leewellenströmung in einem dreidimensionalen numerischen Modell. *Ber. nat.-med. Ver., Innsbruck.* 63, 11–56.
- Wippermann, F., 1973: *The planetary boundary-layer of the atmosphere*. Deutscher Wetterdienst, Offenbach.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 91. évf. 6. szám, 1987. november – december
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 91, No 6, Nov–Dec 1987, Budapest

A napsugárzás alakulása a Balaton környezetében 1951–1980 között

DÁVID ARANKA és KOZMA FERENC, Központi Meteorológiai Intézet, H–1525 Budapest, Pf. 38.

Temporal distribution of the solar radiation in Lake Balaton region for the period of 1951 – 1980. The lecture deals with energy processes in Balaton region and in its immediate neighbourhood for the period of 1951 – 1980. The physical, biological and chemical composition of the lake and the coastal zone changed considerably in this period. Built-in part of the coastal zone in comparison to earlier condition has increased in the last decade. This transformation altering albedo and absorbed radiation caused the change of radiation balance. The transformation of the radiation balance altered heat balance of the lake which has an effect on lake ecosystem. A well-considered human activity is necessary in the future to protect this very important resort of Hungary.

*

A napsugárzás alakulása a Balaton környezetében 1951 – 1980 között. A szerzők a Balaton és közvetlen környezetében lejátszódó energiaszabványokat ismertetik az 1951 – 1980 közötti időszakban. Ennek a periódusnak a folyamán ugyanis jelentős változások következtek be a tó fizikai – kémiai – biológiai összetételében, valamint a parti sáv tagozódásában. Ezenfelül az utóbbi évtizedben jelentősen megnőtt a parti sáv beépítettsége is. Mindez a sugárzás-forgalom megváltozását eredményezte. Következésképpen a tó hőháztartási rendszere is eltolódott, ez pedig visszahat az ökoszisztémára. A jövőben tehát körültekintő, környezetkímélőbb emberi tevékenységre van szükség e nagyon is jelentős üdülőkörzetünkben.

*

A szárazföldön, a vízben és a légkörben lejátszódó fizikai, kémiai és biológiai folyamatok legfőbb energiaforrása a felszínre érkező napsugárzás. Ezért rendkívül fontos azoknak az energiaszabványoknak a tanulmányozása, amelyek megszabják és irányítják a tó víztömege, a fölötté levő légtér, valamint a környező szárazföld fizikai állapotának változását, illetve kölcsönhatását.

A Balaton térségét – sokévi adatok alapján – Magyarország napfényben gazdagabb tájai közé sorolják, főként a nyári hónapokban. A nyári félvég 1516 óras *napfénytartama* csak kevéssel marad el az ország napfényben leggazdagabb Duna-Tisza közti tájaitól. A területi eloszlást tekintve a tó térségében télen a különbségek jelentéktelenek, ám tavasztól őszig Siófok környéke már valamivel több napsütést élvez, mint Keszthely.

A napfénytartamból számított *besugárzás* törzsértékei természetesen hasonló eloszlást mutatnak. Ám az időközben összegyűlt regisztrált adatsorokban az eltérések nem mindig egyirányúak. Ennek oka feltételezésünk szerint az, hogy a siófoki obszervatórium tó fölött elhelyezett mérőműszeréhez derült időjárás esetén a tó fölötti párásabb levegőn keresztül érkeznek a napsugarak, ezért nagyobb elnyelődést szenvednek, mint Keszthelyen, ahol a műszer a tótól mintegy

400 – 500 m-re nyert elhelyezést. Mint tudjuk, a Balaton légnedvességre gyakorolt hatása a legtöbb időjárási helyzetben csupán a közvetlen környezetére korlátozódik, a parttól távolodva rohamosan csökken.

Mindenesetre úgy tűnik, hogy Keszthelyen derült napokon a besugárzás intenzitásának e csekély többlete némiképpen pótolja a síófoknál nagyobb fokú borultság miatti sugárzásesökkenést. Minthogy azonban Keszthely és Siófok globálisugárzásában mutatkozó 4% körüli eltérés a sugárzásmérések hibahatárán belül van, nem követünk el nagy hibát, ha a tó északi és déli medencéjére érkező besugárzást közel azonosnak tekintjük, és a továbbiakban a Balatonra és közvetlen környezetére érkező globálisugárzás területi átlagát Keszthely és Siófok besugárzásának számtani közepeként adjuk meg (*I. táblázat*).

I. TÁBLÁZAT

A globálisugárzás havonkénti területi átlaga a Balatonon és környékén, MJ · m⁻²

Időszak	Jan.	Febr.	Márc.	Ápr.	Máj.	Jún.	Júl.	Aug.	Szept.	Okt.	Nov.	Dec.	Év
1951 – 1980	113	174	337	433	580	634	648	556	392	255	119	83	4324
1931 – 1960	105	230	348	456	595	649	670	586	406	268	126	83	4522
1971 – 1974	100	163	327	427	607	611	632	574	402	260	151	96	4350

A táblázat első sora az általunk 1951 – 1980 időszak adataiból számított globálisugárzás területi átlaga havonkénti bontásban. A napfénytartamból számított 1931 – 1960-as átlagok évi összegben 200 MJ-lal magasabbak az 1951 – 1980-as átlagoknál. A táblázat utolsó sorában az 1971 – 1974-ben végzett komplex sugárzás- és hőháztartás-vizsgálatok eredményét mutatjuk be. A kapott értékek a hosszú sorozathoz (1951 – 1980) közelebb állnak, mint a napfénytartamból számíthatóhoz.

A felszínre érkező sugárzás egy része visszaverődik. A visszavert- és a globálisugárzás hányadosa az *albedó*, amelynek nagysága a besugárzás intenzitásán és a napmagasságon kívül erősen függ a felszín anyagi összetételétől. Az 1958 és 1963 között végzett kutatások során a tó vizének albedóját kielégítő pontossággal meghatároztuk: magas napálláskor derült időben a víz albedója 6 – 7%, ám 10 fokos napmagasság idején már 16 – 17%. Teljesen borult napokon a szórt sugárzásból a víz felszíne 8 – 9%-ot ver vissza. Tulajdonképpen a napmagasság évi változásának hatása nyilvánul meg az albedó évi menetében, amit a tó jéggel vagy hóval borított volta még tovább módosít.

II. TÁBLÁZAT

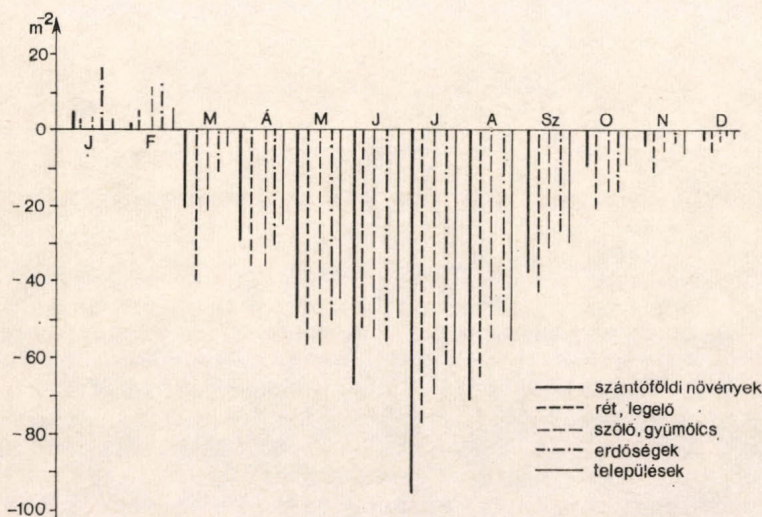
Különféle felszínek albedója, %-ban

Július		Január	
Beérett gabona	25	Friss hó, sík területen	75
Kukoricaföldek	22	Régi hó, sík területen	55
Rétek, legelők	20	Jégborítás a vízfelszínen	35
Szőlők, gyümölcsösök	19	Erdő, összefüggő hótakaróval	28
Erdőségek	17	Erdő, hófoltokkal	22
Száraz barna erdőtalaj	14	Rét, legelő hó nélkül	19
Vízfelszín	8	Vízfelszín, jég nélkül	13
		Lombtalan erdő, hó nélkül	11
		Nedves, szántott barna erdőtalaj	10

Lényegesen kevesebb adatunk van a tó változatos szárazföldi környezetének albedójáról, ezért jelen számításainkhoz felhasználtuk az ország különböző részein, különféle felszínek felett folytatott mérések eredményeit is.

A mezőgazdasági területek albedóit az egyes szántóföldi növények albedójának növényfajták aránya szerint súlyozott értékeiből állítottuk elő. Különválasztottuk a szőlőkultúrák és gyümölcsösök, az erdőségek, a rétek és legelők albedóját, s végül a téli hónapokban figyelembe vettük a jég- és hóborítottság mértékét is.

Különböző felszínek visszaverőképességét összehasonlítva (II. táblázat) azt tapasztaljuk, hogy nyáron mindig a vízfelszín albedója a legalacsonyabb, majd sorrendben a Keszthely környéki barna erdőtalaj, az erdőségek, szőlők, gyümölcsösök



1. ábra: Különböző felszínek által havonként elnyelt sugárzás a vízfelszínéhez képest

csösök aktív felszíne következik. Fokozatosan nő az albedó a rétek, legelők és különböző mezőgazdasági növények esetében. A példaként kiválasztott felszínfajták közül a beérett gabonaföld 25%-os albedója arra vall, hogy a növények fejlődésük különböző szakaszaiban is eltérő mértékben verik vissza a felszínükre érkező sugárzást.

A téli hónapokban az albedó terén sokkal nagyobbak az eltérések. Ekkor a nedves, szántott barna erdőtalajok, a lombtalan hó nélküli erdőségek és a jégmentes víz egymáshoz igen közeli, 11 – 13%-os értékekkel a legkisebb visszaverőképességű felszíneket képviselik. Ha azonban valamelyik területen hó, hófolt, vagy jégbevonat keletkezik, ugrásszerűen megnő az albedó. A tavat borító – legalább 10 cm-es – jégréteg visszaverőképessége már 35% körüli, sőt ha a jeget, a réteket, mezőgazdasági területeket friss hó borítja, 70 – 75%-os is lehet a reflexió.

Külön gondot okozott a települések albedójának meghatározása. Itt csupán irodalmi adatokra támaszkodhattunk. A Balaton környéki települések jobbára kertvárosi jellege miatt a fás-ligetes területek és a városi albedó 2:1 arányú súlyozását tartottuk a legmegfelelőbbnek.

A globálsugárzás és az albedó ismeretében kiszámítható a különböző felszínek rövidhullámú egyenlege, vagyis az az energiamennyiség, amelyet az aktív felszín elnyel. Az elnyelt energiamennyiség a felszín és a mélyebb rétegek felmelegítésére fordítódik. Legkisebb albedója miatt a vízfelszín nyeli el a legtöbb sugárzást, ezért a különböző felszínek által elnyelt rövidhullámú sugárzást a vízfelszínhez viszonyítottuk. Az eltéréseket az 1. ábrán mutatjuk be. Januárban és februárban, amikor a Balatont túlnyomórészt jég borítja, 10–15 MJ-lal több sugárzást nyel el a környező szárazföld, mint a tó. Ám amikor a jég elolvadt, az összes többi hónapban az elnyelt sugárzás a szárazföldi felszíneken mindig kisebb, mint a vízfelszínen, az eltérés a maximumát június–augusztus között éri el, a szántóföldeken a mezőgazdasági növények érése, sárgulása idején. Ősz felé haladva a szárazföld sugárzáselnyelése továbbra is kisebb, mint a vízé, de az eltérések csökkennek.

III. TÁBLÁZAT

Az elnyelt sugárzás évi összege különböző felszíneken
MJ·m⁻²

Vízfelszín	4080	Gyümölcsös, szőlő	3700
Települések	3820	Mezőgazdasági ter.	3600
Erdőségek	3790	Rét, legelő	3550

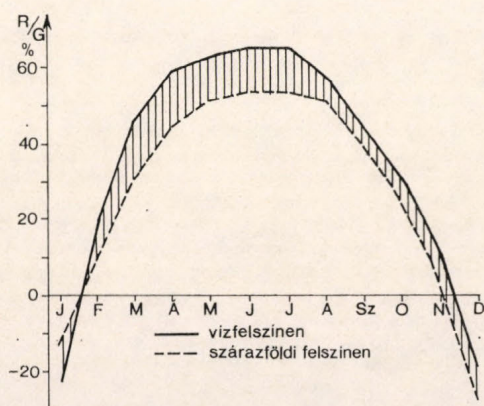
A Balatonon és környezetében elnyelt sugárzás évi összegének a változatos voltát III. táblázatunkban mutatjuk be. Az itt közölt adatok szerint a tó vízfelszíne a m²-enként évente átlagosan 4080 MJ energiát elnyelt sugárzásbevitelével messze felülmúlja valamennyi szárazföldi felszínt. A rétek, legelők növényzettel egyenletesen borított felszíne 15%-kal kevesebb energiát nyel el évente a víznél. Ugyanakkor a települések jól tagolt felszíne lényegesen több sugárzási energia elnyelésére képes: csupán 7%-kal kevesebb a víznél. Ez az energiátöbblet a települések fokozottabb fölmelegedését eredményezi.

Az elnyelt sugárzás a teljes sugárzási egyenleg alapvetően meghatározó tagja, ebből azonban bizonyos hányad veszendőbe megy hosszúhullámú hőki-sugárzás formájában. A hosszúhullámú kisugárzás meghatározása történhet mérés útján, vagy számítással, de ez utóbbihoz az aktív felszín hőmérsékletének pontos ismerete szükséges. A távérzékelésre, műholdas mérésekre vár az a feladat, hogy nagykiterjedésű felszínek hőmérsékletét kellő pontossággal mérjék. Az itt elmondottakhoz csupán olyan felszínfajták sugárzásegyenlegének kiszámítására szorítkoztunk, amelyen méréseink voltak.

Különböző felszíneken a globálsugárzásból megmaradó energiát úgy hasonlíthatjuk össze a legkönnyebben, ha a teljes sugárzási egyenleget a globálsugárzás százalékában fejezzük ki. A sugárzásegyenleg és a globálsugárzás hányadosa ugyanis az adott felszínre jellemző érték, és határozott évi menete van. A 2. ábrán a szaggatott görbe a szárazföldi felszínek átlagos egyenleg: globál (R/G) arányát jelenti, a folytonos görbe pedig a vízét. Az ábra szerint a Balaton víztömege a beérkező sugárzási energiából január kivételével mindig több energiát hasznosít, mint a szárazföld. Télen a százalékok nagy negatív értéke azt jelenti, hogy a kisugárzott energia felülmúlja a beérkező sugárzás mennyiségét. Ezekben a hónapokban a kisugárzáshoz szükséges hőmennyiség a mélyebb víz-, illetve talajrétegekből, vagy advekcio útján pótlódik.

A Balaton és környezete sugárzáséghajlatát sugárzásegyenlegének alakulása szabja meg. A sugárzási egyenleget pedig az elnyelt sugárzás mennyiségén ke-

resztül döntő módon meghatározza a globálsugárzás és a felszín albedója. A tó vízének albedóját egyrészt az 1958 – 1963-as terepklimatológiai mérések, másrészt az 1971 – 1974-es sugárzás- és hőhártásmérések és kutatások során nyertük, tehát nagyrészt abból az időszakból származnak, amikor a tó ökológiai rendszerét még számottevően nem zavarta meg az emberi tevékenység. Az elmúlt 10 esztendőben a Balatonon és környezetében csupán más célok érdekében végzett rész-kutatások folytak, újabb, átfogó terepklimatológiai feltárás, sugárzás- és hőhártásmérés nem történt. Pedig éppen az utóbbi évtizedben sajnálatos változások következtek be a parti sávban és a tó fizikai-, kémiai-, biológiai összetételében: Megnőtt a parti sáv beépítettsége, szemben a korábbi állapottal, amikor még a vízpart igen nagy részét növénytakaró borította; a növényzet által elnyelt sugárzás pedig – amint láttuk – kisebb, mint a beépített területeké. Nőtt tehát a parti sáv felmelegedése.



2. ábra: A globálsugárzásból megmaradó energia, %

A tó vízében bekövetkező változások (amelyek nem kis részben a mezőgazdasági kemizálásra vezethetők vissza) megváltoztatták a víz színét, a víz átlátszóságát, megnövekedett a hinárral, moszattal benőtt terület, mindez pedig – éppen az elnyelt sugárzás csökkenésén keresztül – a sugárzásforgalom megváltozásához vezet. A sugárzási mérleg értékeinek eltolódása viszont a tó hőhártásmérési rendszerének megváltozását vonja maga után, ami azután ismét visszahat az ökoszisztémára. Az elmondottakból az következik, hogy a korábbi éghajlati sajátosságok, a tó és környezetének kölcsönhatása is bizonyos mértékben változást szenved napjainkban a Balaton térségében felgyorsult emberi tevékenység eredményeként. Nem lenne érdektelen ennek a folyamatnak és hatásainak szám-szerű tisztázása egy újabb komplex terepklimatológiai felmérés alapján.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 91, évf. 6. szám, 1987, november – december
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 91, No 6. Nov–Dec 1987, Budapest

Az éghajlati zaj, mint az átkaroló középértékek minimális maradéka

MIKA JÁNOS, Központi Légekfizikai Intézet, H–1675 Pf. 39 és
BONCZ JÓZSEF, Központi Előrejelző Intézet, H–1675 Pf. 32

Climatic noise: the minimum remainder of enveloping averages. Interpreting the climate as an one-point function of time the slow climate changes and climatic noise are being separated. Smoothing is designed with optimum enveloping averages minimizing the climatic noise in mean quadratic understanding for longer (100 years in our calculations), nearly homogenous periods. Analyzing some properties of this separation for 200 years long time series of temperature in Budapest and continental Northern Hemisphere the following can be established: 1. The optimum averaging period, the climatic noise as the remainder and its value compared to more traditional ways of noise interpretation is strongly dependent on the series itself. There is a considerable decrease in time series of the Northern Hemisphere (to 57 and 54 percents), while in the series of Budapest the decrease is only about 10%. 2. The proportion of signal of the linear trend and of noise is over 2 which means more than a 98% level of significance for the Northern Hemisphere. Proportions for Budapest are not so high. 3. Climatic noise exhibits almost no autocorrelation in both time series. 4. Statistical independence of the climatic noise and the optimum enveloping averages is not fulfilled. The linear trend of the original process and also the enveloping average itself in a later extent as regression variables explain a significant part of the noise. At the same time monthly averages in Budapest are basically independent of this two characteristics.

*

Az éghajlati zaj, mint az átkaroló középértékek minimális maradéka. Az éghajlatnak az idő pontszerű függvényeként való értelmezésével szétválasztjuk a lassú klímaváltozást és az éghajlati zajt. A simítást olyan optimális átkaroló közepeléssel végezzük, amely egy hosszabb (számításainkban 100 éves) közel egynemű időszakra átlagos négyzetes értelemben minimalizálja az éghajlati zajt. E szétválasztás tulajdonságait Budapest, illetve az Északi félgömb kontinenseinek 200 éves hőmérsékleti idősorain elemezve a következő főbb megállapításokat tettük: 1. Az optimális átlagolási hossz, a visszamaradó éghajlati zaj és ennek nagyság szerinti viszonya a zaj hagyományosabb kiszámítási módjaihoz erősen függ a vizsgált adatsortól. Számottevő a csökkenés (57%-ra, illetve 54%-ra) az Északi félgömb adatsorából, míg a budapesti idősorokban csupán 10% körüli. 2. A 100 – 100 éves lineáris trendek jelének és az éghajlati zajnak a hányadosa az Északi félgömbön jóval meghaladja a 98%-os szignifikanciát biztosító 2-es értéket, míg a budapesti hányadosok ezt nem érik el. 3. Az éghajlati zaj mindkét idősorban lényegében autokorreláció-mentes. 4. Az éghajlati zaj és az átkaroló közepek statisztikai függetlensége az évi átlagokra nem teljesül. Az eredeti folyamat lineáris trendje, illetve kisebb mértékben a mozgó átlag, mint regressziós változók a maradék varianciájának szignifikáns részét magyarázzák. A budapesti havi átlagok ugyanakkor lényegében függetlenek e két jellemzőtől.

*

Bevezetés. A gyakorlatban – ideértve a tudományos kutatás gyakorlatát is – a változó éghajlatot mindig valamilyen véges intervallumon értelmezzük, amely elegendően hosszú ahhoz, hogy a paraméterek – elsősorban a várható értékek – már megbízhatóan becsülhetők legyenek, de nem annyira hosszú, hogy egymástól

lényegesen eltérő klímákat mosson össze. E követelményeket a normatív 30 év nagyjából kielégíti, mivel a meteorológiai elemek eddig ismert általánosított időspektrumában (pl. *Mitchell*, 1976) a néhány évtizedes periódusidők lokális minimumot képviselnek, vagyis e tartományon belül csekély az éghajlat változékonysága.

Az éghajlat intervallum-függvényként való értelmezése amellet, hogy megfelel az „átlagos időjárás + lehetséges szélsőségek” eredeti értelmezésnek (pl. *Dobosi és Felméry*, 1974) és a gyakorlati kiszámíthatóság követelményének, két elvi-módszertani problémát hordoz. Az egyik az, hogy a statisztikai paramétereknek csak akkor van az intervallum egyes éveire is vonatkoztatható jelentősége, ha feltételezzük az intervallumban a (minta által reprezentált) sztochasztikus folyamat (vagyis a klíma) állandóságát az intervallumon belül. Ugyanezt a kívánalmat *Leith* (1975) úgy fogalmazza meg, hogy a légkör a külső tényezőkkel statisztikai egyensúlyban legyen. Vannak időszakok, amikor a klíma 30 év alatt a tapasztalat szerint akár egy földrajzi pontban, de még inkább területi átlagban jelentősen módosul, illetve modell-kísérletek alapján valószínűsíthető, hogy a mély-óceán több évtizedes termikus késleltető hatása miatt (*Hoffert et. al.*, 1980) a légkör szinte soha nincs – akár csak statisztikai jellemzőinek elfogadható állandósága szerint – egyensúlyban a külső tényezőkkel. A másik probléma az, hogy a magasabb statisztikai momentumok megbízható becsléséhez általában hosszabb idő kell, mint a várható érték esetében, kivált, ha a szabad (pl. oszcillációs, vagy lokálisan a cirkulációs eredetű), illetve a kényszerített (pl. vulkáni) változékonyság (*Lorenz*, 1979) egyidejűleg van jelen. Ezen elvi-módszertani problémák mellett további nehézség, hogy az intervallumhoz kötődő éghajlat esetében nincs mód az ezen belüli klímaváltozás regisztrálására, illetve, hogy a szórás, mint a változékonyság jellemzője, összemossa a sztochasztikus folyamat várható értékének az intervallumon belüli lassú változását a tényleges zaj-jellegű ingadozással. Ez utóbbi hátrányok néhány tudományos probléma összefüggésében különösen szembeűnővé váltak.

A pontszerűen definiált változó klíma kvantitatív jellemzésének szükségessége először is az időfüggő, tehát az elsőfajú prognózisok megjelenítésére legalább potenciálisan alkalmas, éghajlati modellek verifikálásával kapcsolatban fogalmazódik meg. E modellek ugyanis az éghajlati zaj fizikai megjelenítésére nem, vagy csak részben, a kényszerített változékonyságon (vulkánosság stb.) keresztül képesek. Fontos lenne annak az ismerete, hogy a tényleges változások lassú komponensét milyen pontossággal adják vissza abban az esetben, ha csak a hosszú karakterisztikus idejű gerjesztéseket tartalmazzák.

E feladat szimmetrikus párja, az éghajlati anomáliák – hagyományosabb fogalmaink szerint a havi és évszakos időjárás – prognózisa, ami éppen az éghajlati zaj aktuális értékének konkrét időpontbeli megjelenítése. Itt azt kellene tudni, hogy a prognózissal nyert információ-többlet mekkora hányadát eredményezik a valóban ezt az időskálát jellemző prognosztikai kapcsolatok, illetve mekkora a lassú, megmaradási jellegű, vagy a prediktort és prediktandust egy-szerre vezérlő klímaváltozások szerepe.

Visszatérve a klímaváltozásokhoz, azok pontszerű értelmezését és az éghajlati zaj ezáltal remélhető tisztább meghatározását további két probléma indokolja. Az egyik probléma, hogy a nagyszámú éghajlati modell (*Schlesinger*, 1984; *Mika*, 1985) eredményei nyomán felvetődik az antropogén tevékenység eddigi éghajlati következményének tapasztalati igazolása (más megfogalmazásban a hatás detektálása), ami mindenképpen szükséges ahhoz, hogy az antropogén

klímaváltozásokat a mai kutatási probléma helyett igazolt környezeti kockázatnak tekinthessük. A detektálás jellegzetes megközelítési módszere a híradástechnikából átvett jel/zaj arány vizsgálata. Ennek, a hagyományos Student-féle t-próba általánosításaként, két megfogalmazása fordult elő. Az egyik megközelítés szerint az idősor két tetszőleges időpontjából származó értékek különbségét, vagy valamilyen trend-függvény helyettesítési értékét tekinti jelnek, s e két időpontbeli különbség változékonyságát, vagy ami autokorreláció-mentes zaj esetén ezzel egyenértékű, az alap-adatok szórásának kétszeresét pedig zajnak. (Hayashi, 1982; WMO, 1982). A másik megközelítésben két időintervallum várható értékeinek eltérése a jel, s a számtani középnek a mintára jellemző hibaszórása a zaj (Madden és Ramanathan, 1980). E számítási eljárásokhoz általában csak az autokorreláció hiányának feltételezésével lehet elméleti szignifikancia-próbát alkalmazni, ami a hagyományos klímdefiníciók mellett a lassú folyamatok miatt általában nem teljesül (Wigley és Jones, 1981).

Végül, de nem utolsó sorban az éghajlat változékonyságát a változó éghajlat maradékeként előállítva könnyebben felfedezhető, ha az antropogén klímaváltozás a várható értékekben való megjelenést megelőzve először a magasabb momentumokban jelentkezik.

A dolgozat célkitűzése az éghajlat optimális pontszerű értelmezése és az így keletkező éghajlati zaj néhány tulajdonságának elemzése. Az első fejezetben bevezetjük az optimális átkaroló középérték-folyamatot, mint a hagyományos kvantitatív klímdefiníciók általánosítását. Az éghajlati zajt minimalizáló mozgó átlag az intervallumban változatlan várható értéknek azt a tulajdonságát általánosítja, amely szerint a minta várható értéke az a szám, amely minimalizálja a minta-elemek és e szám átlagos négyzetes eltérését (pl. Gulyás, 1983). Az általánosított változat előnye, hogy megengedi a várható érték analógiájának (ti. az átkaroló középértékeknek) időbeli változását. A második fejezetben Budapest havi és évi középhőmérsékletének, valamint az Északi-félgömb kontinentális átlaghőmérsékletének 200 évi idősoraiból származó éghajlati zaj néhány tulajdonságát vizsgáljuk. A diszkussziós zárófejezetben megegyeszer összefoglaljuk a pontszerű klímdefiníció előnyeit és hátrányait.

1. A klímaváltozás és az éghajlati zaj szétválasztása

Legyen egy tetszőleges térbeli pont, vagy tartomány tetszőleges meteorológiai elemének valamely t időpontban értelmezett (vagyis legalább egy hónapra átlagolt) értéke $A(t)$. A napi, illetve évi menet a szokásos additív szétválasztás (ti. periodikus és nem periodikus tagokra) helyett úgy vehető figyelembe, hogy a havi átlagolást csak a napi menet bizonyos $\bar{\varphi}_1$ szakaszán (pl. nappal vagy egy adott észlelési időpontban), illetve az évi menet $\bar{\varphi}_2$ szakaszán (pl. hónapjában) végezzük el. Ez a megoldás elejét veszi e két triviális, de mindenkor az éghajlat szerves jellemzőjének tekintett periódus hossza, illetve az éghajlati időskála 1 hónapos alsó határa viszonylatában kezdeményezhető polémiának (Koppány, 1986) és leegyszerűsíti a triviális periódusok amplitudójában és fázisában esetleg fellépő (Boncz és Mika, 1981) lassú változások kezelését azáltal, hogy ezeket a $\bar{\varphi}_1$ és $\bar{\varphi}_2$ függvényeként az $A(t)$ -ban visszamaradó nem periodikus összetevőkre olvasztja.

Keressük ezek után a periódusmentes $A(t)$ idősor felbontását $C(t)$ éghajlati és $F(t)$ fluktuációs tagokra

$$A(t) = C(t) + F(t) \quad (1)$$

alakban, ahol $t = t(\bar{\varphi}_1, \bar{\varphi}_2)$ értelmezése függ a napi és évi menet választott szakaszaitól. Minthogy a szétválasztást csak a meglevő $A(t)$ idősor alapján tehetjük meg, az $A(t)$ idősor matematikai szűrési feladatával állunk szemben. A matematikai statisztika meteorológiai alkalmazásában is sokféle eljárás ismeretes (pl. Poljak, 1979), melyek közül általában a feladat jelöli ki többé-kevésbé egyértelműen a legcélszerűbbet. Esetünkben a legegyszerűbb átkaroló közepeknél maradunk egyrészt az éghajlat hagyományos értelmezéséből kiindulva, másrészt azért is, mert a jel és a zaj szétválasztását nemigen szolgálja olyan eljárás, amely egy adott (pl. az intervallum középső-) évét nagyobb súllyal venné számításba a többihez képest.

1.1 *Az éghajlat, mint intervallum-jellemző.* E szűrés az adatokkal lefedett időszakon belül mozgó t végponttól visszafelé kijelölt intervallumokban a konvencionális számítási megoldásokból kiindulva a következő lépésekben értelmezhető:

1) a teljes minta felhasználása

$$C_t(\tau) = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t A(i), \quad \tau = 1, \dots, t \text{ év} \quad (2)$$

2) éghajlati normálértékek

$$C_{30}(\tau) = \frac{1}{30} \sum_{i=t-29}^t A(i), \quad \tau = t-29, \dots, t \text{ év} \quad (3)$$

Látható, hogy e két definícióban C_t és C_{30} csak a határ-ponttól függ, az időszakon belül viszont állandó. A szórás, amely az idősor figyelembe vett elemeinek és az éghajlati átlag eltéréseinek a négyzetes átlaga, eszerint

$$S_t^2 = M[(A - C_t)^2], \quad (4)$$

illetve

$$S_{30}^2 = M[(A - C_{30})^2]. \quad (5)$$

E két hagyományos felbontás kedvezőtlen vonása, hogy csak t megváltozásával engedik C változását, az időszakon belül nem, továbbá az S_t és S_{30} nem csak az évközi változékonyságot, de a lassú klímaváltozást is magában foglalja.

1.2 *Az éghajlat mint az idő pontszerű jellemzője.* E két hátrány leküzdése érdekében térjünk át az éghajlat egyetlen időponthoz kötődő értelmezésére. Az 1. és 2. konvencionális megoldások lehetséges kiterjesztése az adatsor mozgó t végét követő első év rögzített szakaszára ($\bar{\varphi}_1$ és $\bar{\varphi}_2$ szerint):

$$1^* \quad C_t^*(t+1) = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t A(i), \quad (6)$$

illetve

$$2^* \quad C_{30}^*(t+1) = \frac{1}{30} \sum_{i=t-29}^t A(i). \quad (7)$$

Az éghajlati zajt ez esetben nem a származtatási időszakra, hanem valamely — ennél hosszabb — olyan egynemű I periódusra célszerű értelmezni, melynek során a külső tényezők változása (esetleg állandósága) és változékonysága nagy-

jából állandó. Dolgozatunkban ilyenek tekintjük a közel exponenciális CO₂-dúsulás folytán az idő lineáris függvényével (*Augustson és Ramanathan, 1977*) gerjesztett 1881–1980, illetve az ettől mentes, lényegében csak természetes hatások által vezérelt 1781–1880 közötti száz-száz évet. Az éghajlati zaj ennek megfelelően

$$(S_t^*)^2 = M[(A(t+1) - C_t^*(t+1))^2] \quad t+1 \in I \quad (8)$$

és

$$(S_{30}^*)^2 = M[(A(t+1) - C_{30}^*(t+1))^2] \quad t+1 \in I \quad (9)$$

Egy korábbi dolgozatunkban (*Mika és Boncz, 1983*) a 2* szétválasztás egy olyan

$$3^* \quad C_{\text{opt}}^*(t+1) = \frac{1}{n_{\text{opt}}} \sum_{i=t-n_{\text{opt}}+1}^t A(i) \quad (10)$$

általánosítását vizsgáltuk, amelyre

$$(S_{\text{opt}}^*)^2 = M[(A(t+1) - C_{\text{opt}}^*(t+1))^2] \quad t+1 \in I \quad (11)$$

minimális az átlagolás n hosszának értékei közül a kérdéses I intervallumon.

Ez az eljárás ugyan minimalizálja, de meg nem szünteti azt a hátrányt, hogy a C tag bármely időpontban csak a megelőző időszak adataiból számítható, tehát a felhasznált információ súlypontja mindenképpen egy korábbi időpontra esik.

Hogy e negatívumtól megszabaduljunk, módosítsuk a számítási algoritmust:

3) átkaroló középértékek:

$$C(t) = \frac{1}{2k+1} \sum_{i=t-k}^{t+k} A(i) \quad (12)$$

alakban, vagyis a klímaváltozást a t időpont körül szimmetrikusan elhelyezkedő $(2k+1)$ év hosszúságú intervallumból számoljuk. (Természetesen ez csak az idő-sor belsejében, vagyis a teljes adatsor hosszánál $2k$ évvel rövidebb tartományon végezhető el.) Az átlagolási hossz megválasztásánál definíció szerint azt követeljük meg, hogy az éghajlati zaj

$$S = M[(A(t) - C(t))^2] \quad t \in I \quad (13)$$

minimális legyen, kizárva a triviális $k = 0$ esetet.

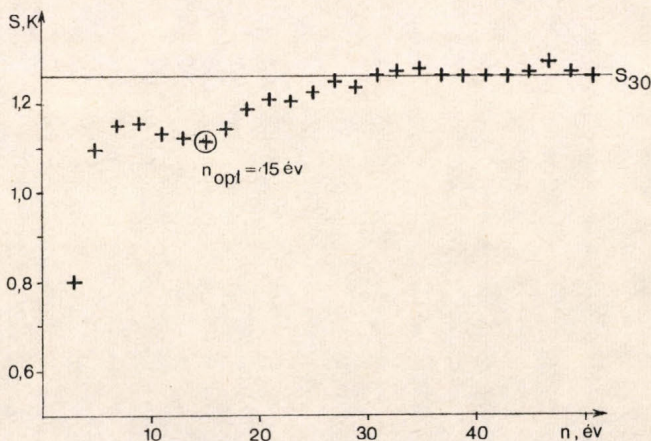
A fenti S_t , S_{30} , S_t^* , S_{30}^* , S_{opt}^* és a referencia S éghajlati zaj-értelmezések nagyságára vonatkozóan a priori alig fogalmazható meg valamilyen állítás, hiszen például S_{30} az átlagolási intervallum súlypont-eltérése ellenére nagyobb is lehet S_{30}^* -nál, illetve S is S_{opt}^* -nál, ha a kérdéses mintában erős $(3/4) \cdot (2k+1)$ év körüli periódusidejű hullámmás érvényesül. (S_{opt}^* , S_{30} és S_{30}^* összehasonlítását Budapest havi középhőmérsékleteire *Mika és Boncz (1983)* elvégezték.) A következőkben a fenti 3 definíció szerinti simításból következő

$$F(t) = A(t) - C(t) \quad (14)$$

évközi változékonyság tulajdonságainak elemzése során ilyen összehasonlításokra is kitérünk.

2. Az éghajlati zaj tulajdonságai

A (12) és (13) összefüggésekkel definiált éghajlati zaj tulajdonságai közül a más módon számított zajokhoz való nagyság szerinti viszonyt, a jel/zaj hányadosokat, a zaj autokorrelációját és az átkaroló közepektől való függetlenséget elemezzük. E tulajdonságokat Budapest kétszer 100 évi havi- és évi középhőmérsékletein, továbbá az Északi-félgömb kontinentális területeinek évi középhőmérsékleti során vizsgáltuk. Az Északi-félgömbi adatok a második században (1881–1980) az elérhető összes kontinentális állomás és néhány óceán feletti léghőmérsékleti mérőpont területi súlyozásával keletkeztek (Jones et al., 1982),



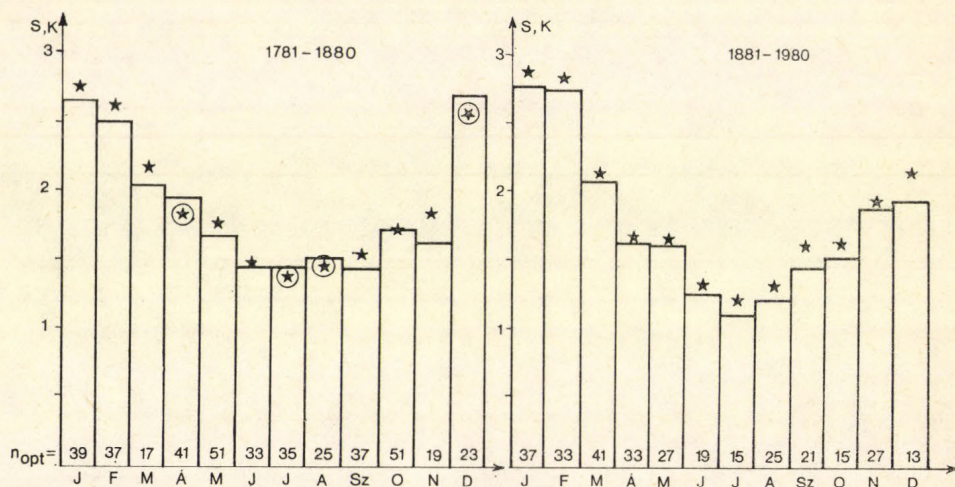
1. ábra. Példa az optimális átlagolási hossz, mint első lokális minimum megállapítására (Budapest, júliusok 1881–1980.)

míg az első század (1781–1880) adatai az időszakonként működő 5–10 állomás, ill. „proxy” rekonstrukció és a teljes fedettségű későbbi hemiszférikus átlagok kapcsolatai alapján multiregressziós technikával lettek előállítva és a megelőző századra rekonstruálva (Groverman és Landsberg, 1979).

2.1. Budapest havi középhőmérsékletei. A havi középhőmérséklet évközi változékonyságának elemzése előtt az 1. ábrán bemutatjuk az optimális átlagolási hossz meghatározásának módját. A tényleges adatsor és az átkaroló közép eltéréseinek az átlagolási hossz függvényében történő ábrázolása egy zérus értékű, triviális minimumot ($k = 0$, ill. $2k + 1 = 1$ évnél) és egy (esetleg több) lokális minimumot mutat. Az 1. ábrán szereplő júliusi (1881–1980) esetben a lokális minimum, mint optimális hossz 15 évnél ($k = 7$) jelentkezik az S_{30} -nál jóval alacsonyabb értékkel. Minden esetben a 3 és 51 év közötti ($k = 1, 2, \dots, 25$) legkisebb értékű lokális minimumot választottuk optimális átlagolási hosszsnak.

Az optimális hosszak és a zaj mértéke. A két évszázad egyes hónapjaira jellemző optimális hosszak, S , illetve S_{30} becslések a 2. ábrán láthatók. Mindkét zajjellemző esetében jellegzetes évi menetet kapunk, melynek során $C(t)$ a legjobban a nyári, a legkevésbé a téli hónapokban közelíti a kiindulási adatsort. A két évszázad összehasonlításában megállapítható, hogy a hónapok többségében (9 esetben) a második (1881–1980) századot jellemzi az éghajlati zaj kisebb mértéke, s az optimális hosszak is rövidebbek (12 hónap átlagában 34,0, illetve 25,5 év). A második század símább viselkedéséről tanúskodik S és S_{30} összehasonlítása is, amelyből kiderül, hogy míg $S < S_{30}$ a második század mindegyik hónapjára teljesül, addig az első század 4 hónapjában a helyzet éppen fordított.

Annak érdekében, hogy a két század évközi változékonyságát ne csak az optimális illeszkedések – eltérő hosszából származó – maradékait hasonlítsuk össze, elkészítettük a 3 és 51 év közötti átlagolási hosszak maradékainak 6–6 évenként átlagolt százalékos arányát a második században az elsőhöz viszonyítva (I. táblázat). A hónapok nagyobb hányadát jellemző 100-nál kisebb számok ugyancsak a második század „simább” voltáról tanúskodnak, de bizonyos hónapokban ez az arány megfordul. Érdekes ugyanakkor, hogy egy-egy hónapban belül csaknem kivétel nélkül alig változik az arány, vagyis az így értelmezett simaság kevésbé függ az átlagolási hosszától.



2. ábra: Az optimális mozgó átlagolás hossza, az éghajlati zaj és a hagyományos (S_{30} , az ábrán *-gal jelölt) szórások viszonya Budapest havi átlaghőmérsékleteiben

I. TÁBLÁZAT

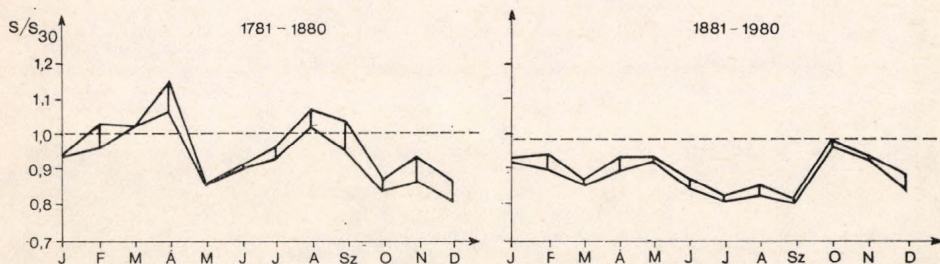
A második század különböző mozgó átlagai közepes maradékának [$S(1881-1980)$] aránya az első század azonos jellemzőjének [$S(1781-1880)$] százalékában: Budapest, havi középhőmérsékletek

Év	Hónapok											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
5-9	93	110	134	80	76	87	81	84	112	89	110	70
11-15	92	110	100	80	83	85	79	84	112	89	108	68
17-21	96	105	100	82	87	83	81	83	104	87	116	73
23-27	99	109	100	81	90	86	81	82	105	90	112	75
29-33	100	110	99	80	92	90	85	81	103	88	111	76
35-39	103	112	100	82	97	89	87	81	110	85	107	76
41-45	104	111	103	87	100	89	88	83	112	87	107	73
47-51	106	111	99	88	96	89	88	84	117	94	115	71

Az optimális simítás és a 30 évi normálértékek maradéka. Az optimális átka-roló közepek előnye a 30 évi normálértékekkel szemben egyrészt a kérdéses időpont és a származtatási időszak súlypontjának egybeesése, másrészt a hossz lehetséges optimalizálása. Hátránya ugyanakkor az, hogy csak az adatsor belsejében értelmezhető és minden elemre, helyre, sőt évszakra külön kell meghatározni. Kérdés, hogy ezen előnyök és hátrányok mellett milyen a két úton származtatott éghajlati zajok aránya. Ennek megítéléséhez tekintsünk a 3. ábrára, melyen az S/S_{30}^*

illetve S/S_{30}^{**} arányokat tüntettük fel, ahol S_{30}^{**} a 10 évvel elavult (tehát a $t-10$: évvel záruló) normálértékekből származó zajt jelöli. A normálértékek tényleges használatát e két szélsőség jellemezheti, mivel azokat éppen 10 évenként kell megújítani. Az ábrából kitűnik, hogy a második 100 év minden hónapjában észrevehető, átlagosan 10% körüli az a többlet, amivel a normálérték használata megnöveli a zajt az optimális átkaroló közép maradékával szemben. Az első században ugyanakkor ismét több hónapban is fordított az arány.

2.2 *Évi középhőmérsékletek. Jel/zaj arány.* Az Északi-félgömb adatsorából az optimális illeszkedést 9, ill. 11 évi, míg a budapestiben 37, illetve 33 évi átlá-



3. ábra: Az optimális éghajlati zaj (S) és a 30 éves normálértékekből az időszaknál 1, illetve 10 évvel későbbre vonatkoztatott átlagok (S_{30}^{**} , illetve S_{30}^{**}) maradékainak átlagos hányadosa

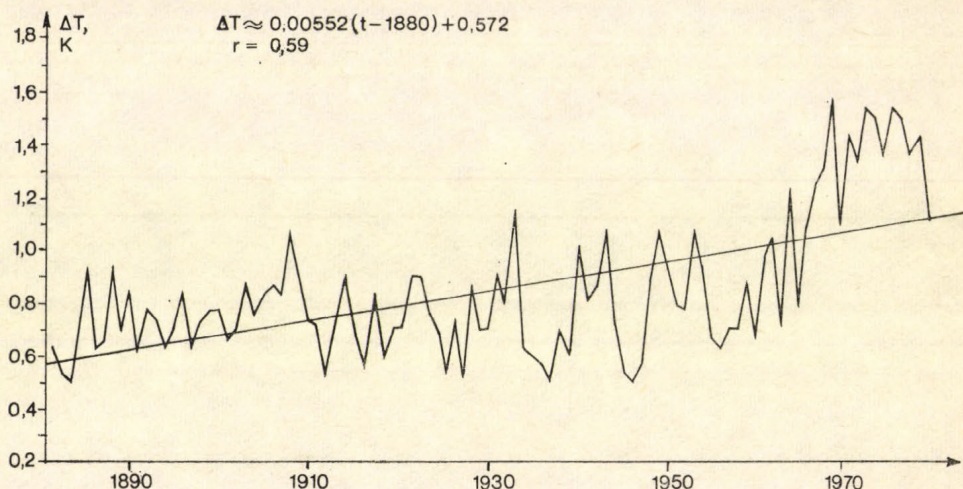
II. TÁBLÁZAT

Az Északi félgömb kontinensei és Budapest évi középhőmérsékleteinek optimális átlagolási hossza (n_{opt}), éghajlati zaja (S), hagyományosan 30–30 évi átlagokból számított és a száz évekre átlagolt szórás (S_{30}), S/S_{30} , a száz évek lineáris trendjei $(dT/dt) \cdot 100$, e kapcsolatok korrelációs együtthatói (r), a hagyományos, illetve minimalizált éghajlati zajokkal számított $(dT/dt) \cdot 100/S_{30}$, illetve $(dT/dt) \cdot 100/S$ jel/zaj hányadosok

Év	n_{opt}	S	S_{30}	$\frac{S}{S_{30}}$	$\frac{dT}{dt} \cdot 100$	r	$\frac{dT/dt \cdot 100}{S_{30}}$	$\frac{dT/dt \cdot 100}{S}$
Északi félgömb								
1781–1880	9	0,13	0,22	0,57	0,302	0,36	1,4	2,4
1881–1980	11	0,14	0,26	0,54	0,561	0,61	2,2	4,0
Budapest								
1781–1880	37	0,76	0,83	0,92	-0,603	-0,21	0,7	0,8
1881–1980	33	0,64	0,70	0,92	1,005	0,41	1,4	1,6

golási hosszak biztosították (II. táblázat). Kézenfekvő, hogy az éghajlati zaj (S) a budapesti adatsorban többszöröse a térben átlagoltnak és ugyanez tapasztalható a 30 évi normálértékek belsejében értelmezett szórás (S_{30}) viszonylatában is. Az azonban már kevésbé magától értetődő, hogy míg az S/S_{30} arány a budapesti adatsorban csak 0,92, addig ez az arány az Északi félgömbön 0,57, illetve 0,54. E kétféle szórást zajként, s az idősorokban kimutatható egyszerű lineáris trendet jelként interpolálva láthatjuk, hogy az Északi félgömb esetében még az 1781–1880 közötti időszak trendje is a 98%-os szignifikanciát biztosító 2-es jel/zaj arány fölött van a minimális szórást alkalmazva. Ugyanakkor a budapesti évi középhőmérsékletek 1 K/100 év nagyságú trendje (1881–1980) sem biztosítja ezt a magas szignifikanciát.

A második század budapesti trendjeivel kapcsolatban megvizsgáltuk, hogy mekkora ebben a városhatás, ill. a tényleges nagytérségű klímaváltozás szerepe. A két komponens elkülönítésére először 3 olyan állomás (Magyaróvár: 47° 53' N; 17° 16' E, Kalocsa: 46° 32' N; 18° 59' és Nyíregyháza: 47° 58' N; 21° 43' E) évi középhőmérsékleteinek átlagát képeztük, amelyek „súlypontja” (47° 28' N; 19° 18' E) csupán 21 km-rel tér el a budapesti adatsor származtatási helyétől (47° 31' N; 19° 02' E), de nem terhelt a budapesti városhatással. E gondolatmenetben felhasználtuk azt a tapasztalatot, hogy a Kárpát-medencében a hőmér-



4. ábra: Budapest, illetve 3, súlypontjával ugyaneide eső állomás (Magyaróvár, Kalocsa és Nyíregyháza) évi középhőmérsékleteinek ΔT különbsége, mint a nagyváros hatása

séklet átlagosan jól közelíthető a földrajzi koordináták lineáris függvényével (Péczely, 1979). A Budapest, ill. a 3 állomás átlagaként képzett idősor különbségét a 4. ábrán mutatjuk be. Megfigyelhető, hogy noha a különbségi adatsorra a korrelációs együttható szerint szignifikáns lineáris trend illeszthető, a pontok korántsem egyenletesen oszlanak el az egyenes körül. Az időszak kezdetétől a 60-as évek közepéig ugyanis nincs szembeötlő „város hatás”, ezt követően viszont ugrásszerű a növekedés. Ebből további elemzéseink számára az is következik, hogy mivel a város hatás csak a második száz évi adatsor kis szeletén jut érvényre, a zajt jellemző megállapításaink valószínűleg nem csak Budapestre érvényesek.

A zaj autokorrelációja. A statisztikában zajként értelmezett összetevőről általában feltesszük, hogy az autokorreláció-mentes. Ez a vizsgált hemiszférikus, illetve hazai adatsorokra lényegében teljesül is.

A III. táblázatban az Északi-félgömb kontinentális átlaghőmérséklete, ill. az optimális átkaoló középérték-folyamat különbségeként származtatott $F(t)$ eltérések autokorrelációs függvényeit tüntettük fel 1 és 15 év eltolódás között. Megfigyelhető, hogy amíg a teljes idősor első és második száz évét sok magas autokorrelációs mellett ellentétes viselkedés is jellemzi, addig az éghajlati zajok a két században lényegében azonosak: az egyetlen 3. év negatív autokorrelációjától eltekintve mindkét sor autokorreláció-mentes 1 és 15 év között. A két eredetileg különbözőképpen származtatott hőmérsékleti idősor (Groverman és Landsberg, 1979, ill. Jones, 1982) éghajlati zajának ilyen egyezése – beleértve a 3. évek jellemző negatív értékeit – önmagában is figyelemre méltó tapasztalás.

A budapesti idősor eredeti autokorrelációs függvényeit külön nem ábrázoltuk, mivel az első században az 1. és 15. év között nincs, a másodikban is csak az egy (0,23) és a két (0,31) éves késleltetésben jelenik meg szignifikáns érték, de az átkaroló középérték-folyamat levonásával ezek is jelentéktelenné (0,10, ill. 0,14) csökkennek.

A zaj és az átkaroló középérték-folyamat kapcsolata. Az autokorrelálatlanság mellett a zajtól az is megkívánható, hogy ne legyen statisztikai kapcsolatban a lassú változásokkal, esetünkben a mozgó átlag-folyamatokkal. Ennek ellenőrzé-

III. TÁBLÁZAT

Az Északi félgömb kontinensei teljes idősorának (r_A), illetve éghajlati zajának (r_F) autokorrelációs $\tau = 1, \dots, 15$ év időeltéréssel

τ	Északi-félgömb			
	$r_A(\tau)$		$r_F(\tau)$	
	1781–1880	1881–1980	1781–1880	1881–1980
1	0,70	0,71	0,05	0,06
2	0,64	0,66	-0,16	-0,11
3	0,52	0,57	-0,31	-0,41
4	0,55	0,60	-0,04	-0,13
5	0,42	0,58	0,02	-0,06
6	0,36	0,56	0,12	0,12
7	0,23	0,51	0,02	0,02
8	0,12	0,46	-0,04	0,02
9	0,03	0,47	-0,06	0,02
10	-0,07	0,50	-0,08	0,15
11	-0,07	0,40	-0,14	-0,11
12	-0,21	0,38	-0,09	-0,02
13	-0,21	0,30	-0,05	-0,20
14	-0,29	0,34	-0,16	0,00
15	-0,20	0,35	0,03	0,20

IV. TÁBLÁZAT

Az Északi félgömb kontinenseinek évi (NH) és Budapest évi, illetve félévi átlaghőmérsékleti soraiban feltárható kapcsolatok regressziós együtthatói az optimális maradék (F) és annak négyzete (F²), illetve az optimális hosszak lineáris trendje (dC/dt), valamint C között

Idősorok	F(dC/dt)		F ² (dC'/dt, C)			
	dC/dt		dC/dt		C	
	lin.	harmad-fokú	lin.	harmad-fokú	lin.	harmad-fokú
1781–1880						
NH évi átlag	22,2	3,4	6,2	0,5	-0,85	-0,56
Budapest évi átlag	137,5	.	-164,6	-	0,66	.
Nyári félév	.	+
Téli félév	+	+	.	- 19,4	.	3,73
1881–1980						
NH évi átlag	7,9	.	9,8	0,8	0,36	0,16
Budapest évi átlag	.	.	+	.	+	.
Nyári félév	21,2	24,4	17,1	22,5	0,78	0,17
Téli félév	9,5	5,8	33,3	30,7	1,82	2,30

sére megvizsgáltuk az optimális átlagolás után fennmaradó $F(t)$ és $F^2(t)$ mennyiségek kapcsolatát a $C(t)$ értékkel, ill. az optimális átlagolási időszakokat jellemző lineáris trendek aktuális dC/dt meredekségével (függetlenül attól, hogy ezen 9, 11, ill. 37 és 33 évekre éppen kiszámítható lineáris időtrend szignifikáns-e). Mindkét függő változó, mindkét évszázadban közös jellemzője, hogy a dC/dt meredekséggel szorosabb egyváltozós lineáris kapcsolatok mutatkoztak, mint $C(t)$ -vel. A IV. táblázatban feltüntetett együtthatók (melyeknél a korrelációs együtthatók legalább 5, ill. az előjeles ábrázolásnál 10%-os szinten szignifikánsak) további jellemzői már nem ilyen egységesek és az alábbiakban foglalhatók össze:

- 1) Az Északi félgömb évi középhőmérsékletének $F(t)$ éghajlati zaja mindkét században egyértelmű kapcsolatot mutat a dC/dt lineáris trenddel, de a kapcsolatokat a $C(t)$ figyelembe vétele számottevően javítja.
- 2) Az $F^2(t)$ mennyiség főbb meghatározója ugyancsak a dC/dt trendegyüttható, de $C(t)$ itt is lényegesen javítja a kapcsolatokat.
- 3) Kérdés, hogy a fenti kapcsolatok a C nem lineáris jellegéből adódnak-e például úgy, hogy az hosszabb szakaszon tartósan konvex, vagy konkáv, vagy pedig valóban az éghajlati zaj jellemzőivel állunk szemben. Ennek eldöntésére az optimális átkaroló közepek mellett előállítottuk az ugyanilyen hosszúságú harmadfokú trendeket is és az ezek által meghatározott

$$F'(t) = A(t) - C'(t)$$

anomáliákat is, ahol $C'(t)$ a harmadfokú trend helyettesítési értéke az intervallumok közepén. A IV. táblázat páros sorszámú oszlopaiban szereplő, együtthatókat a páratlan sorszámú társukkal összehasonlítva megállapíthatjuk, hogy azok egymástól lényegesen eltérnek, vagyis az optimális maradékokra kapott statisztikai kapcsolatokat legalább részben a lassú $C(t)$ komponens konvexitása eredményezi. Példaképpen $F(t)$ és dC/dt kapcsolata úgy magyarázható, hogy emelkedő trenddel többnyire alulról konkáv, süllyedő trenddel viszont alulról konvex grafikonú lassú folyamat társul.

- 4) Sajátosan különbözik egymástól a budapesti idősor viselkedése a két évszázadban. Az első században az évi átlagokból számított F és F^2 szignifikáns kapcsolatokat mutat, de a második században ugyanez nem tapasztalható. Ekkor a nyári és a téli félév mintegy a 33, ill. 43 év optimális átlagolási hosszakra átveszi az évi átlag szerepét és szignifikáns kapcsolatokat mutatnak dC/dt -vel, illetve dC/dt -vel és C -vel.
- 5) A lineáris, illetve harmadfokú illesztéseket összevetve általában nem találunk lényeges eltérést az együtthatókban, vagyis a feltárt kapcsolatok Budapest esetében döntően az éghajlati zaj sajátosságai.

Ugyanilyen kapcsolatokat megkíséreltünk a budapesti havi átlaghőmérsékletekre is kimutatni, ám ezek bizonyossága az első században nulla, a másodikban $F(dC/dt)$ vonatkozásában csak két: $F^2(dC/dt, C)$ esetben pedig három hónapban érte el az 5%-os szintet. Részletezésüket ezért mellőzzük.

3. Diszkusszió

Adatok. Amint azt az 1.1 pontban bemutattuk, a budapesti adatsorban a nagyváros hatása – legalábbis évi átlagban – a második századon belül az utolsó másfél évtizedre korlátozódik. Ezért úgy véljük, a teljes 100 évre vonatkozó megállapítások túlnyomó része egy a városhatástól teljesen mentes Kárpát-medencei állomásra is helytálló lenne. Problematikusabbnak ítéljük a megelőző

száz év adatait, melyek időszakonként változó felállítások homogenizálása és a kismértékű adathiányok pótlása miatt utólag nehezen reprodukálható hibaforrásokat tartalmaznak. Emiatt a két évszázad összehasonlításával kimutatott különbségek e sorozatban sem tekinthetők kizárólag a két időszak éghajlatára jellemzőknek.

Az Északi félgömb kontinenseire számított hőmérsékleti idősorok származtatása ugyancsak eltér a két évszázadban, a bemutatott eredmények összességükben mégis inkább egyezők, mint a lokális esetben. A számítások elvégzése óta napvilágot látott a második századra vonatkozó adatoknak ugyanazon szerzők által javított változata (Jones és mások, 1986).

Mivel a régebbi és az újabb adatsor nagymértékben hasonló, például a korrelációk együththatójuk 0,973, ill. az utóbbi idősor lineáris trendje 0,51 K/100 év (Jones és mások, 1986), míg a megelőzőé 0,56 K/100 év, az e századra vonatkozó megállapításaink érvényét az idősor módosítása valószínűleg nem kérdőjelezi meg.

A klíma pontszerű definíciója. Noha számításaink sem térben sem időben nem töltik ki a teljes spektrumot, mégis célszerűnek látszik a pontszerű éghajlatdefiníció eddig tapasztalt előnyeinek és hátrányainak összefoglalása. Tisztán kutatási céllal, a bevezetésben részletezett feladatokhoz az éghajlatot a következőképpen lehetne meghatározni. Az éghajlati elemek várható értékének megfelelő mennyiség legyen az – elemenként és helyenként változó, de elvben egyértelmű – optimális átkaroló középérték minden időpontban, a szórásnak megfelelő pedig a maradék-folyamat négyzetének az átlagából vont négyzetgyök a teljes egynemű (esetünkben 100 év) időszakra. A magasabb momentumok megfelelőit, melyek természetesen nem feltétlenül minimálisak, szintén hasonlóan értelmezhetjük.

A hagyományos meghatározásokkal szembeni előnyöket és hátrányokat a következőkben látjuk. *Előnyös*, hogy a pontszerű értelmezés nem feltételezi a külső tényezőkkel fennálló statisztikai egyensúlyt; hogy egyáltalán szétválasztja a lassú változásokat és az éghajlati zajt, lehetővé téve ezáltal mindkét összetevő tisztább kvantitatív értelmezését; továbbá, hogy legalábbis, a tér- és időskála két-két végéről (1 pont, ill. hemiszféra, havi átlag, ill. évi átlag) vett minták tanúsága szerint a zaj lényegében teljesíti az autokorreláció-mentesség kívánalmát.

A választott megoldás *hátránya* ugyanakkor az, hogy az egynemű (vagyis nem feltétlenül állandó, de hasonló tényezők miatt módosuló klímájú) időszakok meghatározása nem mindig könnyű, illetve egyértelmű; hogy minden adatsorra külön kell az optimális átlagolási hosszakat meghatározni, s azok valószínűleg függenek az egynemű időszak megválasztásától; továbbá az is, hogy – amint az évi átlagra vonatkozó számításokból következik – a zaj nem mindig elégti ki az átkaroló középérték folyamat jellemzőitől való függetlenség kívánalmát.

Ez utóbbi jelenség nem meglepő, hiszen az éghajlati elemek időbeli spektruma gyakorlatilag folytonos, vagyis a különböző karakterisztikus idejű folyamatokat nem választja el a teljes fizikai valóság által legalább időszakosan át nem hágott potenciál-gát. Ezért a folyamatok karakterisztikus idő szerinti szétválasztása nem olyan egyszerű, mint például a matematikában vagy egyes műszaki tudományokban.

Az ennek ellenére szokásos szétválasztásra fizikailag mégis az ad lehetőséget, hogy a teljes éghajlati rendszer (légkör, óceán, krioszféra, szárazföld) osztatlan, közös egyenleteiben eltérő az egyes rendszer-komponensek, kezdeti, ill. határ-feltételek szerepe. Az időjárás felső határának elfogadott kb. 1 hónap mellett

számításaink nyomán a klímaváltozás alsó határát a hemiszférikus átlagokra kb. 10, a lokális hőmérsékleti adatok alapján pedig mintegy 30 évben határozhatjuk meg, vagyis a konvencionális hossz a lokális léptékben megfelelő és csak a területi átlagokkal való operálás során célszerű módosítani.

IRODALOM

- Augustson, T. and Ramanathan, V., 1977: A radiative-convective model study of the CO₂ climate problem *J. Atmos. Sci.*, 34, 448–451.
- Boncz J. és Mika J., 1981: Connections of the annual variations in temperature in Budapest, *Időjárás* 85, 262–270.
- Dobosi Z. és Felméry L., 1974: *Klimatológia* (Egyetemi jegyzet) Tankönyvkiadó, Budapest.
- Groverman, B. S. and Landsberg, H. E., 1979: *Reconstruction of Northern Hemisphere temperature: 1579–1880* Meteorology Program, University of Maryland Publ. No. 79–181.
- Gulyás O., 1983: *Matematikai statisztika meteorológusok számára* OMSZ Kiseb kiadványai 51. sz., Budapest.
- Hayashi, Y., 1982: Confidence intervals of a climatic signal. *J. Atmos. Sci.* 39, 1895–1905.
- Hoffert, M. I., Callegari, A. J. and Hsieh, C. T., 1980: The role of deep sea heat storage in the secular response to climatic forcing *J. Geophys. Res.* 85(C11), 6667–6679.
- Jones, P. D., Wigley, T. M. L. and Kelly, P. M., 1982: Variations in surface air temperatures: Part 1. Northern Hemisphere, 1881–1980. *Mon. Weather Rev.* 110, 59–69.
- Jones, P. D., Raper, S. C. B., Bradley, R. S., Diaz, H. F., Kelly, P. M. and Wigley, T. M. L., 1986: Northern Hemisphere surface air temperature variations: 1851–1984, *J. Climate and Appl. Met.* 25, 161–189.
- Koppány Gy., 1986: Néhány megjegyzés az időjárás és az éghajlat fogalmáról *Időjárás* 90, 295–299.
- Leith, C. E., 1975: The design of a statistical-dynamical climate model with ice-sheet dynamics *J. Atmos. Sci.* 36, 2292–2303.
- Lorenz, E. N., 1979: Forced and free variations of weather and climate *J. Atmos. Sci.* 36, 1367–1376.
- Madden, R. A. and Ramanathan, V., 1980: Detecting climate change due to increasing carbon dioxide, *Science* 209, 763–768.
- Mika J. és Boncz J., 1983: A sokévi átlagok optimális felhasználása a havi középhőmérséklet becslésére *Időjárás* 87, 206–213.
- Mika J., 1985: Érzékenységi becslések a klíma modellek fizikai-statisztikai összesítése útján. *Időjárás* 89, 339–351.
- Mitchell, J. M., 1976: Overview of climatic variability and its causal mechanisms *Quaternary research* 6 (4), 1–3.
- Péczely Gy., 1980: *Éghajlattan* Tankönyvkiadó, Budapest.
- Poljak, I. I., 1979: *Metodi analiza szlucsajnuh processzov i polej v klimatologii* Hidrometeoizdat, Leningrád.
- Schlesinger, M. E., 1984: Climate simulation of CO₂-induced climatic change *Advances in Geophysics* 26, 141–235.
- Wigley, T. M. L. and Jones, P. D., 1981: Detecting CO₂-induced climatic change *Nature* 292, 205–208.
- WMO, 1982: *Report of the JSC/CAS meeting of experts on detection of possible climate change* Moscow 3–6 October 1982.

PANCHEV, S.: *Dynamic Meteorology (Dinamikus meteorológia)*. D. Reidel Publishing Company, Dordrecht, Boston, Lancaster, 1985., XXI + 360 oldal, 72 ábra.

A „Dinamikus meteorológia” valamennyi meteorológus egyetemi hallgató alapvető elméleti meteorológiai tantárgya szerte a világon, másrészt pedig a meteorológia tudományának egy önálló ága is ezt az elnevezést viseli. Jóllehet az utóbbi 10 – 15 évben számos tankönyv jelent meg ebben a témakörben valamely világnyelven, ám igazán jó, a tudományterület minden kérdését átfogó és bemutatató művet nehezen találunk. A régebbi, ötvenes és a hatvanas években megjelent tankönyvek egy része már nem felel meg a korszerű oktatás követelményeinek. Más részük újabb kiadásokat is megért, és az új kiadást megelőző átdolgozások révén feltétlenül korszerűbbé váltak, azonban helyhiány miatt sok fontos részterület ismertetésére nem kerül sor bennük. Éppen ezért fogadta nagy érdeklődés *S. Panchev* új dinamikus meteorológiai tankönyvének megjelenését.

Sztojcso Panchev professzor több mint 20 éve oktat a szófiai „Kliment Ohridszki” egyetem fizikai karán. Dinamikus meteorológia c. tankönyvének első kiadása 1968-ban jelent meg bolgár nyelven. A tankönyv anyagát folyamatosan korszerűsítette, majd 1981-ben alkészült az a bolgár kiadás, amelyet a D. Reidel Kiadó szerkesztősége érdemesnek tartott az angol nyelvű megjelentetésre. A fordítást maga a szerző, illetve két egykori tanítványa készítette. A könyv a kiadó *Environmental Fluid Mechanics* (környezeti folyadékmechanika) című sorozatának újabb kötete (szerkesztő *Gabriel T. Csanddy*). A tankönyv a kinematikáról rövid áttekintést adó bevezetés után két nagy részre tagolódik: az ideális (súrlódásmentes) és a reális (súrlódásos) légkör dinamikáját tárgyaló részekre. Az első rész 6 fejezetből áll. Megismerkedhet az olvasó a légköri mozgásokat kormányzó egyenletrendszerével (a szerző szóhasználatával élve az időjárás egyenletekkel) a Descartes-i, a szférikus, a lokális, a henger- és a természetes koordinátarendszerben. A szokásos utat követve az egyenletrendszer egyszerűsítésének lehetőségeit, röviden a légköri energetika alapjait, a légköri hullámmozgások és a dinamikus instabilitás fajtáit, valamint a különböző mozgásformák közelítéseit ismerteti a szerző, eljutva az első rész végén a számszerű előrejelzés elméleti alapjainak tárgyalásáig. A második rész négy fejezete a légköri turbulenciával, a határréteggel és az általános cirkuláció elméletével foglalkozik. Érdekes, hogy a szerző a planetáris határréteg mellett a légköri határréteg kifejezést is használja.

Minden fejezet végén 5 – 10 feladatot talál az olvasó, ezek megoldását azonban sajnálatos módon a szerző nem közli, így csak saját magunk ellenőrizhetjük számításainkat. A Függelékben a dinamikus meteorológia tudományának történetét foglalja össze röviden a könyv írója, majd kifejti nézetét a jelen helyzetről és a kutatások jövőbeni irányairól. Kis arcképgyűjtemény található a kötet végén, bemutatva az elméleti meteorológiai kutatásoknak a szerző által kiválasztott 17 egykor élt nagy személyiségét *Reynoldstól Kármán Tódoron át Charney-ig*.

Bár a bevezetőben maga a szerző is elismeri, hogy tankönyve kizárólag a szófiai egyetem tanmenetében leírtaknak felel meg, mégis ajánlja azt más egyetemek hallgatóinak és oktatóinak, illetve egyes szakterületek tudományos kutatóinak. Ami miatt oktatási célokra mégsem igazán jó a könyv, az az, hogy nagyfokú egyenetlenség és aránytalanság tapasztalható az egyes fejezetek között. Így például az alig féloldalmi terjedelemmel részletesebb ismertetést igényelne a barotróp és a baroklin instabilitás, vagy az örvényességi és a divergencia-egyenlet levezetése. Használóan forgathatja viszont e könyvet az a hallgató vagy kutató, aki a határréteg elméletéről szeretne többet megtudni, mert ezt a témakört igen kimerítően mutatja be a szerző. Helyet követelne azonban magának egy dinamikus meteorológiai tankönyvben a száraz és a nedves levegő termodinamikájának ismertetése. Mindezek ellenére az új angol nyelvű tankönyv megjelenését csak üdvözölni lehet.

Gyűrő György

MURPHY, A. H. — KATZ, W. R. (szerk.): *Probability, Statistics and Decision Making in the Atmospheric Sciences (Valószínűség, statisztikák és döntéshozatal a légkörtudományban)*. Westview Press/Boulder, London, 1985. 545 oldal, 78 ábra, 59 táblázat, 557 irodalmi hivatkozás.

A könyv 12 neves szakember közreműködésével készült és a statisztikus meteorológiát olyan mélységben és olyan új szempontok alapján tárgyalja, amelyek az összefoglaló, áttekintő jellegű matematikai statisztikai könyvekben általában nem találhatók meg.

Az utóbbi évtizedekben a meteorológia különböző területein egyre nőtt a valószínűségszámítási, statisztikai és döntésméleti módszerek szerepe. Az alap és alkalmazott kutatások területén éppúgy megfigyelhető ez a folyamat, mint a kísérleti szinten levő, illetve az operatív előrejelző gyakorlatban alkalmazott eljárásoknál. Minden meteorológiai tárgyú szakfolyóirat és konferencia összefoglaló kötet nagyszámú statisztikai és valószínűségszámítási módszereket alkalmazó munkát tartalmaz, de ennek ellenére alig van olyan áttekintő, „könyvméretű” mű, amely ezen a területen megkönnyítené a kutatók, az érdeklődő szakemberek számára a megbízható eligazodást. Ezt a hiányt kívánja pótolni a könyv, melynek szerkesztői a következő két célt tartották szem előtt munkájuk során: (1) a könyv tartalmazza e területek minden olyan újabb eredményét, amely meteorológus szakemberek érdeklődésére számot tarthat; (2) összefoglaló jelleggel ismertessen a meteorológia tudományán belül néhány olyan újabb részterületet, melyben a statisztika és a valószínűségszámítás nagy szerepet kap (például, a statisztikus és valószínűségi időjáráselőrejelzések).

A könyv 13 fejezetből áll, melyek közül az első bevezető jellegű és a légköri adatok előkészítő munkálatait foglalja össze, az adatok feltáró analízisét. Eri e fejezetre az összes többi támaszkodik abban az értelemben, hogy ott a szerzők már kontrollált, rendezett mintákat használnak alapadabázisként. A légköri adatok feldolgozásánál, illetve azokra támaszkodó kutatásoknál a leggyakrabban alkalmazott matematikai statisztikai eljárás, a *multiregresszió analízis* a tárgya a 2. fejezetnek. E témakörön belül a legújabb eredményeket és új, alternatív lehetőségeket mutatnak be a szerzők.

A 3. és 4. fejezetekben az adatsorok többváltozós analízisének ismertetésére kerül sor, illetve több különböző észlelési adatsor összehasonlításának metodikáját és lehetséges szignifikancia tesztjeit ismerhetjük meg. Az 5. és 6. fejezeteket *Richard H. Jones* írta, aki a denveri Colorado Orvostudományi Egyetem professzora és fő kutatási területe az idősoranalízis. A két fejezet a ferkvencia tartományos és az időtartományos közelítést tárgyalja, valamint kitér olyan problémákra is, mint például a spektrális sűrűség becslése, a filtrálás következményei, a hipotézisek tesztelése, illetve autoregressziós mozgó közepekkel dolgozó modellek alkalmazása.

A 7. fejezetben, a könyv egyik szerkesztője *Richard W. Katz* (National Center for Atmospheric Research, Boulder) a *valószínűségi modelleket*, a 8. fejezetben *Harry R. Glahn* a *statisztikai időjárás előrejelzési módszereket* foglalja össze. Az utóbbi rész szerzője a marylandi Techniques Development Laboratory igazgatója, mely intézet közvetlenül a NOAA National Weather Service alá rendelve fejt ki tevékenységét. *Harry R. Glahn* szakterületei a numerikus időjárás előrejelzések, verifikációs problémák és a statisztikus modellek alkalmazása az időjárás előrejelzések területén. A fejezet 12 alpontjában egy teljes körképet kaphatunk a statisztikai előrejelzésekről és azok érvényességi idejére, illetve értékelésére vonatkozó információkat is találhatunk.

A 9. fejezetben *Allan H. Murphy* ad az előzőhöz hasonló szintű és mélységű összefoglalót a *valószínűségi időjárás előrejelzési módszerekről*, aki az oregoni Állami Egyetem professzora, a Statistics and Climatic Impacts Laboratory igazgatója és egyben e könyv másik szerkesztője. A 10. fejezetben az időjárás-előrejelzések verifikálási módszereinek ismertetése kapott helyet, azaz itt a valószínűségi és egyéb formában megadott prognózisok értékelésére vonatkozó információk találhatók meg.

Az utolsó fejezetek elvezetnek a *Bayes*-elmélettől a konkrét bayesi döntésekig, melyek használata elkerülhetetlen, amikor az adott helyzetre vonatkozó információink hiányosak és ezért az optimális döntés meghozatala nehézségekbe ütközik. Végül a könyv a döntésmélet elemeinek ismertetésével zárul, mely szorosan kapcsolódik e problémakörhöz, hiszen minden meteorológiai tárgyú feladatban, amely megoldásánál valószínűségi vagy statisztikai eljárásokat alkalmazunk, végső lépésként valamiféle döntés szerepel. Természetesen ugyanilyen fontosságúak a meghozott döntések analízisére és a döntési folyamatok modellezésére vonatkozó alponatok.

A könyv olvasása közben kellemes meglepetésként éri az olvasót, hogy bár szinte minden fejezetnek más a szerzője, ennek ellenére ez nem egyszerű cikgyűjtemény, hanem a fejezetek szerves egysége, gondosan megszerkesztett kézikönyvvé állnak össze. Minden cikk megközelítően ugyanolyan szinten van, ugyanannyi előtanulmányt igényel. A hazai egyetemi oktatásunkban szereplő 1–2 szemeszteres valószínűségszámítás és matematikai statisztikai anyag ismerete elegendő a könyv megértéséhez. Bő meteorológiai példaanyag, sok ábra és táblázat teszi érthetővé, illetve szemléletessé az elméleti részeket, az irodalmi hivatkozások külön-külön minden fejezet végén található meg, melyek alapján jók áttekintheti az olvasó a témához kapcsolódó legfrissebb elméleti és alkalmazott munkákat.

Bartholy Judit

LOCKWOOD, J. G.: *World Climatic Systems (A Föld éghajlati rendszerei)*. Edward Arnold Ltd, London, 1986. X + 292 oldal, 99 ábra, számos táblázat, több száz hivatkozás.

A szerző a Leeds-i Egyetem Földrajzi Iskolájának oktatója, nevével gyakran találkozhatunk az angol nyelvű meteorológiai szakirodalomban. A könyv két nagyobb részből, ezen belül 8 fejezetből áll. Az I. rész az éghajlati rendszerek definíciójával és leírásával, a II. rész az éghajlati hatásokkal foglalkozik.

A szerző megkülönböztet: a) *izolált rendszereket*, amelyekre jellemző, hogy sem tömeg, sem energia nem áramlik ki vagy be, ilyenek egyes laboratóriumi kísérleti eszközök; b) *zárt rendszereket*, amelyek környezetükkel csak energia-kicszerélődés útján vannak kapcsolatban, de anyaguk nem cserélődik, ilyen a Földlégkör-rendszer; c) *nyílt rendszereket*, amelyek környezetükkel anyag- és energia-kicszerélődés útján is kapcsolatban állnak, ilyenek az esőfelhők, vízgyűjtőterületek, növények stb. A légkör, az óceánok és a szárazföldek olyan nyílt rendszerek, amelyek alrendszerük láncolatát produkálják, és dinamikailag a tömeg és energia kaszkádjával kapcsolódnak egymáshoz. Éghajlati szempontból ezért a légkör-óceán-kontinens rendszer *kaszkád-rendszernek* tekinthető, amelynek egyik alrendszeréből energia és tömeg áramlik egy másik alrendszerébe.

Erre a gondolatra épül a könyv, amint ez a fejezetek címéből is kiderül. Az első fejezet ugyan az általános légkörtést tárgyalja, dinamikai és energetikai szempontból elég részletesen, a további fejezetek azonban már az egyes alrendszerrel foglalkoznak.

A második fejezet címe: Óceáni alrendszer. Ez a rész áttekintést ad az óceánok energia-háztartásáról, az egyenlítői, szubtrópusi, mérsékelt övi és poláris óceánok alrendszeiről, a légkör-óceán kölcsönhatásokról. A harmadik fejezet a glaciális alrendszeret tárgyalja. Figyelemre méltó térképet találunk itt a hótakaró kiterjedéséről és átlagos tartamáról a Földön, valamint áttekintést az eljegesedések és interglaciálisok váltakozásáról, beleértve a Milankovics-elméletet. A következő fejezet címe: Arid-alrendszer. Szemléletes képet nyújt ez a rész a Hadley-cella energia-átalakulási folyamatairól, a szemiárid területek vízháztartásáról, különös figyelmet fordítva Afrika csapadék-klimájára. Az ötödik fejezet a fűvel borított területek alrendszeinek sajátosságait világítja meg, így szorosan kapcsolódik az agrometeorológiához, felsorol néhány fontos dimenziómentes paramétert, amelyek a sugárzás-, hő- és vízháztartás jellemzésére szolgálnak. Közülük több közismert (albedo, ariditási index, lefolyási arány), mások kevésbé ismertek (Angström-arány, Bowen-arány stb.). Részletesen foglalkozik ez a rész a fűves területek sugársági, hő- és vízháztartásával, a potenciális és valódi evapotranspiráció meghatározásával. A hatodik fejezet az erdő alrendszeret tárgyalja. Az előző fejezethez kapcsolódva a növényállomány mikroklímája, a talaj és a növényzet felső szintje (ernyőzete) közötti kapcsolatok elemzése a témája ennek a résznek.

A II. rész két fejezetből áll: Éghajlat és energia (7. fejezet), illetve Éghajlat és élelmiszer (8. fejezet) címmel. Figyelemre méltó világtérkép mutatja be az antropogén energiafluxus sűrűségének eloszlását a Földön, mégpedig a jelenlegi és a 2000. évre extrapolált adatok alapján. Számítási adatokat találunk a 7. fejezetben arra vonatkozóan, hogy a széndioxid-tartalom kettőzödése vagy négyeszeresedése esetén mennyit változna a hőmérséklet az egyes szélességi körökön és különböző magasságokban. Az antropogén hőtermelésből a légkörbe jutó hő fluxusának sűrűsége a tízezer km^2 -nél kisebb térszkálákon már meghaladja a talajra jutó napsugárzás áramsűrűségét, legalábbis megfelelő ipari és népesedési koncentráció esetén, — ez állapítható meg több idevonatkozó vizsgálat eredményeiből. Másrészt: számszerű kapcsolat mutatható ki az időjárási elemek változása és az energia-fogyasztás között.

A 8. fejezet a világ élelmiszer-termesztéséről ad áttekintést, továbbá arról, hogy miként befolyásolja a terméseredményeket az éghajlat ingadozása.

Napjainkban az egyre bővülő tudományos ismeretek, kutatási eredmények nyomonkövetése szinte megoldhatatlan dilemma elé állítja a kutatókat. Lockwood könyvének a rendszerelmélet klimatológiai alkalmazásán túl éppen ezért egyik legfőbb erénye a korszerű ismeretek összegyűjtése és rendszerezése.

Koppány György

AMERIKAI METEOROLÓGUSOK LÁTOGATÁSA MAGYARORSZÁGON

Az Országos Meteorológiai Szolgálat és a Magyar Meteorológiai Társaság vendégeként *Robert E. Livezey* (Washington D. C.) 1986. június 27-én ötnapos látogatásra Budapestre érkezett. Személyében az Amerikai Egyesült Államok Országos Űrhajózási és Űrkutatási Hivatala (*National Aeronautics and Space Administration*) Űrkutatási Részlegéhez (*Coddard Space Flight Center*) tartozó Kísérleti Klímaelőrejelző Központnak (*Experimental Climate Forecast Center*) vezetőjét üdvözölhettük körünkben. R. E. Livezey kutatási területe széles skálán mozog: Klímadiaosztika, távkapcsolat-elemzések, időjáráselőrejelzések verifikációs problémái, statisztikai mezők szignifikanciájának Monte Carlo-módszerekkel történő elemzése, kis időskálájú klímaváltozások, valamint hosszútávú időjárás-előrejelzések elméleti kérdései jelentik munkaterületét.

Június 30-án délután a MTE SZ Kossuth téri székházában az északi félgömb téli évszakában a trópusi és a trópuson kívüli térségek közötti távkapcsolatokról (*Tropical-extratropical teleconnections during the northern hemisphere winter*) tartott előadását követően a vitában résztvevők feltűnően nagy száma a hallgatóság élénk érdeklődését és a téma időszerűségét egyaránt bizonyította. Az előadás átfogó és bizonyító erejével remélhetőleg itthon is megteremtette a távkapcsolat-analízis rangját-helyét az általános cirkuláció és egyéb nagyskálájú elemzések módszereinek körében. Az előadónak – tényekkel alátámasztott előadásával – föltehetően sikerült a hazai szakmai körökben a témával szemben meglévő előítéleteket megszüntetnie.

R. E. Livezey itt-tartózkodása során fölkereste az OMSZ mindhárom intézetét, ahol a szolgálat felépítésével, operatív és kutatómunkájával ismerkedett, valamint szűkebb körű szakmai megbeszéléseken vett részt.

Ugyanebben az időszakban még két látogató érkezett Budapestre az Amerikai Egyesült Államokból: *William H. Klein*, a Maryland-i Egyetem meteorológiai tanszékének professzora, va-

lamint *Edward S. Epstein*, aki a washingtoni Állami Időjárási Szolgálat (*National Weather Service/NOAA Climate Analysis Center*) kutatója. A vendégeket a Központi Meteorológiai Intézetben *Ambrózy Pál* igazgató fogadta és ismertette velük a szolgálat és az intézet feladatkörét, szervezeti fölépítését, tevékenységét, operatív és kutatási profilját.

Néhány hónappal később, október elején újabb neves vendég érkezett Magyarországra Amerikából: *Allan H. Murphy*, az oregoni Állami Egyetem Légkörtudományi Karán a Statisztikai Klímalaboratórium (*Department of Atmospheric Sciences, Corvallis*) igazgatója. A szakmai megbeszéléseken kívül október 6-án délután előadást is tartott a MTE SZ székházban. Itt az elmúlt években végzett kutatásainak rövid keresztmetszetét adva, a valószínűségi előrejelzések verifikációja, a légköri modellek gazdasági hasznosításának lehetőségei és értékük becslésének témakörök szerinti kérdéseiről beszélt, valamint konkrét verifikációs eljárásokat mutatott be, amelyek a rövid-, közép- és hosszútávú előrejelzések területén egyaránt alkalmazhatók. Az előadó az utóbbi időben megjelent cikkeiben, könyvében a döntéshozatal meteorológiai interpretálásával, a döntésanalízis elemeinek és a döntési kritériumok meghatározásának metodikájával foglalkozott. Módszereket és konkrét elemzést hallhattunk az előadáson az időjárás-előrejelzések valódi információtartalmának becsléséről és gazdasági használhatóságukról. A szépszájú hallgatóságnak az előadást követően fölített kérdései tanúsították az előadottak, illetve a neves vendég munkája iránti élénk érdeklődést.

A magyar meteorológiai szolgálat várható haszna a neves külföldi vendégek meghívásából, fogadásából az, hogy a hazai szakemberek a legközvetlenebb úton jutnak új információkhoz, kutatási eredményekhez, új módszerekhez, eljárásokhoz, alkalmazási lehetőségekhez ismernek meg. Nem elhanyagolható azonban az a szempont sem, hogy a konzultáció, személyes talál-

kozás „iskolateremtő” egyéniséggel valódi impulzust, új gondolatokat, ötleteket adhat egy-egy adott probléma megoldásához. Ugyancsak ezek az alkalmak adnak lehetőséget vezetőknél és kutatóknál egyaránt olyan munkakapcsolatok kiépítésére, amelyek a jövőben szakmai levelezéssel, szakértői vélemények, tanácsok kérésével, esetleg együttműködéssel folytatódhatnak.

Bartholy J.

*

PLANETÁRIS HATÁRRÉTEG-SZEMINÁRIUM

Az MTA X. oszt. Meteorológiai Tudományos Bizottságának az ELTE Meteorológiai Tanszéke kezdeményezésével megalakult az „Országos planetáris határreteg-szeminárium”. Legfőbb célja az, hogy a planetáris határreteg kutatása területén elért eredmények bemutatására fórumot biztosítson és koordinálja az e téren folyó munkákat.

A szeminárium résztvevői lehetnek mindazon intézetek, tanszékek, kutatócsoportok szakemberei, ahol a planetáris határreteghez kapcsolódó mérések, adatfeldolgozások, kutatások folynak. A tervek szerint félévenként kerül sor a szeminárium összejövetelére, felváltva a részt vevő intézmények valamelyikében.

Az első ülésre 1987. május 18-án került sor az ELTE Meteorológiai Tanszékén Rákóczi Ferenc egyetemi tanár vezetésével. A szeminárium „tanácsadó testületének” létrehozása után Tar Károly (KLTE): „A szél magassággal való növekedésének törvénye és annak alkalmazása a szélenergiakutatásban” és Rákóczi Ferenc: „A szélesség időbeli csökkenésének törvénye” c. előadása hangzott el.

Ambrózy P.

*

TANÁCSKOZÁS A SZÉLENERGIA HASZNOSÍTÁSÁRÓL

Az MTA és a MÉM Agrár-műszaki Bizottsága „Szélmotorok alkalmazása alacsony szélességeknél” címmel 1987. június 2–4 között nemzetközi szimpóziumot rendezett Gödöllőn a MÉM Műszaki Intézetében.

A szimpóziumon részt vettek egyrészt azoknak az országoknak szakemberei, ahol a szélenergia hasznosításának nagy hagyományai vannak (Dánia, Hollandia, Anglia); másrészt azok a közép-európai országok képviseltették magukat, melyeknek szélviszonyai hasonlóak hazánkunkal.

Az elhangzott előadásokból áttekintést kaphattunk a szélmotorok fejlődési tendenciáiról,

az alacsony szélességekre – elsősorban mezőgazdasági – hasznosítási lehetőségeiről (legelői vízhúzás) és természetesen a potenciálisan rendelkezésre álló szélenergia mennyiségéről. Ez utóbbi témával foglalkozott Ambrózy Pál – Rákóczi Wágnér Magdolna: „Meteorológiai információk szélenergia átalakító rendszerek kialakításához” és Tar Károly (KLTE): „Szélességek statisztikai értékelése” c. előadása.

Az elfogadott ajánlás megállapítja, hogy Magyarországon a kis szélességekre hasznosítására alkalmas soklapátos, lassú fordulatú szélgépek fejlesztésével érdemes foglalkozni, de perspektivikus lehet a szélirányváltószokra nem érzékeny függőleges tengelyű gépek készítése is.

Ambrózy P.

*

NEMZETKÖZI GEOSZFÉRA-BIOSZFÉRA PROGRAM

A Tudományos Uniók Nemzetközi Tanácsának (ICSU) 1986 szeptemberében Bernben megtartott 21. közgyűlése elhatározta a természeti környezet megváltozását tanulmányozó nemzetközi geoszféra-bioszféra program (International Geosphere-Biosphere Programme: a Study of Global Change – IGBP) elindítását. Az IGBP megalkotását többéves előkészítő munka előzte meg, s a program a tervek szerint az évszázad végéig folytatódik és felöleli mindazoknak a vizsgálatoknak a széles körét, amelyek a Föld fizikai, kémiai és biológiai folyamataival, továbbá azokkal a természeti és antropogén eredetű változásokkal foglalkoznak, amelyeknek napjainkban tanú vagyunk. Az IGBP célja, hogy információt szolgáltatson Földünk száz éven belül várható jövőjének a megbecsléséhez. A program alap kutatásokra épül, ezeknek a kutatásoknak azonban közvetlen gyakorlati alkalmazásai lesznek az erőforrások nemzeti és nemzetközi szintű kezelése területén, valamint azoknak a globális változásoknak a megbízhatóbb előrejelzésében, amelyek a földi környezet olyan romlásához vezethetnek, hogy az élet feltételei bolygónkon kedvezőtlenebbé válnak.

A programot az ICSU több más, már folyamatban levő nagyszabású nemzetközi programmal szoros együttműködésben kívánja megvalósítani; ezek között kiemelendő a WMO/ICSU Éghajlatkutatási Világprogram (WCRP), valamint az Unesco ember és a bioszféra programja (Man and the Biosphere Programme – MAB). A közgyűlés az IGBP irányítására 17 tagú speciális bizottságot hozott létre, amelynek vezetésére J. J. McCarthy amerikai zoológust kérték fel. A programirodát Stockholmban állították fel; igazgatója T. Rosswall svéd hidrológus.

Götz G.

EGYETEMI TANÁRI KINEVEZÉS SZEGEDEN

Koppány György, a földtudományok doktora 1987. július 1-ji hatállyal egyetemi tanári kinevezést kapott a szegedi József Attila Tudományegyetem Éghajlattani Tanszékére. Az erről szóló kinevezési okmányt az Országház kupolatermében a Kormány és a Párt képviselőinek jelenlétében *Csehák Judit*, a Minisztertanács elnökhelyettese adta át Koppány Györgynek, aki *Péczely* professzor 1984-ben bekövetkezett halála óta oktat a szegedi egyetemen, egyetemi docensi minőségben, 1986. július 1-jétől vezeti pedig a tanszékét. Az Éghajlattani Tanszék a földrajz szakos hallgatók képzésében működik közre. Minthogy Magyarországon a meteorológiai ismereteket az általános és a középiskolákban a földrajzórák keretében kapják meg, a meteorológiai közművelődés szempontjából nagy felelősség van a földrajztanári képzésben. Indokolt, hogy a meteorológiai és klimatológiai előadásokat szakavatott meteorológus tartsa. Koppány György eddigi, több mint 30 éves szakmai tevékenységével messzemenően bizonyította rátermettségét a feladatra. Szűkebb szakterülete a távprognosztika és a makrocirkulációs folyamatok vizsgálata, amelyben figyelemreméltó eredményeket ért el. Meggyőződésünk, hogy személyében a tanszék méltó gazdára talált, aki képes folytatni elődei nagy megbecsüléssel és elismeréssel övezett munkásságát.

Tánczer T.

*

STATISZTIKAI KISKONFERENCIA SIKFŐKÚTON

A Magyar Meteorológiai Társaság, az Országos Meteorológiai Szolgálat és a Kossuth Lajos Tudományegyetem Meteorológiai Tanszéke „A matematikai statisztika és számítógépes módszerei a meteorológiában” címmel kiskonferenciát rendezett Sikkfőkúton a KLTE Soó Rezső kutatóházában 1987. szeptember 17–19. között.

Justyák János megnyitó beszédében köszöntötte a Budapestről, Debrecenből, Szegedről, Pécsről és Szombathelyről érkezett vendégeket: meteorológusokat, matematikusokat és számítástechnikusokat.

A konferencián 19 előadás hangzott el.

Gulyás Ottó (KMI): Megjegyzések a matematikai statisztika és a meteorológia kapcsolatáról
Titkos Ervin (OMSZ Számítóközpont): Analóg időjárás helyzetek idősorának vizsgálata

Szentimrey Tamás (KMI): Statisztikai próbák az időjárás lokális megváltozásának kimutatására

Markó Tamás – Sövény Ferenc (BRJE): Statisztikai módszerek a jégeső-elhárításban

Götz Gusztáv (KLFI): Klimaváltozékonyság: A nem véletlen véletlensége?

Baranka Györgyi (KLFI): Levegő- és csapadékminőségi információ objektív számítógépes analízise

Mika János, Koráncsi Márta (KLFI): Módszer a meteorológiai időátlagok lokális és cirkulációs tényezőinek szétválasztására

Makra László (JATE): A tengerszinti légnyomási mező empirikus ortogonális összetevői az északi félgömbön és a földön

Matyasovszky István (ELTE): Idősorok interpolációja és meteorológiai vonatkozásai

Terdik György (KLTE): Szezonális sorok statisztikai vizsgálata a 2–D módszerrel

Tóth Zoltán (KEI): Rövid- és középtávú valószínűségi időjárás előrejelzések

Ihász István – Kaba Magdolna (KEI): A kanonikus korreláció alkalmazása a távprognosztikai kutatásban

Károssy Csaba – Kiss Miklós (Berzsenyi D. TKF): Makroszinoptikus helyzetek kódváltozásainak és a napfoltciklusok relatív számainak összefüggés-vizsgálata számítógépes idősoranalízissel

Károssy Csaba – Ódor Péter (Berzsenyi D. TKF): A többváltozós lineáris regressziószámítás számítógépes alkalmazása a klimatológiai paraméterek kapcsolatainak vizsgálatában

Triznya József (OMSZ Számítóközpont): Statisztikai programrendszer meteorológusok részére

Bartholy Judit (KMI): Makrocirkulációs helyzetek leírása clusteranalízis és rotált empirikus ortogonális függvények felhasználásával

Dévényi Dezső (KEI): A dinamikus-sztochasztikus előrejelzés matematikai alapjai

Cesar Zuleta (ELTE): Csapadékmérő állomáshálózat optimalizálása Ecuador területére

Tar Károly (KLTE): A korreláció együttható Z transzformáltjának egy meteorológiai alkalmazása

Az igényes, jó színvonalú előadásokat nyílt, érdemi vita követte. Külön ki kell emelni a fiatal szakemberek aktív részvételét.

Az első nap este kerekasztal-beszélgetésen vitatták meg a résztvevők az időjárást módosító hatások statisztikai elemzésének módszereit. A beszélgetést *Ambrózy Pál* vezette, *Faragó Tibor*, *Szentimrey Tamás* és *Markó Tamás* korreferátumaikban ismertették a Paksi Atomerőművel, a Bős-Nagymarosi Vízierőművel és a jégeső-elhárítással kapcsolatos vizsgálatokat.

Az előadások 1–4 oldalas összefoglalóit tartalmazó kis kiadvány jelent meg, amely megtalálható az OMSZ könyvtárában.

Ihász I.

SZERZŐINK FIGYELMÉBE

Az IDŐJÁRÁS célja az elméleti és alkalmazott meteorológia tárgykörébe tartozó tanulmányok publikálása. A tanulmányok új kutatási eredményeket tartalmazó beszámolók, illetve adott szakterület időszerű kérdéseit összefoglaló kritikai szemleikkel lehetnek. A közlés nyelve: magyar vagy angol. A kettes sortávolsággal gépelt kéziratok két példányban küldendők be a következő címre: **Időjárás Szerkesztősége 1525 Budapest, Pf. 38.**

A kéziratokat a szerkesztőbizottság lektoráltatja. A lektor nevét a szerzővel nem közöljük. A kéziratnak a következő formai igényeket kell kielégítenie:

Címzés: Tartalmazza a tanulmány címét, a szerző(k) nevét, munkahelyét és ez utóbbi pontos címét.

Összefoglalás: Külön oldalakon, magyar és angol nyelven, tartalmazza a kutatás célját, módszerét és a kapott eredményeket.

Szövegrész: Alcímekkel értelemszerűen fejezetekre tagolandó.

Irodalmi hivatkozások: Szövegben a hivatkozás tartalmazza a szerző(k) nevét aláhúzva és a publikálás évét. Pl. egyetlen szerző esetén: *Róna* (1909), vagy ha a szerző neve a szövegbe nem illeszthető be: (*Róna*, 1909); két szerző esetén: *Gamow és Cleveland* (1973); több szerző esetén: *Bacsó et al.*, (1953). Ha adott szerzők ugyanazon évben publikált több cikkére hivatkozunk, akkor az évszámhoz *a*, *b* stb. betűket írunk. Az irodalom felsorolása a cikk végén a szerző(k) neve szerinti betűrendben történik. Folyóirat esetén: szerző(k) neve, évszám, a cikk címe, a folyóirat neve, kötetszám, kezdő és befejező oldalszám. Pl.: *Dési, F.*, 1955: A meteorológiai kutatás időszerű kérdései. *Időjárás* 57, 65–70. Könyv esetén: Szerző(k) neve, évszám, könyvcím, kiadó, megjelenés helye. Pl. *Junge, C. E.*, 1963: *Air chemistry and radioactivity*. Academic Press, New York and London.

Ábrák: A kézirat első példányához az ábrákat pausz- vagy mm-papíron, a másodikhoz az eredeti ábrák másolatát kell csatolni. Az ábrák aláírásait külön lapon kell mellékelni. Fényképek fekete-fehér színben, fényes, kontrasztos minőségben nyújthatók be.

Táblázatok: A táblázatokat római számozással, szöveggel együtt, külön lapon kell mellékelni.

Matematikai formulák és jelölések: A nem latin betűket és kézzel írott jeleket a margón ceruzával írt magyarázattal kell ellátni.

A szerzők megjelent tanulmányukért tiszteletdíjat és térítésmentesen 30 db különlenyomatot kapnak. Több különlenyomat a szerző költségére a kézirat elküldésével egyidejűleg rendelhető.

NOTES TO THE AUTHORS

The purpose of IDŐJÁRÁS is to publish papers in the field of theoretical and applied meteorology. These may be reports on new results of scientific investigations or critical review articles summarizing current problems in certain subject. Authors may be of any nationality but papers are published only in Hungarian or English. Two copies of the manuscripts, typed with double space, should be sent to the Editorial Office of *Időjárás*. Address: **Budapest, P. O. B. 38. H-1525, Hungary.**

Papers will be subjected to constructive criticism by unidentified referees.

The manuscript should meet the following formal requirements:

Title: Should contain the title of the paper, the name(s) of the author(s) with indication of the name and address of employment.

Abstract: Should contain the aim, method and conclusions of the scientific investigation on a separate page.

References: The text citation should contain the name(s) of the author(s) underlined and the year of publication. In case of one author: *Róna* (1909), or of the name of the author cannot be fitted into the text: (*Róna*, 1909); in case of two authors: *Gamow and Cleveland* (1973); there are more than two authors: *Bacsó et al.* (1953). When referring to several papers published in the same year by the same author, the year of publication should be followed by letters, *a*, *b* etc. At the end of the paper the list of references should be arranged alphabetically. For an article: the name(s) of author(s), year, title of article, name of journal, volume number, pages. E. g. *Dési, F.* 1955: Current problems of meteorological research. *Időjárás* 57, 65–70. For a book: the name(s) of author(s), year, title of book, publisher, place of publication. E. g. *Junge, C. E.*, 1963: *Air chemistry and radioactivity*. Academic Press, New York and London.

Figures: Should be prepared entirely in black India ink upon transparent paper and be attached to the first copy of the manuscript; a copy of the original figures should be attached to the second manuscript copy. The legends of figures should be given on a separate sheet. Photographs of good quality may be provided in black and white.

Tables: Should be marked by Roman numbers and provided on separate sheets together with relevant captions.

Mathematical formulas and symbols: Non-Latin letters and hand-written marks should be explained by making marginal notes in pencil.

Authors are receiving 30 reprints free of charge. Additional reprints may be ordered at the authors expense when submitting the manuscript.

AZ ORSZÁGOS METEOROLÓGIAI SZOLGÁLAT FOLYÓIRATA

A szerkesztésért felel: dr. Szepesiné Lőrincz Anna
Szerkesztőség: 1024 Budapest, Kitaibel Pál utca 1.
Levélcím: 1525 Budapest, Pf. 38. tel.: 353-500

Kiadja a Pallas Lap- és Könyvkiadó Vállalat, Budapest VII., Lenin körút 9—11. Telefon: 221-285
Levélcím: 1906 Budapest, Pf. 223

Felelős kiadó: Siklósi Norbert vezérigazgató
87.1539., Állami Nyomda, Budapest
Felelős vezető: Mihalek Sándor igazgató

INDEX: 26 361

HU ISSN 0324—6329