

IDŐJÁRÁS

AZ ORSZÁGOS METEOROLÓGIAI SZOLGÁLAT FOLYÓIRATA

93. ÉVF. * 5. SZÁM * 1989. SZEPTEMBER—OKTÓBER

TARTALOM

<i>Unkašević, M.</i> : Növényállomány közel-infravörös napsugárzásra vonatkozó felületi albedójának kiszámítása (angol nyelven)	245
<i>Szabó T. — Tóth R. — Csapó P. — Tiringér Cs. — Lambert K.</i> : Búzaállomány evapotranspirációjának meghatározása felszínhőmérséklet alapján, alacsony talajnedvesség esetén (angol nyelven)	253
<i>Faragó T. — Dobi I. — Katz, R. W. — Matyasovszky I.</i> : A szélsőérték-elemzés elméletének meteorológiai alkalmazása: véges, függő és inhomogén mintákkal kapcsolatos kérdések (angol nyelven)	261
<i>Matyasovszky I. — Dobi I.</i> : Csapadékidősorok vizsgálatának módszerei Markov-láncok alkalmazásával	276
<i>Csima G.</i> : Napi nyomásmezők Hess—Brezowsky-féle makrocirkulációs típusok alapján történő gépi kódolásának továbbfejlesztése	288
<i>F. Takács O.</i> : A tipikus sugárzásmeteorológiai évben a függőleges felületekre jutó szórt sugárzás adatai	296
Irodalom	304
Krónika	306

CONTENTS

<i>Unkašević, M.</i> : Calculating the plant stand surface albedo for near-infrared solar radiation (in English)	245
<i>Szabó, T. — Tóth, R. — Csapó, P. — Tiringér, Cs. — Lambert, K.</i> : Estimation of evapotranspiration of wheat canopy under dry soil conditions using surface temperature data (in English)	253
<i>Faragó, T. — Dobi, I. — Katz, R. W. — Matyasovszky, I.</i> : Meteorological application of extreme value theory: problems of finite, dependent and non-homogeneous samples (in English)	261
<i>Matyasovszky, I. — Dobi, I.</i> : Methods for analysis of time series of precipitation data using Markov chains	276
<i>Csima, G.</i> : Development of an objective classification system based on Hess—Brezowsky-type daily pressure fields ..	288
<i>F. Takács, O.</i> : Data series of diffuse radiation reaching vertical surfaces for a typical meteorological year	296
Literature	304
Chronicle	306

JOURNAL OF THE HUNGARIAN METEOROLOGICAL SERVICE

VOL. 93. * NO. 5 * SEPTEMBER—OCTOBER 1989 * BUDAPEST

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata
Journal of the Hungarian Meteorological Service

Felelős szerkesztő – Editor-in-Chief

MÉSZÁROS ERNŐ

Központi Légtérfizikai Intézet

1675 Budapest Pf. 39.

Telefon: 158-5711

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)
FARAGÓ T. (Budapest)	SPÁNKUCH, D. (Potsdam)
FISHER, B. (Leatherhead)	STAROSOLSZKY Ő. (Budapest)
GEORGII, H. – W. (Frankfurt a. M.)	SZEPESI D. (Budapest)
GÖTZ G. (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. (Praha)
KONDRATYEV, K.YA. (Leningrad)	WHELPDALE, D. M. (Downsview, Ont.)
MAJOR GY. (Budapest)	WIRTH E. (Budapest)
MESINGER, F. (Beograd)	ZAHARIJEV, V. (Sofia)

Műszaki szerkesztő – Technical Editor

SZABÓ ÉVA

Szerkesztőség: 1525 Budapest, Postafiók 38

Előfizetés: 1 évre 744 Ft. Megrendelhető: Az Országos Meteorológiai Szolgálat Pénzügyi Osztályán
1024 Budapest, Kitaibel Pál utca 1. Levélcím: 1525 Budapest, Pf. 38. Megjelenik kéthavonként.

Egyes szám ára: 124 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, 93. évf. 5. szám, 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93 No. 5 September – October 1989. Budapest

Calculating the plant stand surface albedo for near-infrared solar radiation

M. UNKAŠEVIĆ

*Hydrometeorological Institute of Socialist Republic of Serbia
Gandijeva 117, 11070—Beograd, Yugoslavia*

It is shown that better results are obtained in calculating the surface albedo of a plant stand for the near – infrared solar radiation using the modified “two-stream” approximation (Dickinson, 1983; Sellers, 1985) than by the Schwarzschild’s approximation (Ross, 1981). These evaluations of the plant stand surface albedo were obtained by using appropriate values for scattering parameters of upward β_0 and diffusive β solar radiation in the plant stand, which were gained by applying the delta-Eddington approximation (Joseph et al., 1976; Coakley et al., 1983). More accurate estimation of β_0 and β can be obtained by using Rayleigh’s phase scattering functions for radiative scattering in a plant stand, since in this case the upward scattering parameters depend on plant foliage distribution.

*

Növényállomány közel—infravörös napsugárzásra vonatkozó felületi albedójának kiszámítása. Szerző kimutatja, hogy növényállomány felületi albedójának kiszámításánál a módosított „kétáramlós” megközelítés (Dickinson, 1983; Sellers, 1985) jobb eredményeket ad, mint a Schwarzschild-féle eljárás (Ross, 1981). Növényállomány felületi albedója úgy becsülhető meg, ha a felfelé tartó (β_0) és a diffúz (β) napsugárzás szórásparamétereit a delta-Eddington megközelítéssel (Joseph et al., 1976; Coakley et al., 1983) határozzuk meg. β_0 és β értékére pontosabban becslések végezhetők, ha a növényállomány sugárzásszórási számításakor a Rayleigh-féle fázis-szóródási függvényeket alkalmazzuk, mivel ebben az esetben a felfelé tartó sugárzás szóródási paramétere az állomány felületi tulajdonságainak eloszlásától függnék.

1. Introduction

In recent years great efforts has been made for studying surface processes, including vegetation, that directly influences the micro- and meso scale climate. So many scientific disciplines study the various aspects of interaction between the climate and surface processes. As part of the incident solar energy not reflected from the earth’s surface represents absorbed energy available for warming the atmosphere nonuniformly, the knowledge of surface albedo is of vital significance for meteorology in the study of the atmospheric heat budget and its connection with general circulation, air mass transformation and regional climate.

For agronomists, foresters and ecologists, the surface albedo is significant because of the more accurate observation of radiative fluxes in plant stands as a source of energy for both photosynthesis and maintaining temperature and transpiration of the plant stand (Dickinson, 1986).

The varied and abundant vegetation canopy determines the plant stand surface albedo value during the warmer half of the year, while during the colder half the snow cover is of great significance (Matthews, 1983).

The basic goal of this study is a more complete description of the processes characterized by the penetration of light through the plant stand in order to get a more accurate calculation of the plant stand surface albedo, especially in the near-infrared part of the solar spectrum. Considerable attention is also devoted to the study of the influence of the variation of scattering parameters on plant stand surface albedo.

2. The mathematical plant stand theory

The problem of calculating the plant stand albedo is basically the problem of solving the equation of radiative transfer through the plant stand. While the complex radiative scattering on phytoelements can be disregarded for the greater part of the visible region of solar spectrum, it is, however, decisive for near-infrared radiation. Therefore, calculating the radiative fluxes in a plant stand for near-infrared radiation is quite complex and often some approximative method is used.

One of the methods applied is the Schwarzschild's approximation (Ross, 1976) which gives a good evaluation of the plant stand albedo in the visible part of the solar spectrum but a poorer one in the near-infrared radiation.

One of the successful methods for calculating the intensity of diffuse radiation in the atmosphere is the "two-stream" approximation (Dickinson, 1983; Sellers, 1985). This method is adapted here for evaluating the plant stand albedo for near-infrared radiation for which it has a significant value.

The equation that describes radiative transport in the plant stand (Ross, 1981) is formed as:

$$\begin{aligned} \cos \Theta \frac{\partial i}{\partial L}(L, \Theta, \varphi) = & -G(\Theta)i(L, \Theta, \varphi) + \eta(L, \Theta, \varphi) + \\ & + \frac{1}{\pi} \int_{4\pi} \Gamma_L(L, \Theta', \varphi', \Theta, \varphi)i(L, \Theta', \varphi')d\Omega' \end{aligned} \quad (1)$$

where i is the intensity of diffuse radiation, L is the leaf area index, $\eta(L, \Theta, \varphi)$ characterizes the radiative sources, $G(\Theta)$ denotes the foliage orientation function and $\Gamma_L(L, \Theta', \varphi', \Theta, \varphi)$ represents the scattering phase function radiation in a plant stand determined by the directions of incident $r' = r'(\Theta', \varphi')$ and diffuse $r = r(\Theta, \varphi)$ radiation.

Equation (1) can be written differently by introducing the variables $\mu = \cos \Theta$ and $\mu' = \cos \Theta'$ and integrating on the azimuth φ and φ' which results in:

$$\mu \frac{\partial i}{\partial L}(L, \mu) = G(\mu)i(L, \mu) - \eta(L, \mu) - \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \Gamma_L(L, \mu, \mu')i(L, \mu)d\mu' \quad (2)$$

and the phase function of scattering radiation on phytoelements (foliage) is normalized so that the condition is satisfied:

$$\int_{-1}^1 \frac{\Gamma_L(L, \mu, \mu')}{G(\mu)} d\mu' = W_L \quad (3)$$

where W_L is the scattering coefficient on phytoelements which are assumed to be identical for both sides of the leaf.

For equation (2) to be solved it is necessary to write it in the form of a differential equation with constant coefficients. Therefore, it is suitable to define the mean optical path of diffusive light in the form of:

$$\bar{\mu} = \int_0^1 \frac{\mu d\mu}{G(\mu)} = \begin{cases} 1, & \text{for horizontal and uniform foliage distribution} \\ \pi/2, & \text{for vertical foliage distribution} \end{cases} \quad (4)$$

The term $\eta(L, r)$ that characterizes the source of radiation can be written as:

$$\eta(L, \mu) = S(L, \mu_0) W_L \beta_0 \quad (5)$$

The intensity of direct solar radiation $r_0 = r_0(\Theta_0, \varphi_0)$ in a plant stand $S(L, \mu_0)$ is determined by the equation $S(L, \mu_0) = S_0 / \mu_0 a(L, \mu_0) \delta(\mu - \mu_0)$ where $a(L, \mu_0)$ is proportion of gaps in the plant stand which, for the assumed random distribution of foliage in the plant stand, equals $e^{-K_0 L} = G/\mu_0$; $\mu_0 = \cos \Theta_0$ and $\delta(\mu - \mu_0)$ is the Dirac function.

Expressions for parameters of upward scattering β_0 of direct and β of diffuse solar radiation in a plant stand are defined as

$$W_L \beta_0 = \frac{1}{2} \int_0^1 \Gamma_L(L, \mu, -\mu') d\mu' \quad (6)$$

$$W_L \beta = \frac{1}{2} \int_0^1 \frac{d\mu}{G(\mu)} \int_0^1 \Gamma_L(L, \mu, -\mu') d\mu' \quad (7)$$

where the valid relation is

$$\beta = \int_0^1 \frac{\beta_0 d\mu}{G(\mu)} \quad (8)$$

If, in equation (2), $i(L, \mu)$ is substituted by $i_1(L, \mu)$ and $i(L, -\mu)$ with $i_2(L, \mu)$, ($0 \leq \mu \leq 1$) and under condition that $i_1(L, \mu)$ and $i_2(L, \mu)$ do not depend on μ (Coakley and Chylek, 1975) we get the following system of equations:

$$\bar{\mu} \frac{di_1}{dL} = [1 - W_L(1 - \beta)]i_1 - W_L \beta i_2 - W_L \beta_0 \bar{\mu} S_0 e^{-K_0 L} \quad (9)$$

$$-\bar{\mu} \frac{di_2}{dL} = W_L \beta i_1 + [1 - W_L(1 - \beta)]i_2 - W_L(1 - \beta_0) \bar{\mu} S_0 e^{-K_0 L} \quad (10)$$

where the condition $\beta(-\mu_0) = 1 - \beta(\mu_0)$ (Coakley and Chylek, 1975), which follows from conservation of energy, was used.

The system of equations (9) and (10) can be solved as a system with constant coefficients (*Bertolino, 1969*) by using the following boundary conditions $i_1(L_0) = i_2(0) = 0$, where the surface albedo is defined as $A = i_1(0)/S_0$, i.e. as the ratio of reflected to incident solar radiation.

The surface albedo of very dense vegetation ($L \rightarrow \infty$) can be expressed as

$$A = \frac{W_L K_0 \bar{\mu} [\beta_0 (1 + K_1) + W_L (\beta - \beta_0)]}{(\bar{\mu} K_0 + K_1) [(1 + K_1) + W_L (\beta - 1)]} \quad (11)$$

where $K_1 = (1 - W_L)^{1/2} \cdot (1 - W_L + 2 W_L \beta)^{1/2}$.

For single scattering when $W_L \rightarrow 0$ (the area of photosynthetically active radiation) the albedo given by equation (11) is equal to the expression:

$$A = \frac{W_L K_0 \bar{\mu} \beta_0}{\bar{\mu} K_0 + K_1} \quad (12)$$

while for the same conditions and by applying the Schwarzschild's approximation (*Ross, 1976, 1981*) the expression got for the albedo was:

$$A' = \frac{W_L K_0}{2(1 + K_0)} \quad (13)$$

The combination of equations (12) and (13) yields

$$\beta_0 = \frac{1 + \bar{\mu} K_0}{2\bar{\mu}(1 + K_0)} \quad (14)$$

which is the parameter of upward diffusion of direct solar radiation in a plant stand.

Equations (12) and (13) are identical under the condition that $K_0 = \bar{\mu} = 1$ (the uniform and horizontal foliage distribution) and $\beta_0 = 1/2$.

Equation (11) is very suitable for analysing the plant stand albedo for near-infrared radiation, which was not the case when using other approximative methods for calculating the plant stand albedo.

For a rough evaluation of the plant stand albedo for near-infrared radiation ($W_L = 0.85$) we can assume that $\bar{\mu} = K_0 = \beta_0 = \beta = 1$, which gives the plant stand albedo with horizontal foliage distribution value in the form of

$$A = \frac{W_L}{1 + (1 - W_L)^{1/2} \cdot (1 + W_L)^{1/2}} = 0.55$$

Let us now consider the changes of the plant stand albedo values for near-infrared radiation when foliage orientation is different, while all other conditions remain the same as in the previous case, i.e. $\bar{\mu} = \beta_0 = \beta = 1$ and $K_0 \neq 1$, and we get

$$A = \frac{W_L K_0}{K_0 + (1 - W_L)^{1/2} (1 + W_L)^{1/2}} \quad (15)$$

For horizontal foliage distribution in the plant stand the correct solving of equation (1) for radiative transfer (*Cowan, 1971; Ross, 1981*) is possible, so that in the case of moderately dense vegetation the albedo value of 0.53 is obtained.

Table 1 shows the results from calculating the plant stand albedo using the "two-stream" approximation as well as the Schwarzschild's approximation for cases of uniform and vertical foliage distribution.

TABLE 1
Calculated plant stand albedos

	Uniform foliage distribution	Vertical foliage distribution
Schwarzschild's approximation	0.39	0.38
"Two-stream" approximation	0.48	0.46

The plant stand albedo values to which the Schwarzschild's approximation was applied were calculated for the sun's zenith angles of 45° . According to numerous data assembled by Kolić (1978), the plant stand albedo for near-infrared radiation ranges in the interval from 0.40 to 0.70, where the very large albedo values apply to dry plant stands (dry leaves, dry grass, etc.), as it can be seen from Figs. 1. and 2.

This discussion shows that the greatest importance in calculating the plant stand albedo for near-infrared radiation have the parameters for upward scattering of direct β_0 and diffuse β solar radiation.

Fig. 1. Albedo (A) dependence on wavelenghts (λ) of incident solar radiation in different plant stands: 1 - dry needles of conifer, 2 - ground forest flora (*Vaccinium vit.*, *Vaccinium olig.*, *Uva ursi*), 3 - needles of fir, 4 - moss and lichens (Kolić, 1978)

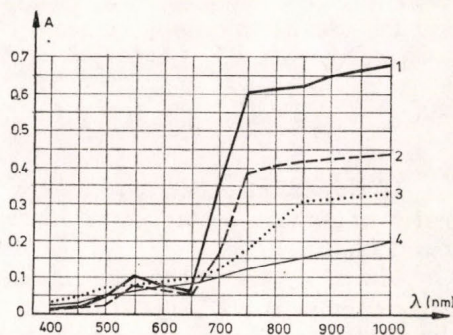
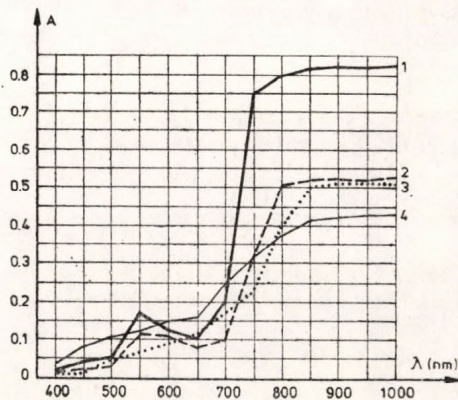


Fig. 2. Albedo (A) dependence on wavelenghts (λ) of incident solar radiation in different plant stands: 1 - dry grass, 2 - new grass, 3 - steppe flora, 4 - old grass after snow melting (Kolić, 1978)



Meador and Weaver (1980) and Coakley *et al.* (1983) have shown that, so far, the most accurate method for evaluating the radiative scattering in a certain area is the delta-Eddington approximation. Table 2 (Joseph *et al.*, 1967) shows the intervals of possible changes of corresponding parameters for which the delta-Eddington approximation is valid, which means that this approximation can also be used successfully for radiative transport through the plant stand.

TABLE 2

Parameter ranges over which the delta-Eddington approximation is validated (Joseph *et al.*, 1976)

g	- parameter	0 - 0.95
W_L	- scattering coefficient	0.1 - 0.99
μ_0	- $\cos \Theta_0$	0.1 - 1.0
A	- albedo	0 - 0.8

For the phase function of diffuse light scattering in a plant stand by applying the delta-Eddington approximation (Joseph *et al.*, 1976) we have:

$$\Gamma_L(\mu, -\mu') = W_L G(\mu) \left[2g^2 \delta(\mu - \mu') + (1 - g^2) \left(1 + \frac{3g\mu\mu'}{1 + g} \right) \right] \quad (16)$$

and its use in equation (7) gives the following expression for the parameter of upward scattering of diffuse light:

$$\beta = 0.5 \left[2g^2 + (1 - g^2) \left(1 + \frac{3g}{4(1 + g)} \right) \right] \quad (17)$$

If the frequently used value 0.75 is taken for parameter g , for the parameter of upward scattering of diffuse light in a plant stand we get the value $\beta = 1.06$.

Since, by using the delta-Eddington approximation, the light scattering parameter does not depend on the foliage distribution in the plant stand, for the near-infrared radiation we can approximate the scattering phase function with Rayleigh's phase scattering function, whose development in a line by Legendre's polynomials gives:

$$\Gamma_L(r_1 - r') = 1 + 5g_2 P_2(\cos \hat{r}r') \quad (18)$$

where $P_2(\cos \hat{r}r') = 1/2(3\cos^2 \hat{r}r' - 1)$ i.e. $P_2(\cos \hat{r}r')$ is determined by the second Legendre polynomial.

By substituting the expression with $\cos \hat{r}r'$ in the form

$$\cos \hat{r}r' = \cos \Theta \cos \Theta' + \sin \Theta \sin \Theta' \cos(\varphi - \varphi') \quad (19)$$

under the condition that $\cos(\varphi - \varphi') = 0$ in equation (18) for the phase scattering function we get the expression:

$$\Gamma_L(\mu_1 - \mu') = 1 + \frac{5g_2}{2} (3\mu^2 \mu'^2 - 1) \quad (20)$$

By applying this equation for the parameter of upward scattering of β_0 direct solar radiation in a plant stand we see that it is equal to:

$$W_L \beta_0 = 0.5[1 - 2.5g_2(1 - \mu^2)] \quad (21)$$

If, for parameter g_2 , the value valid for near-infrared radiation is taken $g_2 = 0.0646$ (Ross, 1981) and under the condition that $\mu = 1$ and $W_L = 0.85$, $\beta_0 = 0.58$.

TABLE 3
Values of upward scattering of diffuse solar radiation

Uniform foliage distribution	Horizontal foliage distribution	Vertical foliage distribution
0.89	0.46	1.13

From Table 3 it can be concluded that the parameter of upward scattering β for diffuse solar radiation in the plant stand is the largest for vertical foliage distribution, i.e. $\beta_{\text{vert.}} > \beta_{\text{uni.}} > \beta_{\text{horiz.}}$ where $\beta_{\text{vert.}}$ and $\beta_{\text{uni.}} > \beta_0$, while $\beta_{\text{horiz.}} \approx \beta_0$.

Using the $\beta_{\text{uni.}}$ value in calculating β_0 for the sun's zenith angle of 45° the plant stand albedo value for near-infrared solar radiation in the case of uniform foliage distribution is 0.41.

From Table 1 it can be seen that this value lies between the values obtained by using the Schwarzschild's approximation and the values obtained by a rough evaluation using the "two-stream" approximation. It can be said that a somewhat more accurate plant stand albedo value for near-infrared radiation would have been obtained by taking into consideration the second term on the right side of equation (19).

3. Conclusions

The modified "two-stream" approximation used here is considerably simpler for application than the Schwarzschild's approximation and it also gives a more accurate albedo for near-infrared radiation. So, in the case of a very dense plant stand with a uniform and vertical foliage distribution, for the near-infrared radiation albedo, values of 0.48 and 0.46 were obtained, using the "two-stream" approximation while by applying the Schwarzschild's approximation the values were 0.39 and 0.38. However, with horizontal foliage distribution in a plant it is possible to get an accurate albedo value which, for a moderately dense stand, is equal to 0.53, while by using the "two-stream" approximation a value of 0.55 was obtained. These albedo values were obtained by using appropriate values for parameters of upward scattering of direct and diffuse solar radiation in a plant stand. These values were gained by the delta-Eddington approximation for phase scattering radiative function. Since, in that case, the dependence of upward scattering parameters on plant stand foliage distribution was not obtained, they were then calculated using the Rayleigh's phase scattering function. In a rough evaluation the following values

were obtained $\beta_{\text{uni}} = 0.89$, $\beta_{\text{horiz.}} = 0.46$ and $\beta_{\text{vert.}} = 1.13$ i.e. $\beta_{\text{vert.}} > \beta_{\text{uni.}} > \beta_{\text{horiz.}}$, while $\beta_{\text{horiz.}} \approx \beta_0$. Using scattering parameters obtained in this way for uniform foliage distribution a value of 0.41 was determined for near-infrared radiation albedo in a dense plant stand, which is a more accurate value than that obtained by using the Schwarzschild's approximation.

It should be emphasized that when using the "two-stream" approximation a random foliage distribution in the plant stand is assumed. Plant stands increase the "trapping" of light not only because of its random foliage distribution but also by tilting vertically its leaves. Such accumulation of foliage in one place can further decrease the plant stand albedo, which is characteristic for conifers whose needles are organized in "clusters". This means that it is desirable to describe more adequately the cases that can be found in nature.

Also, when applying the radiative transport equation on the plant stand, a uniform horizontal foliage distribution was assumed. However, plant stands have open spaces between individual plants with lower vegetation or bare ground, while the majority of plant stand has individual plants that spread to higher heights than others. Such an organization of plants must certainly be, in some way, taken into consideration in future research.

REFERENCES

- Bertolino, M., 1969: *Matematika II*. Naučna knjiga, Beograd.
- Coakley, J. and Chylek, P., 1975: The two-stream approximation in radiative transfer: including the angle of the incident radiation. *J. Atmos. Sci.* 32, 409–418.
- Coakley, J. A., Cess, R. D. and Yurevich, F. B., 1983: The effect of tropospheric aerosols on the earth's radiation budget: a parameterization for climate models. *J. Atmos. Sci.* 40, 116–138.
- Cowan, I., 1971: Light in plant stands with horizontal foliage. *J. Appl. Ecol.* 8, 579–580.
- Dickinson, R. E., 1983: Land surface processes and climate – Surface albedos and energy balance. *Adv. in Geophys.* 25, 305–353.
- Dickinson, R. E., 1986: Evapotranspiration in global climate models. *Proc. 26 th COSPAR Meeting*, July 2–10, Toulouse, 46–56.
- Joseph, H., Wiscombe, W. and Weinman, J., 1976: The delta–Eddington approximation for radiative flux transfer. *J. Atmos. Sci.* 33, 2452–2459.
- Kolić, B., 1978: *Šumarska enciklopedija*. Naučna knjiga, Beograd.
- Matthews, E., 1983: Global vegetation and land use: new high–resolution data bases for climate studies. *J. Clim. Appl. Meteor.* 23, 474–487.
- Meador, W. and Weaver, W., 1980: Two-stream approximation to radiative transfer in planetary atmospheres: a unified description of existing methods and new improvements. *J. Atmos. Sci.* 37, 630–643.
- Ross, J., 1976: Radiation exchange in plant canopies. In *Vegetation and Atmosphere* (ed.: J. Monteith). Academic Press, London, 13–15.
- Ross, J., 1981: *The Radiation Regime and Architecture of Plant Stands*. Junk, The Hague.
- Sellers, P. J., 1985: Canopy reflectance, photosynthesis and transpiration. *Int. J. Remote Sensing* 6, 1335–1372.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 93. évf. 5. szám, 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93 No. 5 September – October 1989. Budapest

Estimation of evapotranspiration of wheat canopy under dry soil conditions using surface temperature data

SZABÓ, T. – TÓTH, R. – CSAPÓ, P. – TIRINGER, CS. – LAMBERT, K.

Central Meteorological Institute
H-1525 Budapest, P.O.B. 38. Hungary

A procedure for calculating evapotranspiration based on remotely sensed surface temperature has been described in this paper and the possibility of the application of this method in Hungary in the case of dry soil has been examined. The models used in practice have been described in detail. Measurements of surface temperature were carried out in wheat canopies. A comparison was made between the diurnal course of evapotranspiration calculated on the basis of analytical and statistical connections, and the evapotranspiration values estimated by means of Bowen ratio. The values given by different methods are in good agreement. A method of computation of evapotranspiration referring to the given area without in situ measurements is suggested. The results of these measurements are encouraging, though general conclusion can not be drawn because of the small number of observations. Further field-measurements with different states of soil water content and different crop plants as well as detailed statistical analysis are necessary to generalize our findings.

*

Búzállomány evapotranspirációjának meghatározása felszínhőmérséklet alapján, alacsony talajnedvesség esetén. Dolgozatunkban olyan eljárást mutatunk be, amellyel távérzékelt felszínhőmérséklet-adatok alapján evapotranspiráció számolható. Megvizsgáltuk a módszer alkalmazhatóságát Magyarországra, száraz talaj esetén. A gyakorlatban használt modelleket részletesen ismertetjük. Aktív felszínhőmérséklet-méréseket végeztünk búzállományban. A mérési eredmények felhasználásával több módszerrel is meghatároztuk az állomány párolgását. Összehasonlítottuk az analitikai és statisztikai összefüggésekkel, illetve a Bowen-aránnyal számított evapotranspiráció napi menetét. A különböző módszerekkel kapott eredmények jó egyezést mutatnak. Olyan módszert javasolunk, mely az evapotranspirációt kiszámítja adott területre "in situ" mérések nélkül. Mérési eredményeink biztatók, bár általános következtetést a kevés megfigyelésből még nem vonhatunk le. Az általánosításhoz további szántóföldi mérések (különböző növényekre és eltérő nedvességtartalmú talajokra), valamint részletes statisztikai elemzések szükségesek.

The aim of agrometeorological investigation is to reveal and recognize the meteorological aspects of natural resources which can directly increase or decrease the agricultural production. The remote sensing technique used for the last two decades enables the thermal and moisture conditions of large areas to be determined, and the dynamics of their thermal and moisture processes to be expressed (Szász, 1986). The evapotranspiration of different crops is an integral part of these processes and information is needed in a variety of agrometeorological applications. In Hungary Antal (1961) first determined the evapotranspiration from crop canopies by means of turbulent diffusion

and energy balance methods. The results of investigations carried out in Hungary have been summarized by *Antal* (1986).

Evapotranspiration from a crop canopy is a major component of the surface energy balance can be described by the well-known energy balance equation:

$$R_n - G = LE + H \quad (1)$$

where:

$R_n - G = LE + H$	(1)
R_n is the net radiation	[W/m ²]
G is the soil heat flux	[W/m ²]
LE is the latent heat flux expended to evaporation	[W/m ²]
H is the sensible heat flux	[W/m ²].

Monteith (1973) used the following version of eq. 1:

$$R_n - G = \rho \cdot c_p \frac{T_c - T_a}{r_a} + \frac{\rho \cdot c_p}{\gamma} \frac{e_s(T_c) - e_a}{r_a + r_c} \quad (2)$$

where:

$\rho \cdot c_p$ is the volumetric heat capacity of air	[J/(m ³ K)]
T_c is the canopy temperature	[K]
T_a is the air temperature	[K]
γ is the psychrometric constant	[kPa/K]
$e_s(T_c)$ is the saturated vapour pressure at T_c	[kPa]
e_a is the actual vapor pressure	[kPa]
r_a is the aerodynamic resistance	[s/m]
r_c is the canopy resistance to water vapour transfer	[s/m].

Practically eq. 2 is difficult to use since canopy resistance can not be measured accurately or easily. For this reason a modified version of eq. 2 has been used for calculations (*Hatfield et al.*, 1984):

$$LE = R_n - G - \rho \cdot c_p \frac{T_c - T_a}{r_a} \quad (3)$$

Bristow (1987) has presented the analytical solution for eq. 2 and 3 concerning the active surface temperature. With the development of thermal infrared thermometers it has become possible to investigate the methods by means of which evapotranspiration can be estimated on the basis of measured surface temperature values.

The first models tried to find an empirical relationship between canopy-air temperature difference and evapotranspiration (*Jackson et al.*, 1977; *Hatfield et al.*, 1983). Recently developed methods have taken into account the wind-conditions and the stability of atmosphere (*Choudhury et al.*, 1986; *Choudhury et al.*, 1987; *Caselles and Delgado*, 1987). In the opinion of a number of authors the evapotranspiration values established by means of eq. 2 and 3 are in good agreement with the values derived by other methods (Bowen ration; Penman-Monteith equation:) (*Soer*, 1980; *Stone and Horton*, 1974; *Hatfield et al.*, 1984).

Instantaneous values of latent heat flux can tell nothing about water supply and water stress respectively. These values have a daily course dependent on the environment. Although their diurnal course can be simulated by the TERGRA model suggested by *Soer* (1977), its application is difficult because of the many soil and canopy parameters which can be determined only in a well-equipped

observatory. Although other examinations (*Nieuwenhuis* and *Menenti*, 1986) prove the usability of this model, its generalizations for larger region has not been solved.

Jaskson et al. (1977) proposed a simpler method. Daily evapotranspiration value is determined as function of the daily net radiation and the instantaneous value of the difference between the canopy surface temperature and air temperature, both measured in the noonday hours:

$$LE_d = R_{nd} - B(T_c - T_a) \quad (4)$$

Coefficient B of the above linear form can be approximated by means of several measurements. *Nieuwenhuis et al.* (1985) applied a modified version of this formula. Using potential evapotranspiration instead of the 24 hour net radiation, and also the temperature difference measured at noontime between the crop that is transpiring under the actual restriction of the soil moisture condition and that is potentially transpiring instead of the surface-air temperature difference.

Huzulak et al. (1984) examined the possibility of adapting the above mentioned models to the Carpathian basin. They found that surface temperatures measured remotely can be used to estimate evapotranspiration under local climatic conditions as well. This paper reports the first investigations carried out in this field in Hungary.

1. Description of the measurements

On 6th of July, 1987, measurements were carried out under cloudless conditions on a 300 hectares wheat-field of Nagyigmánd „Új Élet” Cooperative (N 47° 40', E 18° 05'), surrounded by a forest from north and by maize and sugar beet fields from the other sides. The soil is carbonate loam, with about 30% available soil water content varying from place to place. (Available soil water is the amount of water in the top 100 cm between field capacity and wilting point. Field capacity represents the maximum moisture content that can be retained by the soil for a considerable length of time without any marked drainage into the dry sublayer. Wilting point is the soil water content at which plants remain permanently wilted unless water is added to the soil.) The wheat was in an early phase of waxy ripening with a crop height of 1 meter.

Air humidity and temperature were measured at 15-minute intervals using ASSMAN-psychrometer at three levels (1; 1.5; 2.5 meter). Continuous wind-speed measurements were carried out using Lambrecht-anemometers positioned 2.5 meter above soil surface. The canopy surface temperatures were measured with an infrared thermometer of type KT-24 with a 8-35 micrometer waveband, which has an accuracy of ± 1 K. It was positioned on a platform 10 meter high to view the surface vertically. The diameter of field of view was about 1 meter.

Soil temperature was measured at 15-minute intervals at 2; 5; 10; 20 cm depths below the surface. The short-wave net radiation was recorded with two Kipp-Zonen instruments. The soil moisture profile was measured on the basis of gravimetric measurements in 16 grid-points on a square network with 30 m distances. The sensible and latent heat flux were calculated by the Bowen ratio method. For the estimation of soil heat flux the *Cejtin* (1953) procedure was applied.

Method used for calculating evapotranspiration.

The general form of the energy budget equation relating to active surface was used:

$$LE = R_n - G - f(\Delta T, \vec{p}) \quad (5)$$

where $f(\Delta T, \vec{p})$ is the sensible heat flux into the atmosphere $f(\Delta T, \vec{p})$ depends on the temperature difference between canopy and air (ΔT), as well as further exchange parameters indicated by \vec{p} . The elements of \vec{p} are: z_0 roughness height, d zero plain displacement, u_* dynamical velocity. Two methods for calculating $f(\Delta T, \vec{p})$ were examined. One possible way is to use theoretical considerations concerning the atmospheric boundary layer (Monteith, 1973; Huzulak et al., 1984; Choudhury, 1986; Holtslag, 1984; Garratt, 1978). In our investigations equation 3 which is a modified form of the energy equation (1) was applied, where r_a , the aerodynamic resistance was estimated, in case of instable atmosphere using the following expression:

$$r_a = \ln \frac{z-d}{z_0} \ln \frac{z-d}{z'_0} \left| [k^2 \cdot u(1+\eta)^{3/4}] \right. \quad (6)$$

where: z is the height of the meteorological measurements
 k is the Karman constant
 u is the wind velocity
 η is the parameter of stability
 $\eta = 5(z-d)g(T_c - T_a)/(T_a u^2)$
 z_0 is the roughness height for momentum transfer
 z'_0 is the roughness height for heat transfer
 d is the zero plane displacement.

An other way of determining $f(\Delta T, \vec{p})$ is to approximate it with the first two members of its Taylor's series and to compute the coefficients with the method

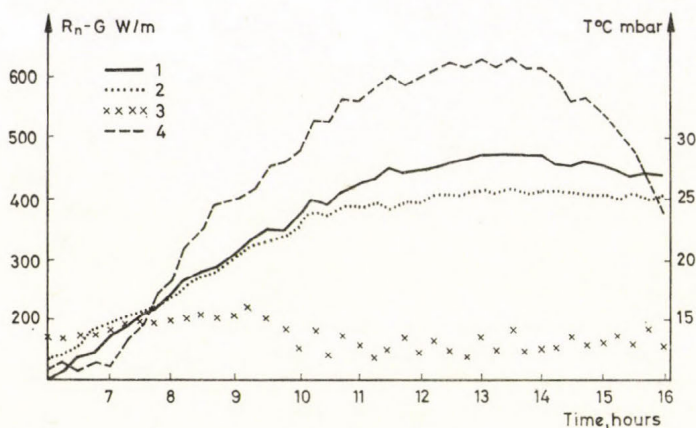


Fig. 1. Diurnal variation in meteorological elements on the 6th of July at Nagyigmánd, — active surface temperature of canopy, °C, 2 — air temperature at 2.5 meter height, °C 3 — vapor pressure at 2.5 meter height, mb 4 — energy mass transmittable into the atmosphere ($R_n - G$), W/m^2

of least squares. If parameters \vec{p} are considered to be constant for the investigated day the function $f(\Delta T, \vec{p})$ can be expressed:

$$f(\Delta T, \vec{p}) = a + b\Delta T + c(\Delta T)^2 \quad (7)$$

where a, b, c are the coefficients determined with the method of least squares.

2. Results and discussion

Diurnal variation of meteorological elements are presented in *Fig. 1*. As it can be seen the values of radiation balance ($R_n - G$) are extremely high, reaching value of 600 W/m^2 in the noonday hours. The high insolation caused rapid rise of air temperature reaching 25°C in the afternoon. The early monotonic increase of absolute air humidity turns more and more random because of the increase in wind velocity and in horizontal and vertical exchange. The great horizontal exchanges can partly be explained by the inhomogeneity in surface soil moisture content or by the wet air of the near forest above mentioned. Measured values of available soil moisture fluctuated around 30% depending on location with variability of 54%. Advective processes caused by inhomogeneity may account for the high fluctuation of Bowen ratio especially as instantaneous values were used in the calculations in the absence of adequate averaging instrument. This should be kept in mind when considering calculated latent and sensible heat fluxes (*Fig. 2*).

The active surface temperature shown in *Fig. 1*, follows the air-temperature measured at the height of 2.5 meter with $\pm 2-3$ degrees deviation. It was supposed that the value of sensible heat flux and, through the energy balance, the evapotranspiration of crop canopy is a function of the difference in temperature of crop and air (ΔT). Sensible heat flux can be calculated by using the combination of equations 3 and 6. Note that the direction of heat fluxes determined by the Bowen ratio and by the combination of equations 3 and

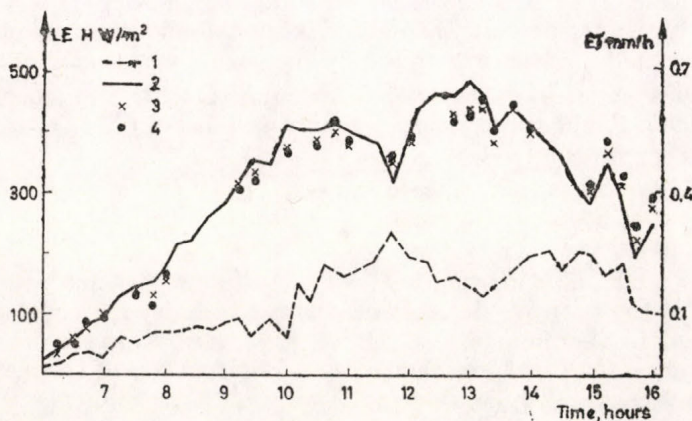


Fig. 2. Diurnal variation of the latent and sensible heat flux and the computed evapotranspiration values. 1 - sensible heat flux determined by Bowen ratio 2 - evapotranspiration determined by Bowen ratio 3 - evapotranspiration calculated by the help of eq. 5 and eq. 7 4 - evapotranspiration calculated by the help of eq. 5 and eq. 7 using air temperature measured at Tatabánya

6 are opposite at dawn. This contradiction may come from the fact, that in case of low position of sun the evapotranspiration takes place in the upper layer of crop stand, while the infraredthermometer viewing the surface vertically registers the lower temperatures of lower layers. Choudhury (1986) came to similar conclusion, as he found 1–2 °C temperature differences depending on the direction of the infraredthermometer. The level of energy-transformation with increasing solar elevation and the radiation level observed by infrathermo-

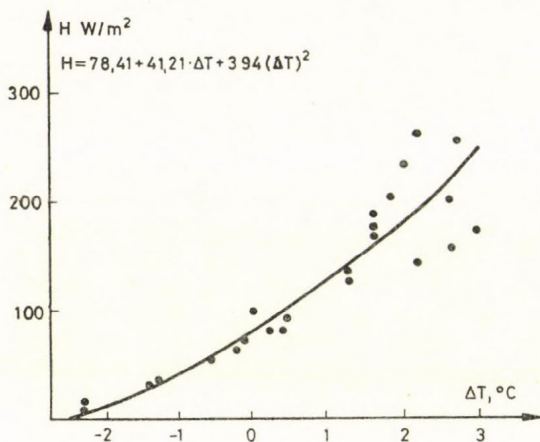


Fig. 3. Sensible heat flux computed by means of eq. 7

meter converge, and after 8 a.m. the directions of the latent heat fluxes calculated with the two methods are the same. It can be seen from Fig. 4a, that the tendency of evapotranspiration values calculated by the two different methods are in accordance with each other, but in the majority of the cases the values counted by the combination of eq. 3 and 6 exceed those determined by the Bowen ratio. Results with eq. 7 are shown in Fig. 3. This approach seems much better in the case of stable and quasi-neutral stratification, than under instable conditions ($T > 0$), when the vertical exchange is more intensive. Larger deviations occur in the noonday hours so it is possible that they are in connection with larger horizontal advection caused by increasing wind velocity.

The values of evapotranspiration calculated with the energy balance equation and eq. 7 and those determined by the Bowen ratio are shown in Fig. 4b and Fig. 2 respectively.

If the active surface temperature can be measured from satellite or airplane with the required accuracy evapotranspiration can be calculated without in situ measurements.

Since our model uses air-temperature as an input parameter as well as the temperature of the canopy, we examined the possibility of using temperature data measured in thermometer screen at the nearest meteorological station instead of local air temperature. Temperature observations of the meteorological station at Tatabánya (T_a Tatabánya) were used as a reference in our case.

Evapotranspiration values calculated by means of eq. 7, where $\Delta T = \Delta T_{\text{Tatabánya}} = T_c - T_a$ Tatabánya and the results given by the Bowen ratio are compared in Fig. 4c and Fig. 2. The coincidence of the values is surprisingly high.

The daily evapotranspiration has been determined by the help of integration of instantaneous evapotranspiration values for this day. The value obtained was 4 mm, exceeding the expected in the case of such disadvantageous water supply. Though comparing with other home methods: *Varga-Haszonits* (1969). Agrometeorological Report of the Hungarian Meteorological Service, which gave 3–4 mm, we concluded that wheat can extract water from the deeper wet layers of its root zone.

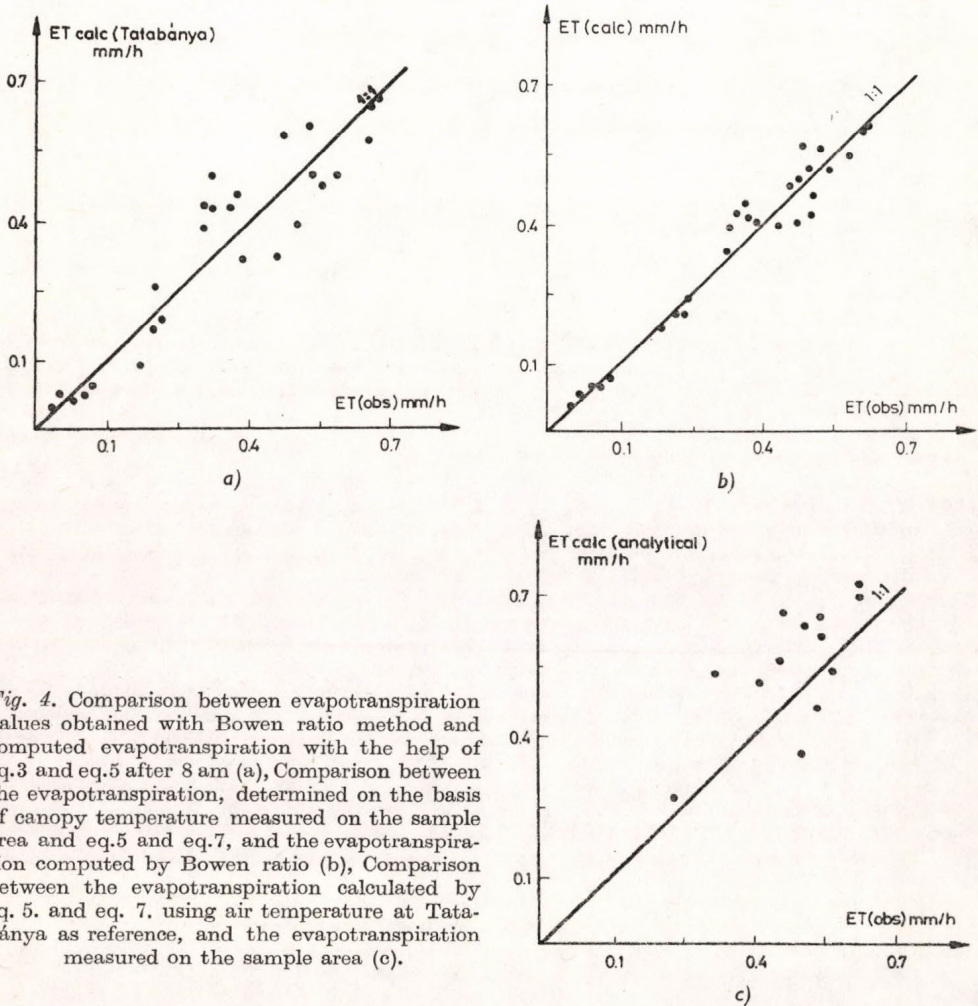


Fig. 4. Comparison between evapotranspiration values obtained with Bowen ratio method and computed evapotranspiration with the help of eq.3 and eq.5 after 8 am (a), Comparison between the evapotranspiration, determined on the basis of canopy temperature measured on the sample area and eq.5 and eq.7, and the evapotranspiration computed by Bowen ratio (b), Comparison between the evapotranspiration calculated by eq. 5. and eq. 7, using air temperature at Tatabánya as reference, and the evapotranspiration measured on the sample area (c).

3. Conclusion

Models used throughout the world were examined to determine whether they can be applied under extremely dry conditions. Our results show that the methods are adaptable to Hungarian conditions. We can probably obtain results under less dry conditions, too. Further investigation for the application is necessary in respect to different sorts of plants and a longer period of time.

The conditions of the measurement could be improved with a high capacity measuring system along with the instruments used for the above experiment. It is also indispensable to purchase some high resolution satellite images.

Acknowledgements. It is desired to acknowledge the help of *K Pasztor*, *I. Kasnyik* and *Z. Nagy* who assisted in the field-measurements.

REFERENCES

- Antal, E.*, 1961: Measurements of the energy balance on the Tihany peninsula (in Hungarian). *Időjárás* 65, 40–46.
- Antal, E.*, 1986: Agrometeorological researches in Hungarian Meteorological Service (in Hungarian). *Időjárás* 91, 68–79.
- Bristow, K. L.*, 1987: On solving the surface energy balance equations for surface temperature. *Agric. Forest Meteor.* 39, 49–54.
- Caselles, V. and Delgado, J.*, 1987: A simple model to estimate the daily value of regional maximum evapotranspiration from satellite temperature and albedo. *Int. J. Remote Sensing* 8, 1151–1162
- Cejtin, G. H.*, 1953: K voprosu ob opredelenii nekotorigh teplovich svoistv potschvi. *Trudi GGO* 39: (in Russian).
- Choudhury, B. J., Reginato, R. J. and Idso, S. B.*, 1986: An analysis of infrared temperature observations over wheat and calculation of latent heat flux. *Agric. Forest Meteor.* 37, 75–88.
- Choudhury, B. J., Idso, S. B. and Reginato, R. J.*, 1987. Analysis of an empirical model for soil heat flux under a growing wheat crop for estimating evapotranspiration by an infrared-temperature based energy balance equation. *Agric. Forest Meteor.* 39, 283–297.
- Garratt, J. R.*, 1978: Transfer characteristics for heterogenous surface of large aerodynamic roughness. *Quart. J. Roy Meteor. Soc.* 104, 491–502.
- Hatfield, J. L., Perrier, A. and Jackson, R. D.*, 1983: Estimation of evapotranspiration at one-time-of-day using remotely sensed surface temperature. *Agricultural Water Management* 7, 341–350.
- Hatfield, J. L., Reginato, R. J., Idso, S. B.*, 1984. Evaluation of canopy temperature-evapotranspiration models over various crops. *Agricultural and Forest Meteorology* 32, 41–53.
- Holtslag, A. A. M.*, 1984: Estimates of diabatic wind speed profiles from near surface weather observations. *Boundary Layer Meteorology* 29, 225–250.
- Huzulak, J., Szabó, T., Matejka, F.*, 1984: Influence of meteorological factors on winter wheat, maize and sugar beet canopy temperature. *Biologia (Bratislava)* 39, 857–966. 1984.
- Jackson, R. D., Reginato, R. J., Idso, S. B.*, 1977. Wheat canopy temperatures: a practical tool for evaluating water requirements. *Water Resour. Res.* 13, 651–656.
- Monteith, J. L.*, 1973. *Principles of Environmental Physics*. Edward Arnold Ltd., London, 241 pp.
- Nieuwenhuis, G. J. A., Smidt, E. H., Thunnissen, A. M.*, 1985: Estimation of regional evapotranspiration of arable crops from thermal infrared images. *International Journal of Remote Sensing* 8, 1319–1334.
- Nieuwenhuis, G. J. A., Menenti, M.*, 1986: Application of thermal infrared remote sensing in water management of humid and arid areas. *Geocarto International* 1, 35–46.
- Soer, G. J. R.*, 1977: The TERGRA model – a mathematical model for the simulation of daily behaviour of crop surface temperature and actual evapotranspiration. NIWARS publ. 46. Delf The Netherlands: 44.
- Soer, G. J. R.*, 1980: Estimation of regional evapotranspiration and soil moisture conditions using remotely sensed crop surface. *Remote Sensing Environment* 9, 27–45.
- Stone, L. R., Horton, M. L.*, 1974: Estimating evapotranspiration using canopy temperatures: field evaluation. *Agronomical Journal* 66, 450–454.
- Szász, G.*, 1986: The importance of agricultural remote sensing in development agricultural meteorology. *Időjárás* 91, 88–103. (in Hungarian, with English abstract).
- Varga-Haszonits, Z.*, 1969: Determination of water content and of the evaporation of bare soil. *Időjárás* 73, 528–334.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 93. évf. 5. szám, 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93 No. 5 September – October 1989. Budapest

Meteorological application of extreme value theory: problems of finite, dependent and non-homogeneous samples

FARAGÓ, T.—DOBI, I.

*Hungarian Meteorological Service
Budapest, H—1525. P.O.B. 38*

KATZ, R. W.

National Center for Atmospheric Research
Boulder, Co—80307, P.O.B. 3000*

MATYASOVSKY, I.

*Eötvös Loránd University
Budapest, H—1083, sq. Kun B. 2*

The estimation of probability distribution of the extremes of various climatic elements and the related design values is one of the most significant problems of climatology as concerns its applications aspects. The classical probability theory of extreme values provides effective theoretical basis for these estimations in the case of large number of independent, identically distributed random variables. Actually, meteorological observations usually do not obey such idealized assumptions. In this paper, the effects of finite, dependent and/or non-homogeneous samples on the application of extreme value theory are reviewed. The different effects of and the approaches to the “distortions” in samples are illustrated for both Monte Carlo simulations and meteorological series. The analysis reveals that the deviances from the assumptions of the classical theory in terms of the series of random variables, may lead to essential discrepancies in the estimations of extreme value probabilities and high return period design values.

*

A szélsőérték-elemzés elméletének meteorológiai alkalmazása: véges, függő és inhomogén mintákkal kapcsolatos kérdések. Az alkalmazott klimatológia egyik legfontosabb feladata az éghajlati elemek szélső értékeire vonatkozó valószínűségi eloszlásfüggvények és tervezési küszöbértékek becslése. Kellően nagyszámú független és egyforma eloszlású minta esetén a klasszikus szélsőérték-elmélet alapján megfelelő eljárások adhatók meg az említett becslések elvégzéséhez. A tényleges meteorológiai megfigyelési sorozatok azonban általában nem tesznek eleget ezeknek a feltételeknek. Ebben a dolgozatban a szélsőérték-elmélet alkalmazhatóságát vizsgáljuk véges, (statisztikai értelemben) függő és inhomogén minták esetén. Az egyes hatásokat szimulált és valóságos meteorológiai adatsorokkal illusztráljuk. Legfontosabb következtetésünk az, hogy számottevő becslési hibákra vezethet, ha a klasszikus elméletnek a mintasorokra vonatkozó idealizált követelményeit – megalapozatlanul – feltételezzük a tényleges meteorológiai megfigyelési sorozatok esetében.

* The National Center for Atmospheric Research is sponsored by the U. S. National Science Foundation.

1. Introduction

Extreme meteorological events are just particular environmental phenomena which should generally be treated because of their potential adverse (or more rarely, beneficial) impacts. Short-term individual events (e.g., spring frosts, high-intensity rainfalls or a dry spell) are usually identified as weather events, and they are distinguished from climatic extreme events (like droughts). This differentiation is essential for the physical and social aspects, and for the methodology of modelling of the underlying processes. Therefore, either a forecast model is built which provides predictions of a forthcoming extreme weather event or "extraordinary" state of the underlying process, or the historical stochastic behavior of these processes is extended into the future. Typically, the latter approach is used as a climatological method of estimation of extreme values of certain meteorological elements: for designing different construction projects (e.g., that should withstand extreme wind gusts or snow load or, in the case of electric lines, rime load), for selecting species of crops for particular regions, etc (Page, 1976; IAEA, 1981; WMO, 1974). Other socio-economic and conceptual aspects of climatic extremes have been recently treated by Antal, et al. (1988). Besides the "traditional" analysis of extreme meteorological events, recently their significance has been stressed from a more global perspective. Specifically, the apparently intense climatic fluctuations which have taken place during the last few decades resulted in or went together with increasing frequency or intensity of some large-scale extreme climatic anomalies. This raised the question, whether the changes in such patterns of extremes can be taken as indicators of significant climatic fluctuations or changes, and vice versa (Hoyt, 1981; Mearns et al., 1984; Parry, 1985).

Extreme meteorological and climatic events are usually defined in terms of some numerical characteristics, such as the exceedance of certain threshold values by these variables. The extraordinary nature of these events implies that their probability of occurrence is relatively small, in general, because the threshold values are either very small or very large or because of the incidence of such values (in the case of multidimensional extremes). Thus the likelihood of such events is related to the tails of the probability distribution function (DF)* of the given meteorological element considered as random variable (RV) ϱ . Determining the probability that the values of this RV do not exceed some levels during some time period, essentially requires determining the extreme DF (eDF) for the "ordinary" maximum and/or minimum of sequences of this RV $\varrho_1, \varrho_2, \dots, \varrho_m$:

$$\xi^{(m)} = \max \{ \varrho_i \}, \quad \chi^{(m)} = \min \{ \varrho_i \}.$$

* The following abbreviations are used henceforth:

DF — distribution	RV — random variable
pDF — parent DF	pRV — parent RV
eDF — extreme DF	eRV — extreme RV
GEV — DF — general extreme value DF	i.i.d. — independent, identically distributed

In accordance with the most typical questions regarding the extreme events, either the determination of the DF $F^{(m)}$ of maximum $\xi^{(m)}$ is required, where $F_i(x) = P(\varrho_i < x)$ is the DF of the "parent" RV's (pRV) ϱ_i , or the inverse problem, i.e., the estimation of design value $x = x(p)$ so that

$$F^{(m)}(x\{p\}) = p,$$

which actually corresponds to the p th quantile of this eDF. An alternative question concerns the average number or probability of exceedances by the sequence ϱ_i of some threshold $x = x_m$. The probability level p is then expressed in the form of the return period $T = 1/(1-p)$ during

which the mean number of exceedances of the threshold $x = x\{p\}$ is just 1. Analogous problems are formulated for minima.

Since the first work began in the 1920's (Fisher and Tippett, 1928), the mathematical basis for extreme value analysis has rapidly developed over the last 30 years or so (Gumbel, 1942, 1954, 1958; Galambos, 1978; Leadbetter et al., 1983). While some of the probability theory for extremes of stochastic processes was derived in almost complete generality over 40 years ago (e.g., Gnedenko, 1943), the development of practical methods for making statistical inferences about extremes has lagged behind until recently (e.g., Tiago de Oliveira, 1986). During this relatively long process, however, important specific results were reported (Jenkinson, 1955, 1969; Hershfield, 1962).

The classical theory of extreme values provides, among others, answers to the above-mentioned questions in the case of independent, identically distributed (i.i.d.) parent RV's. However, the application of the classic theory for actual samples usually becomes complicated because of various problems: finite number of the pRV's (i.e., the parent sample size, m), the statistical dependence of the pRV's or the non-homogeneity of the underlying stochastic processes (seasonality, diurnal variation or various climatic trends) acting against the idealized i.i.d.-nature of the samples. Such problems (of finite, dependent and/or non-homogeneous samples) of application of extreme value theory to real meteorological data were considered, inter alia, by Tabony (1983), Horowitz (1980), Katz (1977, 1988), Faragó (1977), Revfiem (1983), Boyack (1985), Court (1986), and Buishand (1985).

In the present study, some approaches to the solution of the above application problems of extreme value theory are reviewed and illustrated for both Monte Carlo simulations and meteorological series.

2. Asymptotics and finite parent samples

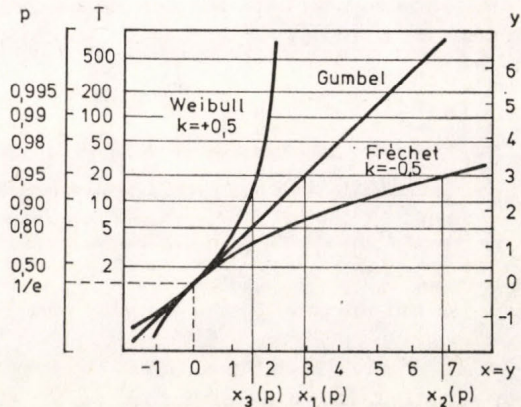
One of the basic questions of the extreme value theory is the asymptotic behavior of the eDF 's $F^{(m)}$. For the non-mathematical reader, it is worth mentioning that the existence of a limit DF common for sequences with different DF 's means that this asymptotic eDF can be used as an approximation to the exact eDF 's. The "classic" limit theorem states that $F^{(m)}$, the DF of the maximum $\xi^{(m)}$ of m i.i.d. RV's with common $DF F = F_i$, converges to a limiting $eDF G$ if the average number of exceedances of some threshold values $x_m = b_m y + u_m$, $b_m > 0$ tends to some constant $\tau = \tau(y) > 0$ (Leadbetter et al., 1983). That is, if

$$m(1 - F(x_m)) \rightarrow \tau \text{ then } F^{(m)}(x_m) = F^m(x_m) \rightarrow \exp(-\tau).$$

In other words, the following asymptotic relation takes place;

$$F^{(m)}(b_m y + u_m) \cong G(y) = \exp(-\tau(y)) \text{ or } F^{(m)}(x) \cong G((x - u_m)/b_m). \quad (1)$$

Fig. 1. The three types of asymptotic extreme value distribution functions derived from Jenkinson's generalized form with shape-parameter values $k = 0.5$, $k = 0.0$, $k = -0.5$, respectively. Curves are represented on a Gumbel probability paper for reduced values $x = y$, $y = -\ln(-\ln p)$; T denotes the return period, $T = 1/(1-p)$. The different distribution types result in considerably differing quantiles (design values) $x_1\{p\}$, $x_2\{p\}$, $x_3\{p\}$



These asymptotically increasing threshold values x_m , conventionally expressed in linear form of $x_m = b_m y + u_m$, may also be interpreted as if a special standardization was performed, so that $F^{(m)}(x_m) = P\{\eta^{(m)} = (\xi^{(m)} - u_m)/b_m < y\} \cong G(y)$. Coefficients u_m and b_m are called location and scale parameters, respectively, and $\eta^{(m)}$ is the reduced maximum *RV*.

Depending on the tails of the *pDF*, the function $\tau = \tau(y)$ may be one of three forms so that, eventually, one of three types of limiting *eDF* for the reduced maxima can be obtained (*Fig. 1*):

$$G_1(y) = \exp(-\exp(-y)), \quad -\infty < y < +\infty, \quad (2)$$

the Gumbel-asymptote for unbounded *RV*'s,

$$G_2(y) = 0, \quad y \leq 0; \quad G_2(y) = \exp(-y^{1/k}); \quad 0 < y; \quad k < 0, \quad (3)$$

the Fréchet-asymptote for *RV*'s bounded from below, and

$$G_3(y) = \exp(-(-y)^{1/k}), \quad y < 0; \quad G_3(y) = 1, \quad 0 \leq y; \quad k > 0, \quad (4)$$

the Weibull-asymptote for *RV*'s bounded from above. The theoretical mean and dispersion for G_1 (for reduced *eRV*) are $\mu = \gamma$, $\sigma = \pi/\sqrt{6}$, where $\gamma = 0.57722$ is the Euler-constant.

Jenkinson (1955, 1969) succeeded in combining these asymptotic *eDF*-types into one form, the general extreme value *DF* (commonly abbreviated as *GEV-DF* and also referred to as the von Mises-Jenkinson form):

$$G(y) = \exp\{-[1 - ky]^{1/k}\}, \quad ky < 1, \quad (5)$$

where k is the shape (or curvature) parameter (*Fig. 1*). If $k \rightarrow 0$ then $G \rightarrow G_1$; for $k < 0$, $G(y) = G_2(-ky + 1)$, $1/k < y$ and, at last, for $k > 0$, $G(y) = G_3(ky - 1)$, $y < 1/k$.

Using the proper asymptote, the estimate of the *p*-probability level ("upper") design value is $x'\{p\} = b \cdot y\{p\} + u$ where u , b are the attraction coefficients and $y\{p\}$ is the *p*th-quantile for the reduced variate:

type	1st	2nd	3rd	GEV-DF
$y\{p\}$:	$-\ln(-\ln(p))$	$(-\ln(p))^k$	$-(-\ln(p))^k$	$[1 - (-\ln(p))^k]/k$

(6)

Analogous results hold for the minimum values $\chi^{(m)}$; the three limiting *eDF*-types and the *GEV-DF* can easily be deduced using the relation $\chi^{(m)} = -\max(-\varrho_i)$:

$$H_1(y) = 1 - \exp(-\exp(y)), \quad -\infty < y < +\infty$$

$$H_2(y) = 1 - \exp(-(-y)^{1/k}), \quad y < 0; \quad H_2(y) = 1 \quad 0 \leq y; \quad k < 0$$

$$H_3(y) = 0, \quad y \leq 0; \quad H_3(y) = 1 - \exp(-y^{1/k}), \quad 0 < y; \quad k > 0$$

$$H(y) = 1 - \exp(-(1 + ky)^{1/k}), \quad -1 < ky.$$

Since the *eDF*-type is determined by the left tail for the minimum and the right tail for the maximum, the limiting *eDF*'s of the minimum and the maximum of the same *pRV*'s may differ.

The limit law and the above *eDF*-types hold if the corresponding conditions are satisfied. However, either the *pDF*'s may not converge at all (in some cases,

that are generally not too significant for meteorological practice), or if pRV 's are not i.i.d., the limit eDF may differ from the above types (Galambos, 1978).

Parent DF 's which eDF 's converge to a given type of limiting eDF constitute the domain of attraction of that type. In meteorological applications, the most common pDF 's (normal, exponential, Gamma DF 's) belong to the domain of attraction of Gumbel- eDF . In spite of unambiguous theoretical results, the type selection is a rather complicated problem. If first a hypothetical DF is accepted for the pDF (e.g., normality for temperature observations or Gamma- DF for short-term precipitation amounts), then the limiting eDF -type is provided by theory. However, such a procedure is based on finite number of parent samples, a fact that often leads to uncertainties in selecting the hypothetical eDF : e.g., Weibull- eDF is taken instead of G_1 (because $F^{(m)} < G_1$ and also $G_3 < G_1$ for tails) or even other DF 's are recommended (lognormal DF for extreme rainfall amounts or wind gusts; Winter, 1970; Sevruk and Geiger, 1981; Tar and Barta, 1985). Hershfield (1973) refers to Chow who demonstrated for rainfall series that their eDF was a special case of the lognormal distribution. Despite the close coincidence in the mid-range of these DF 's, large deviances may take place from the exact eDF at high (or low) values; thus, "it is not advisable to use them" (Buishand, 1986; Tiago de Oliveirea, 1986). We recall that in an earlier work Hershfield (1962) compared the effectiveness of lognormal and Gumbel-type eDF for predictive purposes (i.e. for estimation of quantiles with high return periods beyond the sampling period): the Gumbel- eDF provided better fit in this investigation. Hopkins and Whyte (1975) had a very "simple" argumentation in favor of G_1 : because G_1 provides higher design values for maxima (and minima, as well) than G_3 , and "it is obviously better for an estimate to err on the 'side'. Perhaps, the same reasoning was followed in IAEA Safety Guides (1981) suggesting the use of the Gumbel- and Fréchet- eDF for extreme winds, precipitation amounts, temperatures or snow (clearly, G_2 may give even higher design values in both tails). Apparently, it is not a theoretically established solution and may lead to significant overestimation. To avoid this problem, instead of selecting first the limiting eDF -type with a subsequent determination of its parameters, the GEV- DF can be used, a solution which is especially recommended when design values with high return periods need to be estimated (Buishand, 1986).

When the pDF is (hypothetically) known, the parameters of the limit eDF may be easily determined in most frequently used cases of i.i.d. parent RV 's. Because the sequences of the attraction coefficients are only asymptotically unique, different choices are permissible. For example, for maxima of RV 's leading to the 1st eDF -type, Gumbel (1958) found as one technique

$$u_m = F^{-1}(1-1/m), \quad b_m = 1/(m \cdot f(u_m)), \quad (7)$$

where this location parameter u_m (the $(1-1/m)$ -quantile of the pDF F) is called the characteristic extreme and f is the density function of the pRV , $f(x) = F'(x)$. This method was used, inter alia, by Balog *et al.* (1984). Another way is employed in Leadbetter *et al.* (1983) given the particular pDF , namely, for instance, for the maxima of normal pRV 's

$$b_m = (2 \ln(m))^{-1/2}, \quad u_m = 1/b_m - b_m[\ln(\ln(m)) + \ln(4\pi)]/2 \quad (8)$$

In practice, extremes of a quite finite number of pRV 's are considered ($m = 90$ for seasonal extremes of daily mean temperatures, $m = 365$ for various annual values, etc.). Thus the goodness of approximation for reduced RV 's $F^{(m)} \sim G$ is an essential problem if one desires to use this limit eDF . Theory provides again an asymptotic answer in form of the estimation for the rate of convergence. This rate generally corresponds to the order $0(1/m)$; however, it is as slow as $0(1/\ln(m))$ for normal pDF 's.

Having short parent series, the likelihood that their maximum will not represent the right-hand tail of the parent distribution is relatively high. This tail was loosely defined by *Tabony* (1983) as the upper 10–15% of the pDF . *Court* (1986) proposed a more adequate procedure to define the required sample size: if one demands that the maximum $\xi^{(m)}$ of m i.i.d. pDF 's would come from the top $1-p_1$ part of the pDF with a high (say 99%) probability, i.e., $P\{\xi^{(m)} > F^{-1}(p_1)\} = 0.99$ then $m = \ln(0.01)/\ln(p_1)$. This gives $m = 44$ for $p_1 = 90\%$, $m = 90$ for $p_1 = 95\%$ and $m = 228$ for $p_1 = 98\%$. Alternatively, if m is relatively small, the maximum RV will not represent with some probability the far tail of the pDF , as though samples "came from a bounded distribution, leading to a ... Weibull distribution" (*Court*, 1986).

However, the concept of the "far tail" should depend on time period T for which a design value $x\{p_T\}$ of this maximum is to be estimated. To get some insight into this problem, "exact" and Monte-Carlo calculations can be made. Obviously, if the pDF is assumed to be known, the T -return period quantile can be determined for the maximum of m i.i.d. variables from $F^{(m)}(x^*\{p\}) = p$, where $p = p_T = 1 - 1/T$. Some results for i.i.d. normal pRV 's are shown in *Table 1*. Apparently, the asymptotic DF G_1 with attraction coefficients (8) provides values that are always higher and the goodness-of-fit improves with

TABLE 1

Design-values x^ (p) for maxima of m i.i.d. standard normal RV 's and for return periods T with $p = p_T = 1 - 1/T$, calculated by exact method (i.e., with interpolations from the standard table for normal DF) and Monte-Carlo technique. Also, values deduced from Gumbel- eDF with normal attraction coefficients are tabulated. Besides the i.i.d. case, results of simulations are listed for Gauss-Markov sequences with autocorrelation coefficients $r = 0.5, 0.8$*

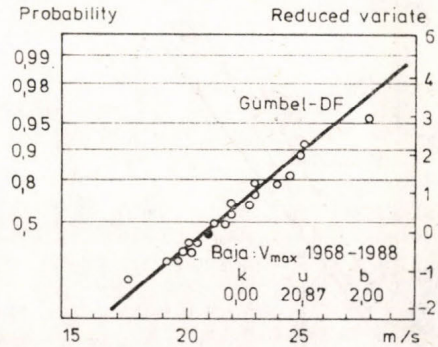
r	T:		10	20	50	100	u_m	b_m
	p:		0.9	0.95	0.98	0.99		
0.0	m = 20	x* exact	2.56	2.80	3.09	3.29	1.71	0.41
		empir	2.55	2.78	3.06	3.22		
		x asymp	2.63	2.92	3.30	3.59		
	50	x* exact	2.86	3.08	3.35	3.54	2.10	0.36
		empir	2.84	3.07	3.34	3.53		
		x asymp	2.91	3.16	3.50	3.75		
	100	x* exact	3.08	3.28	3.54	3.72	2.37	0.33
		empir	3.10	3.27	3.43	3.47		
		x asymp	3.11	3.35	3.65	3.88		
0.5	m = 20	x* empir	2.56	2.83	3.03	3.10		
	50		2.83	3.07	3.29	3.47		
	100		3.02	3.28	3.51	3.58		
0.8	m = 20	x* empir	2.30	2.53	2.82	2.88		
	50		2.68	2.95	3.13	3.35		
	100		2.86	3.15	3.35	3.54		

the increase of m , but becomes worse with rising return periods. In other words, the distribution of the maxima $\xi^{(m)}$ behaves in close agreement with the limiting eDF , except for the extreme right-hand tail of the DF .

3. Dependent variables

The classic theory has been extended to "weakly" dependent pRV 's (*Leadbetter et al.*, 1983; *Leadbetter and Rootzén*, 1988). Due to these generalizations, the limit theorem and also the eDF -types theorem are valid, among others, for M -dependent stationary sequences (ϱ_i) (with ϱ_i and ϱ_j being independent if $|i-j| > M$; (*Newell*, 1964) or for normal stationary sequences with asymptoti-

Fig. 2. Plot of annual maximum wind gust values at Baja for 1968–1988 and the Gumbel extreme distribution function fitted to them



cally disappearing autocorrelations r_M so that $r_M \ln(M) \rightarrow 0$. The latter condition holds for Markov sequences (e.g., for the first-order model, $r_M = r_1^M$), or for ARMA-models. Consequently, despite the dependence of serial (e.g., sequential hourly, daily) temperature or rainfall observations, the 1st type eDF remains their domain of attraction (*Katz*, 1977; *Sneyers and Vandiepenbeeck*, 1983; *Romanenko*, 1984). This means that the same limiting eDF -types and attraction

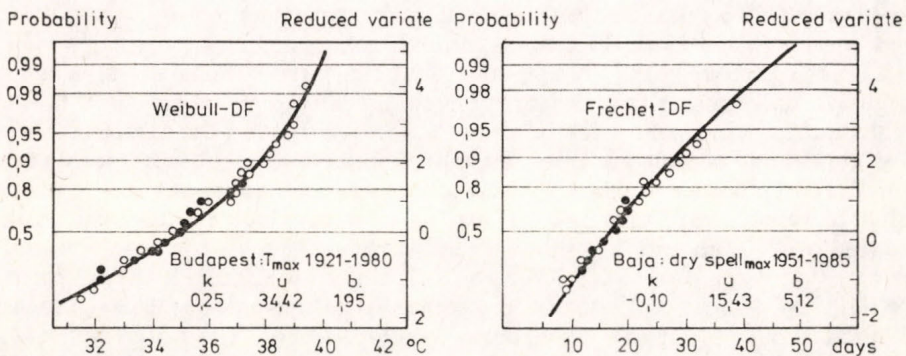


Fig. 3. a) Plot of annual maximum air temperature values at Budapest for 1921–1980 and the generalized extreme distribution function with (estimated) shape parameter $k = +0.25$ (i.e. *Weibull-DF*) fitted to them. b) Plot of annual lengthiest dry spells at Baja for 1951–1985 and the generalized extreme distribution function with (estimated) shape parameter $k = -0.10$ (i.e., *Fréchet-DF*) fitted to them

coefficients may be used asymptotically for such dependent RV 's as for i.i.d. RV 's with the same (one-dimensional) marginal DF . *Fig. 2-3* illustrate this statement for three meteorological series, namely, the series of annual maximum wind gusts at Baja, the annual maximum air temperatures at Budapest and the annual maximum durations of dry spells at Baja to which Gumbel, Weibull and Fréchet limit eDF 's were fitted (using some statistical methods not treated here), respectively. Clearly, the pRV 's in these cases cannot be considered as i.i.d. series (besides the significant serial correlation, these variables possess varying degree of seasonality or annual cycle whose effects will be dealt with below); nevertheless, ideal eDF -types obviously fit rather well.

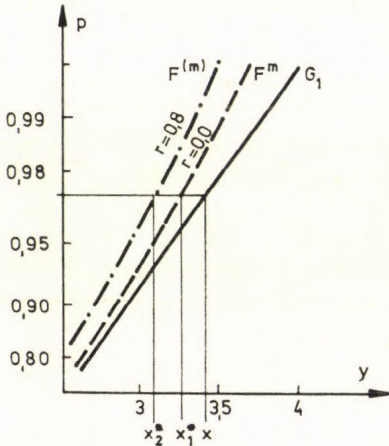


Fig. 4. Comparison of extreme value distribution functions estimated from Monte-Carlo simulations of m -size standard Gauss-Markov sequence with correlation coefficients $r = 0.0$ and $r = 0.8$ and the Gumbel- DF with "normal" attraction coefficients

Theoretical results establish that the same rate of convergence takes place under relatively weak conditions for dependent samples (*Leadbetter et al.*, 1983, 1988). For finite parent sample sizes, however, dependency leads to considerable deviation of the exact eDF $F^{(m)}$ from the associated exact eDF for i.i.d. RV 's (Table 1). To guess and/or avoid this effect, various methods were offered. Dependence is rather typical for the commonly analyzed climatological variables; for its significance we recall, for instance, that the correlation coefficient between consecutive daily mean temperatures is usually within the range 0.7-0.9, that for the hourly wind velocities is about 0.95. This generally means that such values represent about one-third as many independent observations (*Court*, 1986). More explicitly, *Sneyers and Vandiepenbeeck* (1983) count the "equivalent number of repetition", viz., $\omega = (1+r)/(1-r)$ with which the number of auto-correlated pRV 's should be reduced, $m' = m/\omega$. This factor would equal to 3 for $r = 0.5$, 4 for $r = 0.6$, 5.7 for $r = 0.7$. Such an approach (based on first-order Markov sequences), however, seems to be misguided: this concept of equivalent independent sample size was developed using the criterium of equal variance of time averages, not with an aim to equalize the tails of the corresponding pDF 's! *Graham* (1983) and *Buishand* (1985) attempted to remove the dependence taking only one observation per "event": *Graham* "simply" has made scarcer sampling of hourly/three hourly temperature observations, reducing the parent sample size by about 30%; *Buishand* counted only the number

of "run events" of short-term rain-rate (intensity) observations with high peak values instead of taking all high values in a Poisson approach (see below). Contradicting such results, *Romanenko* (1984) found for hourly wind gust observations, that even their daily maxima ($m = 24$) are well-fitted by Gumbel- eDF in spite of very high autocorrelations.

It is believed that the dependence influences the extreme-value estimation not "uniformly" in the case of finite parent sample sizes, but differently for various pDF 's and return periods. For the numerical experiments with finite m , only Monte-Carlo simulations can be used (because the exact eDF $F^{(m)}$ cannot generally be derived analytically). Some results with standard Gauss-Markov random sequences are shown in Table 1 and in *Fig. 4*. Dependence may result in essentially smaller design values as compared to the i.i.d. case, a fact which should be taken into account in meteorological applications, in particular, if high return period design values are required.

4. Nonstationarity

Depending on the time scales of pRV 's (and also on the sampling method), different periodicities and trends may also present in their sequences. Therefore, the annual cycle (seasonality) or the effects of larger (temporal) scale local or global climate trends (like the heat-island or decadal warming-up effects) should be taken into consideration when longer-term extremes are to be analyzed. Other causes of non-homogeneity of the pRV 's are also known (*Court*, 1986). It turns out that the above-mentioned asymptotics hold even for similar cases of non-homogeneous (non-stationary) sequences under some additional conditions (*Leadbetter et al.*, 1983), though again, the approximation $F^{(m)} \sim G$ (for the reduced variates) is usually less effective leading to generally underestimated design values (as compared to the i.i.d. case; *Carter and Challenor*, 1981; *Challenor* 1982).

To cope with the most typical case of nonstationarity, i.e. with the problem of seasonality, *Carter and Challenor* (1981), *Challenor and Carter* (1983) recommend to approximate the monthly eDF 's first with their consecutive combination (i.e., multiplication) to form the eDF for the annual extreme, provided the monthly eRV 's are independent:

$$P\{\xi < x\} = \prod_{j=1}^{12} G((x - u(j))/b(j)),$$

where the location parameters are expressed as periodic functions $u(j) = u \cdot \cos(\alpha j + \varphi) + u_0$. This method was used for wind speed data. *Tabony* (1983) opposed this approximation and argued that using the annual values for the empirical estimation of annual eDF was a superior approach.

The more direct application of the extreme limit theorem to non-stationary sequences was treated by *Horowitz* (1980) and *Leadbetter et al.* (1983). Especially, for stationary (standard) normal sequences (with covariances $r_M: r_M \ln(M) \rightarrow 0$), to which a known "slow" trend or seasonal component μ_i is added, $\xi^{(m)} = \max\{\varrho_i + \mu_i\}$, $i = 1, 2, \dots, m$, the classic limit and extremal types theorems remain true with some modified location parameters. To compensate for the annual

cycle (seasonality), for instance, one can use the reduced RV $(\xi^{(m)} - u^*)/b_m^m$ with $u^* = u_m + \mu^*$, $\mu^* = b_m \ln \left[m^{-1} \sum_1^m \exp(u_i/b_m) \right]$, where u_m , b_m are the "normal" attraction coefficients (8) deduced for the i.i.d. case. Of course, pRV 's with the highest means have the most effect on the behaviour of the maximum $\xi^{(m)}$ in the above example of the periodical component and constant variance. If all mean values equalled the maximum (the case of constant or no seasonality), $\mu_1 = \max \{\mu_i\} = \mu$, then on the one hand, the design values would be determined by $\sigma \cdot x(p) + \mu$ (where $x(p)$ denotes the design value for the maxima of the normal components ϱ_i) and, on the other hand, the above formula also would produce the same additional term, that is $\mu^* = b_m \ln \left[m^{-1} \sum_1^m \exp(\mu/b_m) \right] = \mu$. However, the meteorological reality is generally far from this singularity and annual amplitudes A of various elements are sometimes rather significant. In this case, one can expect that the corrected location parameters and, in turn, the design values will be less than those for the i. i. d parent RV 's. Indeed, for aperiodic annual component ($m = 365$) with amplitude A , we have a functional dependence of the correction term on A , $\mu^*(A)$: $\mu^*(1) = 0.566$, $\mu^*(5) = 4.321$, $\mu^*(10) = 9.219$, etc. Obviously, the greater the degree of seasonality, the more significant is the role of the pRV 's with the highest mean values. Simultaneously, the convergence will slow down, in reality, $\xi^{(m)}$ becomes gradually identical with the maximum of a few pRV 's (instead of being that of m variables). To illustrate these phenomena, Monte-Carlo simulations have been carried out for the above case with $A = 10$, $m = 365$. Besides the empirical quantiles $x^*\{p\}$ (from the ordered sample) and their estimations from the Gumbel- eDF $x\{p\}$ (using "normal" attraction coefficients and the corresponding correction term μ^*), these values were also calculated from this eDF -type but involving only those pRV 's for which $\mu_i \geq 9.5$ ($m' = 37$ such elements were used):

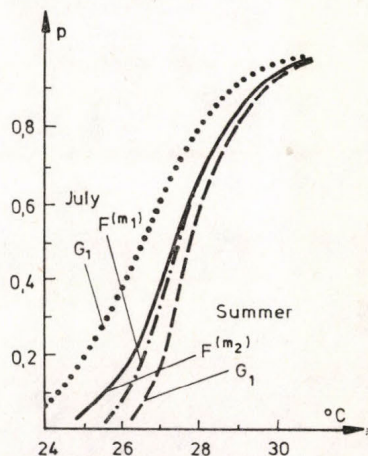
P	0.8	0.9	0.95	m	u_m	b_m	μ^*
$x^* \{p\}$	12.39	12.63	12.78				
$x \{p\}$	12.46	12.68	12.89	365	2.81	0.29	9.22
$x' \{p\}$	12.36	12.65	12.92	37	1.98	0.37	9.83

The latter procedure was also analyzed by *Buishand* (1986). According to his results, retaining the lower values (e.g., winter temperature observations in calculating the annual maxima) may even worsen the approximations to the limiting eDF , so that it is useful to obtain censored data leaving out the "smaller" elements of the sequence of pRV 's for maximum calculations. Of course, when the degree of seasonality is not as great, for instance, for air temperatures within the summer or winter seasons, the above-mentioned correction term μ^* is close to zero, and only a small amount of distortion can be expected using simply the G_1 -approximation for some averaged moments.

Such a simulation has been performed again by Monte-Carlo technique for the sequence $\varrho_i + \mu_i$, $m_1 = 31$ and $m_2 = 92$, where ϱ_i represent a standard Gauss-Markov sequence with $r = 0.75$ (typical for daily temperatures) and μ_i corres-

ponds to the July and summer seasonal changes in means of air temperatures at Budapest. In reality, the "heterogeneity" and the dependence of pRV 's appear jointly which makes the theoretical treatment of extreme values even more complicated. In these simulations, the change in variances was again neglected. Results are presented in *Fig. 5*. It is believed that the exact eDF is well approximated through the empirical eDF . Seasonal data imply three times

Fig. 5. Empirical (calculated from Monte-Carlo simulations) and asymptotic (Gumbel) distributions for maximum July and summer air temperature observations. Simulations are performed with Gauss-Markov sequences with constant variances and correlation coefficients $r = 0.75$



more parent samples than the monthly case but a greater degree of nonstationarity; yet, it results in a better fit to the "classic" G_1 - eDF because of the relatively small change in mean values. Thus, the trade off between the sample-size and non-stationarity problems here is resolved in favor of the former. (Certainly, the two maxima, i.e., the summer and the July ones are different RV 's!)

5. Exceedances

In many applications, the likelihood of the occurrence of high (or low) values above (or below) some particular threshold value is required. Such a threshold may be related to air temperatures resulting in heat-shock for some vegetation, or to the soil moisture amount at the wilting point, or a low temperature for which a heating system is designed etc. Exceedances are measured in terms of the number $m(x)$ of those pRV 's that are greater (less for the minima) than the threshold x , $0 \leq m(x) \leq m$. This number is a RV , and under the conditions of the "classic" limit theorem cited above – for i. i. d. variables, provided that the threshold is increased in such a manner that the average number of exceedances tends to a constant $\tau(x_m) = m(1 - F(x_m)) \rightarrow \tau$, – the number of exceedances $m(x_m)$, being actually a RV , asymptotically obeys Poisson-law, i. e., $P\{m(x_m) = j\} \cong (\tau(x_m)^j / j!) \exp(-\tau(x_m))$ with mean value being just the Poisson-parameter $\tau(x_m)$. This result may be used again for eDF -related estimations, because for $j = 0$, $P\{m(x_m) = 0\} = F^{(m)}(x_m) \cong \exp(-\tau(x_m))$, which is, of course, is the statement of the original limit law. Introducing detailed functional relationships for $\tau(x)$, this approach can more closely related to the different limiting eDF -types or the GEV - DF (Buishand, 1986).

In practical terms, more information is utilized from the parent series by accounting for all elements above x_m as compared to the single highest elements. On this basis, one could expect a more effective method for the determination of the eDF for large enough, but still finite values of m . Monte-Carlo simulations reinforce this assumption (*Table 2*) as contrasted with the direct application of the limiting eDF (compare with the data in *Table 1*).

TABLE 2

Results of Monte-Carlo simulations using the Poisson limit law for the number of exceedances from m -size ($m = 50$) Gauss-Markov sequences with autocorrelations $r = 0.0, 0.5, 0.8$ | x - threshold value, $\tau(x)$ - average number of exceedances, $p = \exp(-\tau(x))$ is estimation for the asymptotic extreme distribution and x' is the rank estimator corresponding to probability p

r	x	2.60	2.80	3.00	3.20
0.0	$\tau(x)$	0.23	0.11	0.05	0.03
	p	0.79	0.89	0.95	0.97
	x'	2.61	2.82	3.06	3.24
0.5	$\tau(x)$	0.25	0.12	0.07	0.04
	p	0.78	0.89	0.93	0.96
	x'	2.57	2.77	2.98	3.17
0.8	$\tau(x)$	0.21	0.10	0.04	0.02
	p	0.81	0.91	0.96	0.98
	x'	2.44	2.68	2.99	3.19

This convergence is based on the fact that, with rising level x_m , exceedances become asymptotically independent. Dealing again with real meteorological variates, dependence - commonly positive correlation - between the consecutive pRV 's affects these exceedances in such a way that they will tend to occur in "clusters". Alternatively, asymptotic independence may be achieved again only for higher threshold values. This effect is well reflected by the results in *Table 2* computed for standard Gauss-Markov sequences with autocorrelation coefficients $r = 0.5$ and 0.8 .

The Poisson-approximation makes it feasible to account both for that "clustering" problem and seasonality (*Buishand, 1985, 1986*). The nonstationarity of the pDF $F_i, i = 1, 2, \dots, m$ will modify the determination of the mean number of exceedances (for the analysis of maxima) or that of the Poisson-parameter: $\tau(x) = \sum_1^m (1 - F_i(x))$, which reduces to $\tau(x) = m(1 - F(x)), x = x_m$

for the i. i. d. case. Most recently, *Waylen (1988)* provided an example of fitting a non-homogeneous Poisson process to below freezing temperature events. Similarly, one can take into consideration the dependence of pRV 's with modifying the Poisson-parameter to count the number of the above-mentioned clusters (including at least one exceedance) rather than counting each exceedance separately. Obviously, it will lead to a reduced Poisson-parameter, $\tau'(x) \leq \tau(x)$.

Table 3 provides an illustration of the application of the Poisson approximation to climate data. The occurrence of severe freezes is an event with significant

economic repercussions for citrus growers in the state of Florida (Miller and Glantz, 1988). A temperature of about -2.2°C (28°F) represents the point at which fruit becomes vulnerable to freeze damage, whereas wood damage begins at about -4.4°C (24°F) and trees can be killed at about -6.7°C (20°F). Time series of daily minimum temperature were analyzed for three locations within the orange-growing region of Florida. The winter freeze season was taken to be November through March, and such winters were considered over the time period 1932–1985 (13 winters were missing at Plant City and one winter was missing at Saint Leo). Using the Poisson approximation discussed earlier, the probability that the daily minimum temperature ever equalled or fell below the threshold was estimated. It is evident from Table 3 that this approximation tends to result in an overestimate of the likelihood of these events. In agreement with the theory of extreme values, the approximation is better the rarer the event. Discrepancies between these estimated probabilities and the observed relative frequencies can also be attributed to the failure to adjust for the substantial autorrelation of time series of daily minimum temperature (e.g., by considering “clusters” of freezing temperatures as a single event) or to take into account the nonstationarity of the probability distribution of daily minimum temperature within November through March.

TABLE 3

Estimates of the probability that the daily minimum temperature during a given winter (i.e., November through March) ever equals or falls below the threshold based on Poisson approximation (observed relative frequency given in parentheses)

Location	Threshold		
	$-2.2^{\circ}\text{C}(28^{\circ}\text{F})$	$-4.4^{\circ}\text{C}(24^{\circ}\text{F})$	$-6.7^{\circ}\text{C}(20^{\circ}\text{F})$
Moore Haven	0.447 (0.259)	0.088 (0.074)	0 (0)
Plant City	0.874 (0.786)	0.379 (0.310)	0.069 (0.071)
Saint Leo	0.746 (0.574)	0.322 (0.259)	0.105 (0.074)

6. Conclusions

The estimation of probability distribution of the extremes of various climatic elements and the related design values is one of the most significant problems of climatology as concerns its application aspects. The classical probability theory of extreme values provides effective theoretical basis for these estimations in the case of large number of independent, identically distributed random variables. The results of this study indicate that the probability characteristics of real series of climatic observations may significantly deviate from the idealized requirements of the classical extreme value theory so that the observed and the estimated extreme value distributions will essentially differ. This discrepancy most often appears in the form of unreasonable overestimation of high return period design values.

The most typical problems concerning the sample series which are practically available, are the implications related to the finite sample sizes of parent

random variables, their dependence and/or the nonstationary of their time-series. In accordance with the generalized extreme value theory, the original limit laws take place even under the conditions of weak dependence and also for large class of non-homogeneous time-series. Moreover, even the rate of convergence of the exact extreme distribution functions to their limit, in many practically important cases, remains the same as that for the associated i. i. d. series. Yet, for quite finite sample sizes, the application of the limiting distribution function instead of the exact one in these cases, may lead to much larger errors than that for the i. i. d. random variables. These deviances are rapidly increasing with the higher return periods.

To avoid the effects of dependent samples, the concept of the equivalent sample size has been introduced in some literature sources. Such an approach seems to be relevant with the criterium of equal variance of time averages, but not with an aim to equalize the two exact extreme distribution functions (the actual one and that for the associated i. i. d. variables of the same size). Therefore, such a solution is permissible for any fixed probability level, return period or threshold value, but not for the right-hand tail of the extreme distribution function as a whole (in the case of the maxima).

Eventually, all the above-mentioned problems related to the sample series, determine the errors which emerge from the substitution of the exact (and usually unknown or, known but explicitly not expressible) extreme distribution with the corresponding asymptote. In other words, the given sample size of parent variables, the degree of their dependence and nonstationarity result in some threshold values for the probabilities of "rare" events, or high return periods or extreme design values, beyond which the application of the asymptotic extreme distribution might lead to unreasonably large errors.

REFERENCES

- Antal E., Faragó T. and Glantz, M. H., 1988: On the concept of extreme meteorological and climatic events. *Időjárás* 92, 269–275.
- Balog M., Gulyás O. and Szetimrey T., 1984: Statistics of extreme values of meteorological data-series (in Hungarian). *Időjárás* 88, 101–108.
- Boyack, C. F., 1985: Investigation of the effect of length of record upon extreme values. *Meteor. Magazine*, 114, 100–108.
- Buishand, T. A., 1985: The effect of seasonal variation and serial correlation of the extreme value distribution of rainfall data. *J. Clim. Appl. Meteor.* 24, 154–160.
- Buishand, T. A., 1986: Extreme value analysis of climatological data. *Proc. 3rd Int. Conf. Stat. Climatology*. Vienna, 145–158.
- Carter, D.J.T. and Challenor, P.G., 1981: Estimating return values of environmental parameters. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 107, 252–266.
- Challenor, P. G., 1982: A new distribution for annual extremes of environmental variables. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 108, 975–980.
- Challenor, P. G. and Carter, D. J. T., 1983: Monthly extreme air temperature at Rothamsted. *J. Clim.* 3, 395–404.
- Court, A., 1986: Misapplications of extreme value statistics. *Proc. 3rd Int. Conf. Stat. Climatology*. Vienna, 218–220.
- Faragó T., 1977: On the estimation of probability distribution of maximum values and the statistical analysis of a wind velocity sample. *Időjárás* 81, 17–39.
- Fisher, R. A. and Tippett, L. H. C., 1928: Limiting forms of the largest or smallest members of a sample. *Proc. Cambridge Philos. Soc.* 24, 180–190.
- Galambos, J., 1978: *The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics*. Wiley, New York.
- Gnedenko, B. V., 1943: Sur la distribution limite du terme maximum d'une serie aleatoire. *Ann. Math.* 44, 423–453.
- Graham, A. E., 1983: A study of the Gumbel and Weibull methods of extreme-value analysis using air temperature data from six Ocean Weather Stations. *Meteor. Magazine* 112, 303–317.

- Gumbel, E. J., 1942: On the frequency distribution of extreme values in meteorological data. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 23, 96–105.
- Gumbel, E. J., 1954: Statistical theory of extreme-values and some practical applications. *Applied Mathematics Series 33*, Washington D. C.
- Gumbel, E. J., 1958: *Statistics of Extremes*. Columbia Univ. Press, New York.
- Hershfield, D. M., 1962: An empirical comparison of the predictive value of three extreme-value procedures. *J. Geophys. Res.* 67, 1535–1542.
- Hershfield, D. M., 1973: On the probability of extreme rainfall events. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 54, 1013–1018.
- Hopkins, J. S. and Whyte, K. W., 1975: Extreme temperatures over the United Kingdom for design purposes. *Meteor. Magazine* 104, 94–102.
- Horowitz, J., 1980: Extreme values from a nonstationary stochastic process: application to air quality analysis. *Technometrics* 22, 469–478.
- Hoyt, D. V., 1981: Weather "records" and climatic change. *Clim. Change* 3, 243–249.
- IAEA, 1981: Extreme meteorological events in nuclear power plant siting, excluding tropical cyclones. *IAEA Safety Guides*, No. 50–SG–S11A, Vienna.
- Jenkinson, A. F., 1955: The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 81, 158–171.
- Jenkinson, A. F., 1969: Statistics of extremes. In *Estimation of Maximum Floods*, WMO, Techn. Note No. 98, 183–257.
- Katz, R. W., 1977: Precipitation as a chain-dependent process. *J. Appl. Meteor.* 16, 671–676.
- Katz, R. W., 1988: Statistics and decision making for extreme meteorological events. *Időjárás* 91, 23–35.
- Leadbetter, M. R., G. Lindgren and Rootzén, H., 1983: *Extremes and Related Properties of Random Sequences and Processes*. Springer–Verlag, New York.
- Leadbetter, M. R. and Rootzén, H., 1988: Extremal theory for stochastic processes. *Annals Probability* 16, 431–478.
- Mearns, L. O., Katz, R. W. and Schneider, S. H., 1984: Extreme high-temperature events: changes in their probabilities with changes in mean temperature. *J. Clim. Appl. Meteor.* 23, 1601–1603 (discussion: 24, (1985), 1278–1280).
- Miller, K. A. and Glantz M. H., 1988: Climate and economic competitiveness: Florida freezes and the global citrus processing industry. *Clim. Change* 12, 135–164.
- Newell, G. F., 1964: Asymptotic extremes for m-dependent random variables. *Ann. Math. Statist.* 35, 1322–1325.
- Page, J. K., 1976: Application of building climatology to problems of housing and building for human settlements. *WMO Techn. Note No.* 150.
- Parry, M. L. (ed.), 1985: *The Sensitivity of Natural Ecosystems and Agriculture to Climatic Change*. IIASA, RR–85–1, Laxenburg.
- Revfeim, K. J. A., 1983: On the analysis of extreme rainfalls. *J. Hydrol.* 62, 107–117.
- Romanenko, T. P., 1984: Probability properties of maxima of time-series of wind speed modules (in Russian). *Meteor. Gidrol.* 2, 101–103.
- Sevruk, B. and Geiger, H., 1981: Selection of distribution types for extremes of precipitation. *Oper. Hydrology Rep.*, WMO, No. 15.
- Sneyers, R. and Vandiepenbeeck, M., 1983: On the use of large values for the determination of the distribution of maximum values. *Arch. Meteor. Geoph. Bioclim.* B32, 279–286.
- Tabony, R. C., 1983: Extreme value analysis in meteorology. *Meteor. Mag.* 112, 77–98 (discussion: 113, 43–51).
- Tar K., Barta E., 1995: Statistical analysis of the daily maximum values of wind gusts (in Hungarian) *Acta Geogr. Debrecina* 22, 105–119.
- Tiago de Oliveira, J., 1986: Extreme values and meteorology. *Theor. Appl. Clim.* 37, 184–193.
- Waylen, 1988: Statistical analysis of freezing temperatures in central and southern Florida. *J. Clim.* 607–628.
- Winter, J., 1970: Probability characteristics of rainfall intensities (in Hungarian). *Hidrológiai Közlemény* 50, 349–355.
- WMO, 1974: Guide to hydrological practices. *Techn. Note No.* 168.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 93. évf. 5. szám, 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93 No. 5 September – October 1989. Budapest

Csapadékidősorok vizsgálatának módszerei Markov-láncok alkalmazásával

MATYASOVSKY ISTVÁN

ELTE Természettudományi Kar, Meteorológiai Tanszék,
H-1083 Budapest, Kun Béla tér 2.

DOBI ILDIKÓ

Központi Meteorológiai Intézet,
H-1525 Budapest, Pf. 38.

A dolgozat első felében áttekintjük a legfontosabb alapfogalmakat és összefoglaljuk a Markov-láncok paraméter becsülésének tulajdonságait, majd vázoljuk a magasabb rendű láncok rendjének meghatározására szolgáló Akaike-féle információ-kritérium (AIC) és bayesi információ-kritérium (BIC) származtatását. A bemutatott apparátust Mosonmagyaróvár, Budapest és Szeged 80 évi csapadéka összegeinek napi adatsoraira alkalmazzuk. Száraz és csapadékos, illetve kiscsapadékos és csapadékos napokat különböztetünk meg 0,1, illetve 1,0 és 3,0 mm csapadékküszöb mellett. Először az egyes évszakokra külön-külön értelmezett homogén Markov-lánccal foglalkozunk, ennek során megállapítjuk, hogy a magyarországi csapadékidősorok modellezésére teljes mértékben kielégítő az elsőrendű Markov-lánc használata. A továbbiakban folytonosan változó átmenet valószínűségű inhomogén láncot illesztünk az idősorokhoz. Az eredményekből világosan kitűnik, hogy ez utóbbi lényegesen jobb közelítést tesz lehetővé.

*

Methods for analysis of time series of precipitation data using Markov chains.
The most important relations and the properties of parameter estimation for Markov chain model are shown. The Akaike's information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) used for determination of the order of Markov chains is outlined. This technique is applied for 80 years daily precipitation data of Mosonmagyaróvár, Budapest and Szeged. Dry and wet days are defined with a threshold of 0.1 mm, further low and high precipitation days are introduced choosing two alternative threshold as 1.0 and 3.0 mm. Homogeneous Markov chains fitted to the individual seasons are discussed. It is shown that a first order Markov chain is fully satisfactory for modeling daily precipitation data in Hungary. Than an inhomogeneous chain is applied which is characterized by continuously changing transition probabilities. The results suggest that this latter model gives much better description of daily precipitation time series.

1. Bevezetés

Idősorok statisztikus alapú vizsgálatakor alapvető kérdés a megfelelő matematikai eszköz kiválasztása. Az ún. Markov-láncok alkalmazása számos gyakorlati probléma során hasznos eszköznek bizonyult.

A módszer első meteorológiai célú tárgyalása *Gabriel és Neumann* (1962) nevéhez fűződik, akik Tel Aviv napi csapadékát kívánták leírni Markov-lánc segítségével, s a modell alapján számított eloszlást összehasonlították az empiri-

kus eloszlással. Eredményük és a későbbi tanulmányok egész sora igazolta, hogy a Markov-lánc alkalmazása pontosabb közelítést tesz lehetővé, mint a korábban ismert módszerek (Weiss, 1964). Katz (1974, 1977) rekurzív formulát dolgozott ki valamely időszak során fellépő csapadékos napok száma és a teljes csapadékösszeg meghatározására. Stern (1980) megfelelő összefüggéseket szolgáltatott a száraz periódusok hosszúság szerinti eloszlásának elemzéséhez, majd a csapadékos időszakok kezdő időpontjábak valószínűségi eloszlásával foglalkozott (Stern, 1982). Faragó (1985) a talajnedvesség becslésére állított elő rekurzív formulát, amely a napi csapadék Markov-lánccal történő közelítésének felhasználásával készült.

A diszkrét csapadékidősorok statisztikus elemzésének tökéletesítésére számos próbálkozás történt (Green, 1970), amelyek közül a magasabb rendű Markov-lánccok bevezetését tartjuk a legjelentősebbnek. Ennek kapcsán az egyik legfontosabb probléma a megfelelő modell rendjének megadása. Erre vonatkozóan elméleti útmutatást nyerhetünk Tong (1975) és Katz (1981) cikke alapján, de gyakorlati alkalmazást is találunk Gates és Tong (1976), vagy Eidsvik (1980) munkájában.

A Markov-lánccok értelmezésének további pontosítását jelentheti, ha az év egyes évszakain belüli homogén lánc helyett napról napra folytonosan változó paraméterű, nemhomogén lánccal dolgozunk. Ezzel kapcsolatban Stern és Coe (1984) cikkére hívjuk fel a figyelmet.

A nemzetközi irodalomból számos további tanulmány ismeretes, amelyek a Markov-lánccoknak diszkrét csapadék-idősorokhoz történő illesztéséről számolnak be. Ugyanakkor viszonylag kevés hazai munka foglalkozik e témakörrel, s azok sem a legutóbbi időből származnak (Rákócziné, 1968a, 1968b). Dolgozatunkkal ezt a hiányt kívánjuk némileg pótolni. Ennek során három hazai város: Mosonmagyaróvár, Budapest és Szeged csapadékadatait elemezzük a Markov-lánccok segítségével. A matematikai apparátus gyors fejlődése miatt szükségesnek látjuk, hogy a jól ismert alapvető összefüggéseken túl mélyebb áttekintést adjunk a korszerű módszerekről. Megvizsgáljuk a magyarországi diszkrét csapadékidősorok leírására szolgáló modell rendjét. Ezt követően inhomogén Markov-lánccal illesztünk az idősorokhoz és elemezzük az átmenetvalószínűségek időbeli menetét.

2. Matematikai alapok

(a) *Alapfogalmak.* Értelmezzük az X_n , $n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ diszkrét paraméterű sztochasztikus folyamatot oly módon, hogy az X_n , $n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ valószínűségi változók mindegyike a $0, 1, \dots, s-1$ ($s \geq 2$) értékeket veszi fel, rendre $P_0(n), P_1(n), \dots, P_{s-1}(n)$ valószínűséggel. (A csapadékidősorok vizsgálatakor a felvehető állapotok s száma rendszerint kettő. $X_n = 0$, ha a valamely időszak során lehullott csapadék mennyisége egy adott küszöb alatt, van, és $X_n = 1$ egyébként.) Legyen l és $r > l$ természetes szám. Ekkor

$$\begin{aligned} P(X_n = i_{r+1} | X_{n-1} = i_r, \dots, X_{n-r} = i_1) = \\ = P(X_n = i_{r+1} | X_{n-1} = i_r, \dots, X_{n-1} = i_{r-1+1}), \\ i_1, \dots, i_{r+1} = 0, 1, \dots, s-1 \end{aligned}$$

teljesülése esetén az X_n folyamatot l -edrendű Markov-láncnak nevezzük. A definíció szemléletesen azt jelenti, hogy az n -edik időponthoz tartozó állapot elemzésekor nem szükséges a távoli múltat figyelembe venni, mert az egymást követő eseményeknek az n -edik időpontra gyakorolt hatása az $n-1, \dots, n-l$ -edik időpontokon keresztül érvényesül.

A Markov-láncok gyakorlati felhasználását nagy mértékben megkönnyíti a homogén Markov-láncok bevezetése, amely szerint az l -edrendű

$$p_{i_1, \dots, i_{l+1}} = P(X_n = i_{l+1} \mid X_{n-1} = i_1, \dots, X_{n-l} = i_l),$$

$$i_1, \dots, i_{l+1} = 0, 1, \dots, s-1$$

átmenetvalószínűségek minden időpontban azonosak (nem függenek n -től). Ekkor a $p_{i_1, \dots, i_{l+1}}$ átmenetvalószínűségek és a valamely n_0 kezdeti időponthoz tartozó

$$P_{i_1, \dots, i_l}(n_0) = P(X_{n_0-1} = i_1, \dots, X_{n_0-l} = i_l),$$

$$i_1, \dots, i_l = 0, 1, \dots, s-1$$

eloszlás ismeretében tetszőleges $n = n_0 + m$ időpont esetén megadható a $P_{i_1, \dots, i_l}(n)$ eloszlás a

$$P_{i_1, \dots, i_l}(n_0 + k) = \sum_{i_1=0}^{s-1} P_{i_1, \dots, i_{l+1}} P_{i_1, \dots, i_l}(n_0 + k - 1),$$

$$k = 1, \dots, m$$

rekurzív formula alkalmazásával.

A továbbiak szempontjából két fontos fogalommal kell megismerkedni. Ha a $P_{i_1, \dots, i_l}(n)$ eloszlások sorozata a kezdeti időponthoz tartozó eloszlás megválasztásától független ugyanazon határeloszláshoz konvergál, azaz ha

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{i_1, \dots, i_l}(n) = P_{i_1, \dots, i_l}, \quad i_1, \dots, i_l = 0, 1, \dots, s-1,$$

akkor a Markov-lánc ergodikus. Ez szemléletesen azt jelenti, hogy elegendően hosszú idő elteltével a folyamat „nem emlékszik” a távoli múltjára.

Ha az X_{n-1}, \dots, X_{n-l} valószínűségi változók $P_{i_1, \dots, i_l}(n)$ együttes eloszlása minden időpontban megegyezik, tehát ha

$$P_{i_1, \dots, i_l}(n) = P_{i_1, \dots, i_l},$$

akkor stacionárius Markov-lánccról beszélünk.

(b) *Markov-láncok becslése.* A különböző statisztikus vizsgálatok széles körben alkalmazzák a maximum likelihood becslési eljárást. Ennek oka az, hogy a módszer matematikailag jól megalapozott, eléggé általános feltételek mellett „kellően pozitív” tulajdonságokkal rendelkezik (lásd pl. *Móri és Székely*, 1986). Az alábbiakban a Markov-láncok maximum likelihood becslését vizsgáljuk.

Könnyen belátható, hogy l -edrendű stacionárius és ergodikus lánc esetén adott x_1, \dots, x_N idősorhoz tartozó likelihood függvény, tehát az idősor elemeinek együttes valószínűsége (az első l tagot figyelmen kívül hagyva)

$$M_1(x_1, \dots, x_N) = \prod_{i_1, \dots, i_{l+1}} p_{i_1, \dots, i_{l+1}}^{i_1, \dots, i_{l+1}}$$

szerint képezhető, ahol $n_{i_1, \dots, i_{l+1}}$ az $i_1 \rightarrow i_2 \rightarrow \dots \rightarrow i_{l+1}$ átmenetek számát jelöli.

A likelihood függvény maximalizálásával az átmenetvalószínűségek becslése a

$$\hat{p}_{i_1, \dots, i_{l+1}} = n_{i_1, \dots, i_{l+1}} / n_{i_1, \dots, i_1}; \quad i_1, \dots, i_{l+1} = 0, 1, \dots, s-1$$

alakban adható meg, ahol $n_{i_1, \dots, i_1} = \sum_{i_{l+1}} n_{i_1, \dots, i_{l+1}}$.

A becslése torzítatlan, konzisztens és aszimptotikusan normális eloszlású (Billingsley, 1961). A fenti feltételek mellett a stacionárius eloszlás a

$$\hat{P}_{i_1, \dots, i_1} = n_{i_1, \dots, i_1} / (N - l), \quad i_1, \dots, i_1 = 0, 1, \dots, s-1$$

összefüggés szerint becsülhető.

A gyakorlati feladatok során nem ritkán előfordul, hogy az X_n valószínűségi változó által felvehető állapotok száma kettő (pl. van csapadék – nincs csapadék). Ekkor különösen fontos és többnyire elegendő az elsőrendű lánc alkalmazása. Ezért a fenti eredményeket erre az esetre külön is közöljük. Az átmenetvaló-

$$\begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \lambda & \lambda \\ \mu & 1 - \mu \end{bmatrix}$$

színűségek a fenti mátrixalakba rendezhetők, ahol $0 < \lambda < 1$, $0 < \mu < 1$ és a megfelelő becslések a

$$\hat{\lambda} = n_{01} / n_0, \quad \hat{\mu} = n_{10} / n_1$$

formát öltik, ahol $n_0 = n_{00} + n_{01}$, $n_1 = n_{10} + n_{11}$. A stacionárius eloszlás

$$\hat{P}_0 = \frac{\hat{\mu}}{\hat{\lambda} + \hat{\mu}}, \quad \hat{P}_1 = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\lambda} + \hat{\mu}}$$

szerint képezhető. A becslések aszimptotikus normalitása konfidencia intervallumok megszerkesztését is lehetővé teszi. Ehhez a becslések szórását is meg kell adni. Kimutatható, hogy

$$D^2(\hat{\lambda}) \approx \frac{1}{N} \frac{\hat{\lambda}(1-\hat{\lambda})(\hat{\lambda} + \hat{\mu})}{\hat{\mu}}$$

$$D^2(\hat{\mu}) \approx \frac{1}{N} \frac{\hat{\mu}(1-\hat{\mu})(\hat{\lambda} + \hat{\mu})}{\hat{\lambda}}$$

(c) *Markov-láncok rendje.* Amint már említettük, a magasabb rendű Markov-láncok használatakor a leglényegesebb kérdés a megfelelő rend megadása. Ezzel kapcsolatban a következőkből indulhatunk ki. Adott idősorhoz illesszünk k -adrendű és l -edrendű ($l > k$) modellt. Nyilvánvaló, hogy ha a

$$\lambda_{k,1} = \frac{M_k(x_1, \dots, x_N)}{M_1(x_1, \dots, x_N)}$$

likelihood hányados értéke nem sokkal kisebb 1-nél, akkor bizonyára elegendő a k -adrendű modellel dolgozni. Ezért célszerűnek látszik a likelihood hányados alapján döntést hozni. Good (1955) kimutatta, hogy ha az adott idősor egy k -adrendű Markov-lánc realizációja, akkor az $\eta_{k,1} = -2 \ln \lambda_{k,1}$ valószínűségi változó aszimptotikusan χ^2 -eloszlású $(s^1 - s^k)(s-1)$ szabadsági fokkal (a szabadsági fokok száma abból adódik, hogy k -adrendű és l -edrendű lánc illesztésekor összesen $(s^1 - s^k)(s-1)$ átmenetvalószínűség becsülhető egymástól függetlenül, a többi ezekből előállítható). Mivel egy χ^2 valószínűségi változó várható értéke éppen szabadsági fokainak száma, kézenfekvő a modelleket

$$\eta_{k,1} - (s^1 - s^k)(s-1), \quad k = 0, 1, \dots, l \quad (1)$$

alapján összehasonlítani, és azt optimálisnak tekinteni, melyre (1) a legkisebb értéket veszi fel. E módszernél azonban léteznek jóval pontosabb eljárások is.

Valamely valószínűségi modell dimenziójának (rendjének) meghatározásához Akaike (1974) abból indult ki, hogy a valódi (általunk nem ismert) folyamat és a modellhez tartozó átlagos log-likelihood függvények különbsége, az ún. Kullback-Liebler-féle információ helyesen tükrözi a modell jóságát. Ezért azt a modellt tekinthetjük optimálisnak, amelyre minimális az említett mennyiség. Az ezen az elven alapuló és Akaike nevét viselő kritérium (Akaike-féle információ-kritérium) Markov-láncokra érvényes alakja:

$$AIC(k) = \eta_{k,1} - 2(s^1 - s^k)(s-1), \quad k = 0, 1, \dots, l. \quad (2)$$

Az összefüggés származtatását bonyolultsága miatt mellőznünk kell, de felhívjuk a figyelmet Tong (1975) cikkére, melyben tömör, ám viszonylag jól áttekinthető levezetést találunk. Az eljárás alkalmazásakor az idősorból előállítjuk az $AIC(k)$, $k = 0, 1, \dots, l$ értékeket és kiválasztjuk ezek közül a legkisebbet. $AIC(k)$ minimumhelye jelenti a Markov-lánc optimális \hat{k}_{AIC} rendjét. $\eta_{k,1}$ igen egyszerű módon számítható, ugyanis könnyen belátható, hogy

$$\eta_{k,1} = (K_{1+1} - K_1) - (K_{k+1} - K_k),$$

$$K_j = 2 \sum_{i_1, \dots, i_j} n_{i_1, \dots, i_j} \ln(n_{i_1, \dots, i_j}), \quad j = 0, 1, \dots, l+1$$

Természetesen bármely modellszelektáló eljárástól megköveteljük, hogy egy m -edrendű Markov-lánc esetén – legalábbis hosszú idősor mellett – a \hat{k} becsült rend nagy valószínűséggel m legyen. Matematikailag megfogalmazva: elvárjuk, hogy a becslés konzisztens legyen, tehát

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P(\hat{k} = m) = 1.$$

Ez AIC-re nem teljesül, ugyanis

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P(\hat{k}_{AIC} = k) = \begin{cases} 0, & 0 \leq k < m \\ A_k, & m < k \leq l, \end{cases}$$

ahol $0 < A_k < 1$ (pontos származtatását lásd Katz, 1981), amely azt jelenti, hogy adott esetben a szükségesnél magasabb rendű modellt találunk helyesnek.

Ezt a hibát szünteti meg a szintén elterjedten használt eljárás, az ún. bayesi információ-kritérium (Schwarz, 1978). Tekintsük az idősor együttes

valószínűségét azon feltételek mellett, hogy a lánc bizonyos valószínűség-eloszlás szerint nullarendű, elsőrendű, ..., l -edrendű. Belátható (Katz, 1981), hogy a k -adrendű lánchoz tartozó feltételes valószínűség logaritmusja jó közelítéssel

$$\ln M_k(x_1, \dots, x_N) - (1/2)s^k(s-1) \ln N,$$

amelyet (2)-vel összevetve

$$\text{BIC}(k) = \eta_{k,1} - (s^l - s^k)(s-1) \ln N, \quad k = 0, 1, \dots, l \quad (3)$$

adódik. Az optimális Markov-lánc \hat{k}_{BIC} fokszáma az, amelyre $\text{BIC}(k)$ minimális. Katz (1981) szimulációs kísérletekkel kimutatta, hogy hosszú idősor esetén BIC pontosan adja meg a rendet, míg AIC némileg felbecsüli. Ugyanakkor néhány tíz, néhány száz tagból álló idősor mellett BIC esetenként alábecsüli a modell fokszámát, ezért rövid idősorra gyakran célszerűbb AIC-t használni.

Az indexek ARMA folyamatok esetén történő alkalmazásáról Matyasovszky (1986) cikkében olvashatunk.

3. Eredmények

Számításainkat Mosonmagyaróvár, Budapest (KMI) és Szeged 1901–1980 évi csapadékanak napi összegei alapján végeztük el. Ennek során a C napi

1. TÁBLÁZAT

λ és μ átmenet-valószínűség becslése a 95%-os konfidencia-intervallum szélességének feltüntetésével

	Csapadék-kategória	Tél	Tavaszi	Nyár	Ősz
Mosonmagyaróvár					
$\hat{\lambda}$	0,1	0,27 ± 0,01	0,25 ± 0,01	0,26 ± 0,01	0,21 ± 0,01
	1,0	0,18 ± 0,01	0,18 ± 0,01	0,20 ± 0,01	0,16 ± 0,01
	3,0	0,11 ± 0,01	0,12 ± 0,01	0,14 ± 0,01	0,11 ± 0,01
$\hat{\mu}$	0,1	0,45 ± 0,02	0,46 ± 0,02	0,50 ± 0,02	0,43 ± 0,02
	1,0	0,60 ± 0,02	0,58 ± 0,02	0,63 ± 0,02	0,55 ± 0,02
	3,0	0,70 ± 0,03	0,67 ± 0,03	0,70 ± 0,02	0,66 ± 0,03
Budapest – Közp. Meteorológiai Int.					
$\hat{\lambda}$	0,1	0,29 ± 0,01	0,28 ± 0,01	0,26 ± 0,01	0,23 ± 0,01
	1,0	0,18 ± 0,01	0,18 ± 0,01	0,19 ± 0,01	0,16 ± 0,01
	3,0	0,11 ± 0,01	0,12 ± 0,01	0,13 ± 0,01	0,11 ± 0,01
$\hat{\mu}$	0,1	0,40 ± 0,02	0,43 ± 0,02	0,51 ± 0,02	0,21 ± 0,01
	1,0	0,55 ± 0,02	0,56 ± 0,02	0,64 ± 0,02	0,53 ± 0,02
	3,0	0,69 ± 0,03	0,66 ± 0,03	0,70 ± 0,03	0,62 ± 0,03
Szeged					
$\hat{\lambda}$	0,1	0,26 ± 0,01	0,26 ± 0,01	0,23 ± 0,01	0,21 ± 0,01
	1,0	0,18 ± 0,01	0,19 ± 0,01	0,18 ± 0,01	0,15 ± 0,01
	3,0	0,10 ± 0,01	0,12 ± 0,01	0,12 ± 0,01	0,11 ± 0,01
$\hat{\mu}$	0,1	0,45 ± 0,02	0,45 ± 0,02	0,54 ± 0,02	0,45 ± 0,02
	1,0	0,59 ± 0,02	0,57 ± 0,02	0,64 ± 0,02	0,55 ± 0,03
	3,0	0,73 ± 0,03	0,67 ± 0,03	0,73 ± 0,03	0,67 ± 0,03

csapadékösszegre három küszöbértéket állapítottunk meg. Vizsgáltuk a száraz ($C < 0,1$ mm) és a csapadékos ($C \geq 0,1$ mm) napokat, továbbá a kicsapadékú és csapadékos állapotokat 1,0 és 3,0 mm küszöbérték mellett is.

Először az egyes évszakok idősoraira illesztettünk homogén Markov-láncot, feltételezve ezzel, hogy egy-egy évszakon belül az átmenet-valószínűségek értéke állandó.

(a) *Homogén Markov-lánc.* Első lépésként megvizsgáltuk, hogy milyen rendű Markov-lánc tekinthető leginkább alkalmasnak a csapadékidősorok leírására. Nullarendű, első-, másod-, és harmadrendű láncot hasonlítottunk össze az AIC és BIC segítségével. (A nullarendű eset azt jelenti, hogy az idősor elemei függetlenek egymástól, tehát a megfelelő átmenet-valószínűségek megegyeznek a stacionárius eloszlás valószínűségi értékeivel.) 80 évnyi időszakot vizsgálva a modell rendjére nézve adott hely és évszak esetén 80, esetenként különböző eredmény nyerhető. Ezek átlagával értelmezhető a végső döntés. Így voltaképpen a \hat{k}_{AIC} és \hat{k}_{BIC} valószínűségi váltakozók várható értékét 80 elemű minta átlagával közelítjük.

A fentiek alapján mindkét eljárás az elsőrendű Markov-láncot tekinti optimálisnak. λ és μ becslését a 95%-os konfidencia intervallum feltüntetésével az 1. táblázat tartalmazza. (Megjegyezzük, hogy λ és μ becslését úgy származtattuk, hogy az egyes évekre külön-külön elvégeztük a szükséges számításokat, majd az így kapott 80–80 értéket átlagoltuk.) Az ország kontinentális klímája miatt természetes, hogy minden évszakban a $p_{00} = 1 - \lambda$ átmenet-valószínűség a legnagyobbak és a $p_{01} = \lambda$ értékei a legkisebbek. λ és μ évi menete között jelentős hasonlóság tapasztalható, hiszen őszi minimum és nyári maximum jellemzi mindkettőt, noha ez utóbbi μ esetén jóval hangsúlyozottabb. Ez teljes összhangban áll azzal, hogy nyáron a rövidebb időszakokra terjedő konvektív csapadék az uralkodó, s így a csapadékos állapotból a száraz, ill. kicsapadékú állapotba való átmenet gyakorisága megnő. λ és μ minimuma az egyik csapadék-állapotból a másikba történő átmenet viszonylag kis gyakoriságát, tehát a csendes őszi időszakot takarja. Jól látható, hogy minél nagyobb csapadékmennyiséget veszünk küszöbértéknek, annál kisebbek az átmenet-valószínűségek évszakai különbségei. Különösen szembetűnő ez λ esetén.

2. TÁBLÁZAT

Stacionárius eloszlás becslése (α 95%-os konfidencia intervallum szélessége mindenütt $\pm 0,01$)

Évszak	Csapadék-kategória	Mosonmagyaróvár		Bp. KMI		Szeged	
		\hat{P}_0	\hat{P}_1	\hat{P}_0	\hat{P}_1	\hat{P}_0	\hat{P}_1
Tél	0,1	0,62	0,38	0,58	0,42	0,63	0,37
	1,0	0,77	0,23	0,75	0,25	0,77	0,23
	3,0	0,87	0,13	0,86	0,14	0,88	0,12
Tavaszi	0,1	0,65	0,35	0,61	0,39	0,63	0,37
	1,0	0,76	0,24	0,76	0,24	0,75	0,25
	3,0	0,85	0,15	0,85	0,15	0,84	0,16
Nyár	0,1	0,66	0,34	0,66	0,34	0,70	0,30
	1,0	0,75	0,25	0,77	0,23	0,78	0,22
	3,0	0,83	0,17	0,85	0,15	0,86	0,14
Ősz	0,1	0,67	0,33	0,65	0,35	0,68	0,32
	1,0	0,77	0,23	0,77	0,23	0,78	0,22
	3,0	0,85	0,15	0,85	0,15	0,86	0,14

A 2. táblázatban feltüntetett stacionárius eloszlásokról érdemes megemlíteni, hogy P_0 értéke kétszer-háromszor nagyobb mint P_1 , tehát a csapadékmentes, ill. kicsapadékú állapot sokkal gyakoribb. A küszöb növelésével P_0 nő, P_1 csökken. Az eddigi tapasztalatokkal összhangban P_0 nyári maximummal és téli minimummal rendelkezik.

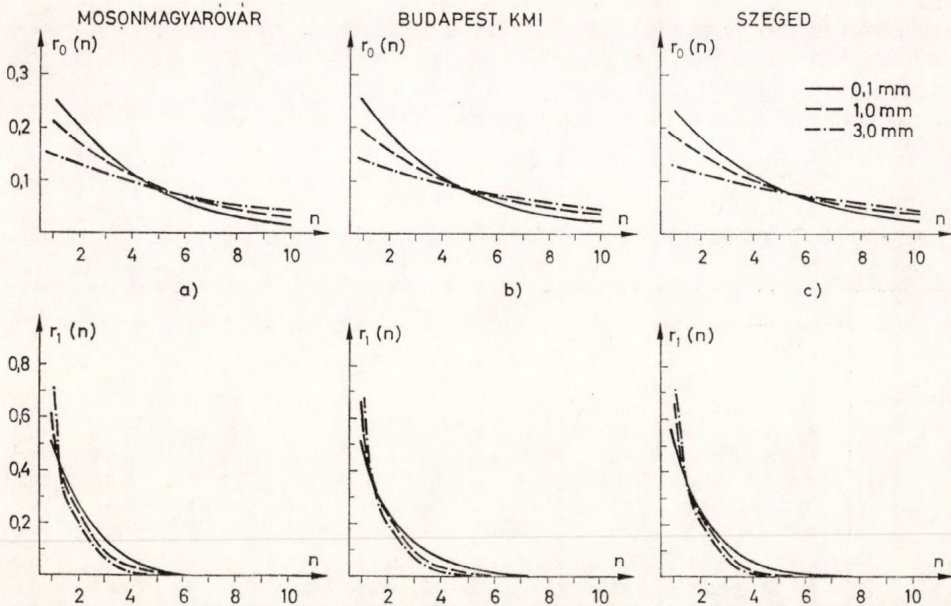
Gyakorta vizsgált kérdés az ún. szériák, tehát az egyfolytában száraz, ill. kicsapadékú és az egyfolytában csapadékos időszakok hosszúság szerinti eloszlása. Könnyen belátható, hogy ha $r_0(n)$ jelöli az n napig tartó egyfolytában száraz (ill. kicsapadékú) időszak előfordulásának valószínűségét, akkor

$$r_0(n) = (1 - \lambda)^{n-1} \cdot \lambda, \quad n = 1, 2, \dots$$

írható fel. A csapadékos szériákra az

$$r_1(n) = (1 - \mu)^{n-1} \cdot \mu, \quad n = 1, 2, \dots$$

formula érvényes. E szériákat az 1. ábrán tüntettük fel a nyári évszakra vonatkozóan. Szembetűnő, hogy $r_0(n)$ görbéje lényegesen laposabb mint $r_1(n)$ -é, tehát az egyfolytában csapadékmentes, ill. kicsapadékú állapotok valószínűsége lényegesen lassabban csökken az időszak hosszának növelésével, mint a csapadékos időjárásé. Az egyfolytában csapadékos periódus hossza igen nagy valószínűséggel csupán 5–6 napig terjed (gondoljunk a konvektív jellegű csapadéokra). A csapadékküszöb növelésével $r_0(n)$ görbéje egyre laposabbá, $r_1(n)$ görbéje egyre meredekebbé válik. A két széria valószínűsége kb. 2,5–3 nap esetén egyezik meg, tehát a 2,5–3 napig tartó egyfolytában száraz (kicsapadékú), illetve csapadékos időszak kb. egyformán valószínű.



1. ábra. Az egyfolytában száraz, illetve kicsapadékú ($r_0(n)$) és az egyfolytában csapadékos ($r_1(n)$) időszakok hosszúság szerinti eloszlása nyáron 0,1 mm, 1,0 mm és 3,0 mm csapadékküszöb esetén

(b) *Nemhomogén Markov-lánc.* A csapadékidősorokra pontosabban illeszkedő modell megadása érdekében – ahogy már említettük – nemhomogén Markov-lánccal is végeztünk vizsgálatokat. Abból indultunk ki, hogy az átmenet-valószínűségi mátrix elemei napról-napra változhatnak s így minden napra külön meg kell adni λ és μ becslését. Az év t -edik napjára vonatkozó összefüggések

$$\hat{\lambda}(t) = n_{01}(t)/n_0(t), \quad \hat{\mu}(t) = n_{10}(t)/n_1(t), \quad t = 1, \dots, N$$

formában képezhetőek, ahol $n_{ij}(t)$, $i, j = 0, 1$ a t -edik naphoz tartozó $i(t-1) \rightarrow j(t)$ átmenetek számát jelöli, továbbá $n_0(t) = n_{00}(t) + n_{01}(t)$, $n_1(t) = n_{10}(t) + n_{11}(t)$ és N az év napjainak száma.

$\hat{\lambda}(t)$ és $\hat{\mu}(t)$ természetesen becslési hibával terhelt, így az egymást követő értékek a valóságosnál jóval erősebb ingadozásokat mutatnak. Ezért közvetlenül nem alkalmazhatók $\lambda(t)$ és $\mu(t)$ évi menetének tanulmányozására, hanem megfelelő simításnak kell alávetni. Ennek érdekében a meteorológiai gyakorlatban oly sokszor követett periodicitásvizsgálatot hajtottunk végre (a matematikai alapokat lásd például *Hamed et al.*, 1986). Az egyes periódusok realitására vonatkozó hipotézisvizsgálat ismertetésétől eltekintünk, csupán utalunk Hamed (1987) munkájára, melyből jó áttekintést nyerhetünk a témakörrel kapcsolatban. A feladat során fellépő próbatestisztika eloszlásának szükséges kvantiliseit Hamed (1987) alapján vettük.

Az eredmények részletes ismertetése helyett csak a legfontosabb tapasztalatokat közöljük. Három város, három csapadékküszöb és két paraméter (λ és μ) mellett összesen 18 periodicitásvizsgálat elvégzésére volt szükség. Ezek közül 17 esetben a féléves és 13 esetben az éves periódus reálisnak adódott a 95%-os szignifikancia szinten (sőt a 99%-os szinten is). Megemlítjük, hogy esetenként egyéb periódusok is szignifikánsnak mutatkoztak, ezek között azonban semmilyen rendszer nem figyelhető meg (egyetlen, adott állomás és csapadékkategória esetén szignifikáns periódus sem ismétlődik más állomásra vagy kategóriára), és létüket semmilyen meteorológiai tapasztalat nem támasztja alá. Összességében a féléves és az éves hullám léte tekinthető bizonyítottnak, így $\lambda(t)$ és $\mu(t)$ a

3. TÁBLÁZAT

Az inhomogén Markov-lánc átmenet-valószínűségeinek időbeli menetét közelítő összefüggés paraméterei

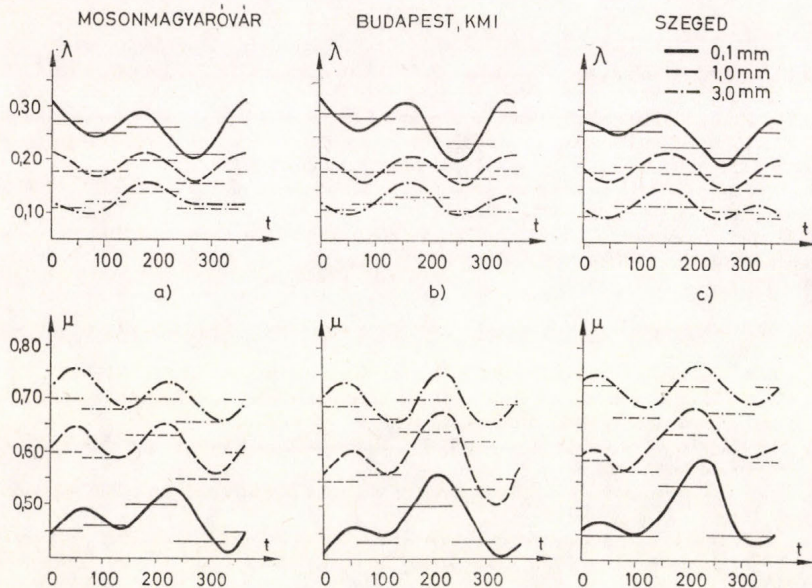
	Csapadékkategória								
	0,1			1,0			3,0		
	Magyaróvár			Budapest KMI			Szeged		
a_{λ_0}	0,254	0,186	0,123	0,269	0,180	0,121	0,248	0,177	0,117
a_{λ_1}	0,012	-0,009	-0,017	0,014	-0,002	-0,009	0,014	-0,005	-0,012
b_{λ_1}	0,015	0,006	-0,002	0,025	0,100	0,005	0,031	0,018	0,006
a_{λ_2}	0,036	0,022	0,012	0,036	0,022	0,014	0,016	0,012	0,003
b_{λ_2}	-0,013	-0,008	-0,007	-0,022	-0,017	-0,019	-0,027	-0,023	-0,017
a_{μ_0}	0,474	0,605	0,709	0,456	0,592	0,697	0,489	0,616	0,729
a_{μ_1}	-0,019	-0,024	-0,016	-0,042	-0,048	-0,019	-0,035	-0,037	-0,018
b_{μ_1}	0,015	0,016	0,014	0,010	0,007	0,007	0,012	0,007	-0,006
a_{μ_2}	0,038	0,036	0,029	0,038	0,038	0,033	0,031	0,035	0,019
b_{μ_2}	0,017	0,033	0,024	0,016	0,034	0,022	0,007	-0,006	0,012

$$\begin{aligned}\lambda(t) &= a_{\lambda 0} + a_{\lambda 1} \cos \omega_1 t + b_{\lambda 1} \sin \omega_1 t + a_{\lambda 2} \cos \omega_2 t + b_{\lambda 2} \sin \omega_2 t, \\ \mu(t) &= a_{\mu 0} + a_{\mu 1} \cos \omega_1 t + b_{\mu 1} \sin \omega_1 t + a_{\mu 2} \cos \omega_2 t + b_{\mu 2} \sin \omega_2 t, \\ \omega_1 &= 2\pi/N, \quad \omega_2 = 2\omega_1\end{aligned}\quad (4)$$

formában közelíthető. A (4)-ben szereplő paraméterek értékeit a 3. táblázatban foglaltuk össze.

Ez alapján előállítottuk a 2. ábrán látható λ és μ évi menetét közelítő görbéket. Az összehasonlítás érdekében ugyanitt feltüntettük a homogén Markov-lánccal kapott értékeket is. λ menete mindhárom csapadékküszöb esetén hasonló, tehát a minimum és a maximum elhelyezkedése körülbelül az év ugyanazon szakára esik. A maximum júniusban és decemberben jelentkezik, míg a minimum szeptemberben (főminimum) valamint február-márciusban (másodminimum) figyelhető meg. λ -hoz hasonlóan μ görbéinek maximum- és minimumhelyei is lényegében megegyeznek, de menetük csaknem ellentétes λ -éval. Ez lényeges különbség az évszakos bontáskor nyert eredményekhez képest. Tavasszal λ nő, μ csökken; tehát a csapadékhullás gyakorisága növekszik. A nyár elejétől λ csökken és μ nő, ami azt jelenti, hogy a csapadék valószínűsége viszonylag kicsi. A szeptemberi csendes, száraz idő is világosan tükröződik λ és μ értékeiben (ekkor λ -nak minimuma van, míg μ augusztusi maximumától némileg kisebb).

Az egyes területeket összehasonlítva azt találjuk, hogy λ görbéi azonos csapadékküszöb esetén igen hasonlóak, míg μ grafikonjainál az amplitúdókban jelentős különbségek mutatkoznak. A μ átmenet-valószínűségek Szegednél többnyire meghaladják a többi városhoz tartozó értékeket, amely nyilván Szeged fokozottabb kontinentalitásával magyarázható.



2. ábra. λ és μ évi menete inhomogén Markov-lánc illesztése alapján 0,1 mm, 1,0 mm és 3,0 mm csapadékküszöb mellett. Az összehasonlítás érdekében a homogén lánchoz tartozó értékeket is feltüntettük

Érdeemes további figyelmet fordítani az átmenet-valószínűségek évi változásainak jellemzésére. A homogén és a nemhomogén láncsal kapott becslések viszonylag jól egyeznek Mosonmagyaróvár esetén, és bár a hasonlóság a többi városra is nyilvánvaló, számottevő eltéréseket is tapasztalunk. A 2. ábra szerint világos, hogy az évszakos bontás túlságosan kisítmítja az évi menetet, ezért a napi bontással végzett számítások pontosabb eredményeket szolgáltatnak. Például a λ átmenet értékében ősz közepétől erőteljes növekedés figyelhető meg. az évszakos görbénél mégis minimumot találunk amiatt, hogy az ősz elejei igen derült időjárás nagy súllyal szerepel a homogén láncsal végzett vizsgálatnál,

Összefoglalás

Mosonmagyaróvár, Budapest és Szeged évszakos idősorai alapján kimutattuk, hogy a magyarországi csapadékok leírásakor elegendő az elsőrendű Markov-lánc használata. Nem árt hangsúlyozni, hogy ez egyáltalán nem természetes, hiszen például Singh és Kripalani (1986) negyedrendű láncot talált a legalkalmasabbnak a monszuncsapadék modellezésére.

A későbbiekben felhívtuk a figyelmet, hogy az átmenet-valószínűségek viselkedése jóval pontosabban közelíthető inhomogén lánc segítségével. Időbeli menetük az éves perióduson kívül féléves – általában az éves ciklusnál erősebb – periódussal is rendelkezik.

Köszönetnyilvánítás. Köszönetet mondunk Faragó Tibornak, aki hasznos észrevételeivel sokat segített a dolgozat formájának kialakításában.

IRODALOM

- Akaike, H., 1974: A new look at the Statistical Model Identification. *IEEE Trans. Auto. Control*, 19, 716–723.
- Billingsley, P., 1961: Statistical Methods in Markov Chains. *Annals. Math. Stat.* 32, 12–39.
- Eidsvik, J. K., 1980: Identification of Models for Some Time Series of Atmospheric Origin with Akaike's Information Criterion. *J. Appl. Meteor.* 19, 357–369.
- Faragó, T., 1985: Soil Moisture Content: Statistical Estimation of Its Probability Distribution. *J. Clim. Appl. Meteor.* 24, 371–376.
- Gabriel, K. R. and Neumann, J., 1962: A Markov chain model for daily rainfall occurrence of Tel Aviv. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.* 88, 90–95.
- Gates, T. and Tong, H., 1976: On Markov chain Modeling to Some Weather Data. *J. Appl. Meteor.* 15, 1145–1151.
- Green, J. R., 1970: A generalized probability model for sequences of wet and dry days. *Mon. Wea. Rev.* 98, 238–241.
- Good, I. J., 1955: The likelihood ratio test for Markoff chains. *Biometrika* 42, 531–533.
- Hamed, A. F., 1987: Idősorok periodicitásának meteorológiai adatokon alapuló statisztikai elemzése. Kandidátusi disszertáció, Budapest.
- Hamed, A. F. – Gulyás, O. – Ketskeméty, L., 1986: Meteorológiai idősorok periodicitásának elemzése. *Időjárás* 90, 14–23.
- Katz, R.W., 1974: Computing probabilities associated with the Markov chain model for precipitation. *J. Appl. Meteor.* 13, 953–954.
- Katz, R.W., 1977: Precipitation as a chain-dependent process. *J. Appl. Meteor.* 16, 671–676.
- Katz, R.W., 1981: On some Criteria for Estimating the Order of a Markov Chain. *Technometrics* 23, 243–249.
- Matyasovszky, I., 1986: Meteorológiai idősorok modellezése ARMA folyamatok segítségével. *Időjárás* 90, 240–250.
- Móri, T. és Székely, G. (Szerkesztők), 1986: *Többváltozós statisztikai analízis*. Műszaki Könyvkiadó, Budapest.

- Rálcóziné Wágner, M., 1968a: Csapadékmentes és kicsapadékú napok gyakorisági és tartamgyakorisági értékeinek időbeni eloszlása. *Beszámolók az 1968-ban végzett tudományos kutatásokról* XXXV, 245–256.
- Rálcóziné Wágner, M., 1968b: Csapadékmentes és kicsapadékú napok néhány statisztikai jellemzője. *Időjárás* 72, 30–34.
- Schwarz, G., 1978: Estimating the Dimension of a Model. *Annals. Math. Stat.* 32, 12–39.
- Singh, S. V. and Kripalani, R. H., 1986: Analysis of persistence in daily monsoon rainfall over India. *J. Clim.* 6, 625–639.
- Stern, R. D., 1980: The Calculation of Probability Distributions for Models of Daily Precipitation. *Arch. Met. Geoph. Biokl. Ser. B.* 28, 137–147.
- Stern, R. D., 1982: Computing a Probability Distribution for the Start of the Rains from a Markov Chain Model for Precipitation. *J. Appl. Meteor.* 21, 420–423.
- Stern, R. D. and Coe, R., 1984: A model fitting analysis of daily rainfall data. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. A.* 147, 1–34.
- Tong, H., 1975: Determination of the order of a Markov chain by Akaike's information criterion. *J. Appl. Prob.* 12, 488–497.
- Weiss, L. L., 1964: Sequences of wet or dry days described by a Markov chain probability model. *Mon. Wea. Rev.* 92, 169–176.
-

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai Szolgálat folyóirata, 93. évf. 5. szám, 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93 No. 5 September – October 1989. Budapest

Napi nyomásmezők Hess–Brezowsky-féle makrocirkulációs típusok alapján történő gépi kódolásának továbbfejlesztése

CSIMA GABRIELLA

Központi Előrejelző Intézet
H-1675 Budapest, Pf. 32.

A dolgozat célja eljárás kidolgozása a hosszútávú előrejelzésben analógiakeresésre használt napi nyomásmezők Hess – Brezowsky kódjainak gépi úton történő pontosabb felismerésére. Az erre a célra bevezetett metrika figyelembe veszi a nyomásmezők térbeli szerkezetét is, ellentétben az euklideszi távolsággal, amelyet az objektív kódolási rendszerekben eddig használtunk.

*

Development of an objective classification system based on Hess – Brezowsky-type daily pressure fields. The aim of this work is to develop a more exact objective recognition of the Hess – Brezowsky-types of daily pressure fields used for analogue selection in long-range weather forecasting. The metrics we have introduced take into account the spatial structure of the pressure fields too, as opposed to the Euclidean metrics which have been used until now in objective coding procedures.

Bevezetés. A hosszú távú (havi és évszakos érvényességi idejű) előrejelzésben leggyakrabban használt megközelítés az *analógiás módszer*. Az egy hónapnál hosszabb időre szóló prognózisban az analóg időszak hossza legalább egy hónap, ami azt jelenti, hogy a napi mezők analógiájára épülő előrejelzés számítás-igénye – és az ebből következő időigénye – olyan nagy, hogy az operatív munkában történő közvetlen alkalmazása számítástechnikai akadályokat jelent.

Az analógia keresése alapjául szolgáló adatok mennyiségét tehát csökkenteni kell. Ez egyfajta információkiemelés útján érhető el, amelyre a meteorológiai gyakorlatban alkalmazott tipizálás nyújt lehetőséget (*Ambrózy et al., 1983; Bartholy és Kaba, 1987; Péczely, 1961; 1983*). Az eljárás alap gondolata az, hogy bármelyik időjárás helyzetkép a főbb makrocirkulációs jelleg alapján előre lerögzített típusok valamelyikébe sorolható, és így az egész bonyolult struktúra egyetlen kódszámmal írható le. Egy ilyen reprezentáció mellett, hogy rendkívüli mértékben lecsökkenti a felhasznált adatmennyiséget, várhatóan ki is emeli a mezőknek a hosszú távú előrejelzés szempontjából leglényegesebb sajátosságait.

Paul Hess és Helmuth Brezowsky 1952-ben létrehozott egy 29 + 1 típusból álló – Közép-Európa bárikus viszonyai és időjárás helyzetképe szempontjából csoportosított – makroszinoptikus típusrendszert (az ún. HB-kódrendszert), amelyben 18 meridionális, 4 zonális és 7 kevert típust különböztettek meg,

egyedül pedig fenntartották a kódolhatatlan mezőknek (Hess és Brezowsky, 1952). A 29 kódot egy-egy konkrét időponthoz tartozó makrocirkulációs helyzettel reprezentálták (például az 1-es kódot az 1950. szeptember 28-i helyzettel jellemezték).

Hazánkban a hosszú távú meteorológiai előrejelzés havi hemiszferikus hőmérsékleti mezők, illetve napi – az atlanti-európai térségre vonatkozó – nyomásmezők 30 napos sorozataira támaszkodó analógia keresésén alapul (Gulyás, 1977; Kaba et al., 1975; Koppány, 1974). Nyomásmezők esetében az analóg időszak az előrejelzés kezdetét megelőző 30 nap.

Célunk az előrejelzésben használt HB-kódok gépi felismertetése. Az automatikus kódolásnak a kézi kódolással szemben több előnye is van: egyrészt az objektív kódolás egységes elveket követ, tehát nem függ a kódolást végző személy esetenként változó szubjektív ítéletétől, másrészt a gépi kódolás lényegesen gyorsabbá teszi a prognózis készítésének ezt a kezdeti szakaszát. Puskás a közelmúltban készített egy – a HB-kódokat automatikusan felismerő – eljárást, amely az 500 hPa-os szinten az euklideszi távolság alapján évszakos bontásban keresi meg a legközelebbi HB-átlagmezőt. Ez a tanulmány ennek az eljárásnak a továbbfejlesztésével foglalkozik.

1. Adatbázis

Munkánk megkezdésekor a következő alap-adatállomány állt rendelkezésünkre:

- a napi 500 hPa-os geopotenciál és talajnyomás mezők idősorai az 1949–1980 időszakra, az atlanti-európai térség 8×10 fokos rácshálózatára ($30^\circ\text{N} - 65^\circ\text{N}$ és $40^\circ\text{W} - 50^\circ\text{E}$);
- a naponkénti HB-kódokat tartalmazó katalógus (1889–1987);
- a Hess és Brezowsky által megadott 29 tipikus 500 hPa-os geopotenciál és talajnyomás mező (ezeket „forrásmező”-ként említjük majd);

Ennek az adatállománynak a jelentős részét az angol meteorológiai szolgálat bracknelli központjától kaptuk. Ezeket friss adatokkal havonta egészítjük ki.

A fentiekén kívül a számításokhoz munkaállományokat készítettünk: a HB-katalógus alapján az azonos kódhoz soroltakat évszakonként átlagoltuk. Ezáltal $2 \times 4 \times 29$ (a két szintre és a négy évszakra 29 típusú) mezőt nyertünk.

Számításainkat az OMSZ-Számítóközpontjának BASF 7/61 gépén végeztük; egy – a teljes adatállományon (1949–1980) végighaladó – futás gépijeje 52 s (cpu) volt.

2. Az objektív kódolás továbbfejlesztésének szükségessége

Célunk, hogy a szubjektív kódolás lépéseit leképezve, annak objektív „modelljét” alkossuk meg. Szubjektív kódoláskor a meteorológus nemcsak a nyomási mező izovonalainak értékeit, hanem a makroszinoptikus helyzet egészét tekinti, a nyomási képződmények komplex rendszerét veszi figyelembe. Ezeknek egységét az eddig használatos gépi kódolási eljárás, amely csak az euklideszi távolságra épül, nem tudja értékelni. Olyan metrikára van szükség, amely a mező térbeli szerkezetére is érzékeny. Ezt a problémát munkánkban az (x) keleti és (y) északi irányú gradiensek figyelembevételével próbáljuk megoldani.

3. Az új metrika

A 29 HB-átlagmező mindegyikére képeztük az x , illetve y irányú gradiens mezőt:

$$a_{i, j, k, l} \rightarrow \left(-\frac{\partial a_{i, j, k, l}}{\partial x}, \quad \frac{\partial a_{i, j, k, l}}{\partial y} \right), \quad (1)$$

ahol $a_{i, j, k, l}$ az i -dik HB kód, l -dik évszakú nyomásmező (j, k) rácspontbeli értéke

$i = 1, \dots, 29$ a HB-kódok

$j = 1, \dots, 8$ a rácspontok száma az y irányban

$k = 1, \dots, 10$ a rácspontok száma az x irányban

$l = 1, \dots, 4$ az évszakokat jelöli

úgy, hogy

$$\frac{\partial a_{i, j, k, l}}{\partial x} \sim \frac{a_{i, j, k+1, l} - a_{i, j, k-1, l}}{X_j}, \quad (k = 2, \dots, 9), \quad (2)$$

ahol

$$X_j = 63,7 \cdot \frac{20\pi}{180} \cdot \cos\left(\frac{\pi}{8} \cdot (65 - 5 \cdot (j-1))\right);$$

$$\frac{\partial a_{i, j, k, l}}{\partial y} \sim \frac{a_{i, j+1, k, l} - a_{i, j-1, k, l}}{Y}, \quad (j = 2, \dots, 7), \quad (3)$$

és ahol

$$Y = 63,7 \cdot \frac{10\pi}{180}.$$

Hasonlóan jártunk el minden kódolandó $c_{j, k}$ mezővel is:

$$c_{j, k} \rightarrow \left(\frac{\partial c_{j, k}}{\partial x}, \quad \frac{\partial c_{j, k}}{\partial y} \right), \quad \begin{matrix} j = 1, \dots, 8 \\ k = 1, \dots, 10 \end{matrix} \quad (4)$$

ahol a gradiensnek definíciója megegyezik a HB-átlagmezők gradienseinek definícióival.

A továbbiakban a távolságfüggvényekre az alábbi jelöléseket vezetjük be:

$$\begin{aligned} d(a_i, c) &= \sqrt{\sum_{j=1}^8 \sum_{k=1}^{10} (c_{j, k} - a_{i, j, k})^2}, \\ d(a_i^x, c^x) &= \sqrt{\sum_{j=1}^8 \sum_{k=2}^9 \left(\frac{\partial c_{j, k}}{\partial x} - \frac{\partial a_{i, j, k}}{\partial x} \right)^2}, \\ d(a_i^y, c^y) &= \sqrt{\sum_{j=2}^7 \sum_{k=1}^{10} \left(\frac{\partial c_{j, k}}{\partial y} - \frac{\partial a_{i, j, k}}{\partial y} \right)^2}. \end{aligned} \quad (5)$$

Megjegyezzük, hogy (5)-ben az l index azért nem szerepel, mert egy adott $c_{j, k}$ mező dátuma már meghatározza az évszakot.

Mivel a háromféle távolság nem összemérhető (hiszen még a mértékegységük sem azonos), ahhoz, hogy e három távolságból egy távolságfüggvényt képezhessünk, először összemérhetővé kell tennünk azokat. Látszólag jó megoldásnak tűnik az

$$N = \frac{\sum_{m=1}^{29} d(a_m, c)}{29},$$

$$N^x = \frac{\sum_{m=1}^{29} d(a_m^x, c^x)}{29},$$

$$N^y = \frac{\sum_{m=1}^{29} d(a_m^y, c^y)}{29}$$
(6)

kifejezésekkel való normálás, mivel az így kapott

$$d'(a_i, c), d'(a_i^x, c^x), d'(a_i^y, c^y)$$

távolságok már összemérhetők, d' ugyanis szemléletesen egy aktuális mező adott HB-középponttól vett távolságának és a mező összes HB-középponttól vett átlagos távolságának a hányadosa. Ha tehát egy mező „közel” van egy adott HB-mezőhöz, akkor a távolság 1-nél kisebb, míg ellenkező esetben 1-nél nagyobb érték adódik. Könnyen belátható, hogy az így értelmezett távolságfogalom nem tesz eleget a metrikakritériumoknak, ezért célszerű további módosításokat bevezetni. Amennyiben a (6)-tal definált normáló mennyiségek helyett az

$$N' = \frac{\sum_{i=1}^M \sum_{m=1}^{29} d(a_m, c)}{29 \cdot M},$$

$$N'^x = \frac{\sum_{i=1}^M \sum_{m=1}^{29} d(a_m^x, c^x)}{29 \cdot M},$$

$$N'^y = \frac{\sum_{i=1}^M \sum_{m=1}^{29} d(a_m^y, c^y)}{29 \cdot M}$$
(7)

kifejezésekkel normálunk, (ahol M az archívum hossza), akkor – megtartva a korábbi távolságfüggvény előnyeit – olyan definícióhoz jutunk, amely kielégíti a metrika-kritériumokat. Az így nyert három távolságfüggvény összevonásával jutunk el a vizsgálataink során a metrika szerepét betöltő

$$D(a_i, c) = \frac{d(a_i, c)}{N'} + \frac{d(a_i^x, c^x)}{N'^x} + \frac{d(a_i^y, c^y)}{N'^y}$$
(8)

végső definícióhoz. Megjegyezzük, hogy (8)-ban az összevonás módja önkényes, éppúgy számolhatunk például a

$$D(a_1, c) = \sqrt{d_*^2(a_1, c) + d_*^2(a_1^x, c^x) + d_*^2(a_1^y, c^y)} \quad (9)$$

függvénnyel, ahol $d_*(\dots)$ és $d(\dots)$ között a

$$d_*(\dots) = \frac{d(\dots)}{N'}$$

alakú összefüggés áll fenn.

A (9) alapján látható, hogy D' a Szoboljev-függvénytéren értelmezett metrika (Simon és Baderko 1983) diszkrét megfelelője.

4. A kódolás és a verifikáció

A (8) összefüggéssel bevezetett D metrika segítségével az 1949. január 1-je és 1980. december 31-e közötti periódus minden napját a 29 kód valamelyikébe soroltuk be aszerint, hogy az adott nap talajnyomás, illetve 500 hPa-os geopotenciál mezeje melyik HB-kód mezejéhez áll legközelebb (az évszakonként felépített adatbázist az 1. pontban írtuk le). Összehasonlításképpen a D metrika, az euklideszi metrika és a gradiens távolság mint metrika alapján is besoroltuk az archívum napjait.

Az eredményeket a teljes meglevő archívumon verifikáltuk. A különböző metrikák alkalmazásakor célunk az ún. „tökéletes kódolás” – tehát az eredeti HB-katalógussal megegyező napi kódok – százalékarányának meghatározásán túl annak a megállapítása volt, hogy a különböző kódtévesztésekre is olyan mérőszámokat határozzunk meg, amelyek alapján a kódtévesztések minőségi rangsorolása elvégezhető. Ennek érdekében a hosszú távú előrejelzések jelenlegi operatív gyakorlatában alkalmazott ún. *scoring táblázat* (Bartholy és Kaba, 1987) használtuk, amelynek segítségével különböző kódok hasonlóságának objektív mérőszáma megadható. A *scoring táblázat* szerint bármely két HB-kód hasonlósága egy 0 és 9 közötti egész számmal jellemezhető, ahol a 9-es érték a teljes azonosságot szimbolizálja.

A verifikációs vizsgálatokat valamennyi, az előbbieken részletezett metrikával elvégeztük, mind a talajnyomás-, mind pedig az 500 hPa-os geopotenciál mezőkre vonatkozóan. Ezenfelül megtörtént a rendelkezésünkre álló másfél éves periódusból a kézi kódolás verifikációja. Utolsó lépésként a dolgozat elején ismertetett HB-kódrendszer eredeti, azaz bizonyos kitüntetett dátumokhoz kötött 29 „forrásmező” alapján is értékeltük a teljes anyagot. (Az évszakos bontás hiánya miatt itt csak gradiens mezők távolságával, az 1949 előtti dátumok hiánya miatt pedig csak talajadatokkal számolhatunk). Ezzel a lépéssel arra kerestünk választ, hogy a mezők átlagolása vajon nem ront-e a kódolás jószágán.

5. Eredmények

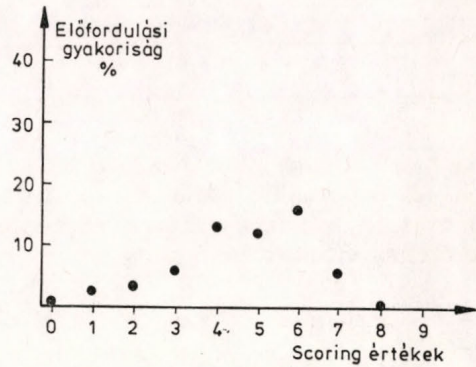
A verifikációs vizsgálatok eredményeit az 1. táblázat tartalmazza. Az első oszlopban – az eredeti HB-katalógushoz viszonyítva – a „tökéletes” kódolásoknak az összes eset (11570 nap) százalékában megadott értéke, a második oszlop a hibás kódolások *scoring-értékeinek*, a harmadikban pedig az összes kódolás *scoring-értékeinek* átlaga szerepel.

1. TÁBLÁZAT

A vizsgált esetek verifikációs eredményei (t a „tökéletes” kódolások aránya az összeshez (11570) viszonyítva %-ban; h a hibás kódolások scoring-értékeinek átlaga; ö az összes kódolás scoring-értékeinek átlaga)

Mező	Metrika	t	h	ö
500 hPa	D – metrika	39,4	4,66	6,37
talaj	D – metrika	38,5	4,64	6,39
500 hPa	euklideszi metrika	34,9	4,62	6,15
talaj	euklideszi metrika	35,6	4,65	6,20
500 hPa	csak gradiens távolság	38,0	4,68	6,32
talaj	csak gradiens távolság	37,2	4,60	6,23
eredeti HB – mezők				
(500 hPa)	(csak gradiens távolság)	16,8	4,08	4,91
kézi kódolás		18,9	3,55	5,25

Az adatok – az eredeti mezőkkel való kódolástól és a kézi kódolástól eltekintve – közel egységes képet mutatnak, azonban egy maximum 4,5%-os javulás mégis látható a korábbi automatikus és a most legjobb eredményt adó (500 hPa; D metrika) módszer között. Ennek megfelelően további vizsgálatainkat az utóbbi metrika alapján kapott eredményekre végeztük el.



1. ábra. Az összes kódolás scoring-értékeinek előfordulási gyakorisága (p_k)

A 1. ábra a kapott scoring-értékek előfordulási gyakoriságát adja meg %-ban. Ettől a függvénytől azt reméltük – ha jó az „etalon” kódsorozat, és a scoring-táblázat értékei is konzekvensek –, hogy monoton növekvő lesz. A kapott eredmények nem ezt igazolják, mivel sokkal kevesebb 7-est és 8-ast tartalmaz a scoring-mátrix, mint más értékeket, és a különböző típusok előfordulási gyakorisága is eltérő lehet. Így annak a valószínűsége, hogy a kódtevéstés éppen olyan kódpárt ad, aminek scoring-táblázatbeli értéke pl. 8-as vagy 7-es, sokkal kisebb, mint a többi érték esetén.

Ezért tekintsünk két egymástól független, „véletlen” kódolást, ahol az egyik (a) a teljes archívumon, a HB-katalógusnak megfelelő kód-előfordulási

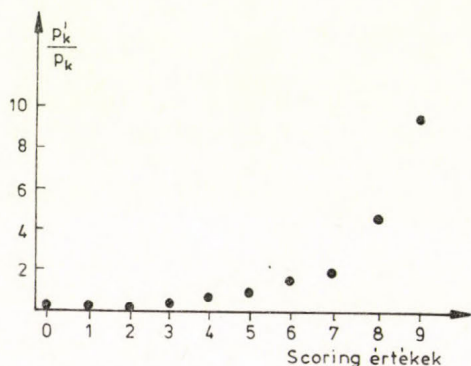
gyakoriságot követi, a másik (*b*) pedig a mi automatikus kódolásunk kód-előfordulási gyakoriságát. Legyen az *A* mátrixban $a_{i,j}$ annak a valószínűsége, hogy az (*a*) kódolás *i*-t, a (*b*) *j*-t ad. Ha az általunk használt scoring-mátrixot *S*-sel jelöljük, akkor

$$P_k = \sum_{\substack{i,j \\ S_{i,j}=k}} a_{i,j} \quad (k = 0, \dots, 9) \quad (10)$$

annak a valószínűsége, hogy az előbb említett (*a*)-(*b*) kódoláspár *k* jóságot ad (*k* = 9 tökéletes kódolás): a *p* valószínűség pedig egyezzen meg a 1. ábra grafikonjának értékeivel. Bevezetjük az

$$M_k = \frac{P'_k}{P_k} \quad (k = 0, \dots, 9) \quad (11)$$

hánydost, amely a kódolás jóságának mérőszámaként tekinthető. Megfelelő archívum és jó scoring-tábla mellett az M_k függvénynek *k* növekedésével nőnie



2. ábra. A p_k valószínűség p_k valószínűséggel normált értékei a scoring-értékek (0–9) függvényében

kell, és – figyelembe véve, hogy ez normált érték – alacsony *k* értékekre $M_k < 1$, magas *k* értékekre pedig $M_k > 1$ eredményt várunk. Ezt a grafikont a 2. ábrán mutatjuk be, amely már a várt eredményeket tükrözi, és *k* = 7-től kezdve erőteljes emelkedést mutat.

6. Következtetések

A mezők automatikus kódolásával kapcsolatos kísérleteink biztató eredményeket szolgáltatottak, amint azt a módszer tesztelésére kidolgozott eljárás igazolja. Vizsgálataink eredményeit azonban fenntartással kell fogadjuk több okból is. Egyrészt feltehető a kérdés: vajon helyes-e szubjektíven előállított osztályokba az egyes elemeket objektív módon besorolni. Másrészt a verifikálás során – annak érdekében, hogy munkánkat értékelni tudjuk –, a szubjektíven felépített HB-katalógusról föltételezzük, hogy tökéletes. Ebből következik, hogy a dolgozat témájának továbbfejlesztésével csak abban az esetben érdemes foglalkozni, ha ezeket az ellentmondásokat már képesek voltunk feloldani. Ezért jelenleg szükségtelen lépés lenne a kódolást matematikailag tovább finomítani (például más metrikát választani), hiszen az eredményen – éppen az „etalon” kódsorozat bizonytalansága miatt – már nem lenne kimutatható.

Nyilvánvaló, hogy a verifikációs eredmények esetleges javulása nagyságrendekkel lenne kisebb a kezdeti feltételekből fakadó, s egyre halmozódó hibák-nál.

Vitathatatlan azonban, hogy a dolgozatban összefoglalt lépéseket érdemes volt megtenni. Ezt a közölt verifikációs eredményeken túlmenően a gyakorlat is bizonyította, hiszen az automatikus kódolás az éghajlat-prognosztikai operatív tevékenységben az eddig alkalmazott szubjektív besorolás kiegészítőjeként, illetve a már meglévő gépi kódolás értékes továbbfejlesztéseként használható.

IRODALOM

- Ambrózy P., Bartholy J. és Gulyás O.*, 1983: Évszakos bontású makroszinoptikus típusok kialakítása clusteranalízissel az atlanti-európai térségre. *Meteorológiai Tanulmányok*, No. 39. Országos Meteorológiai Szolgálat, Budapest.
- Bartholy J. és Kaba M.*, 1987: A Hess – Brezowsky-féle makroszinoptikus típusok meteorológiai-statisztikai elemzése és korrekciója. *Meteorológiai Tanulmányok*, No. 57. Országos Meteorológiai Szolgálat, Budapest.
- Gulyás O.*, 1977: Az analógia fogalma és felhasználása típusok képzésére, I. *Időjárás* 81, 11 – 18.
- Hess, P. und Brezowsky, H.*, 1952: Katalog der Grosswetterlagen Europas. *Berichte des Deutschen Wetterdiensten in der US Zone*, No. 33, Bad Kissingen.
- Kaba, M., Faragó T. és Gulyás O.*, 1975: Az analógia elvén alapuló prognosztikai módszerek matematikai modellje. *Időjárás* 79, 166 – 171.
- Koppány Gy.*, 1974: Az analógiák extrapolációjának felhasználása a havi és évszakos előrejelzések készítéséhez. *Időjárás* 78, 97 – 108.
- Péczely Gy.*, 1961: Magyarország makroszinoptikus helyzeteinek éghajlati jellemzése. *Meteorológiai Tanulmányok*, No. 32. Országos Meteorológiai Szolgálat, Budapest.
- Péczely Gy.*, 1983: Magyarország makroszinoptikus helyzeteinek katalógusa 1881 – 1983. *Meteorológiai Tanulmányok*, No. 53. Országos Meteorológiai Szolgálat, Budapest.
- Simon, L. és Baderko E. A.*, 1983: *Másodrendű parciális differenciálegyenletek*. Tankönyvkiadó, Budapest.

IDŐJÁRÁS

Az Országos Meteorológiai szolgálat folyóirata, 93. évf. 5. szám. 1989. szeptember – október
Journal of the Hungarian Meteorological Service, Vol. 93, No. 5. September – October 1989. Budapest

A tipikus sugárzásmeteorológiai évben a függőleges felületekre jutó szórt sugárzás adatsorai

FARKASNÉ TAKÁCS OLGA

Központi Légtérfizikai Intézet
H-1675 Budapest, Pf. 39.

A Nyugat-Európában használt módszer alapján Budapestre kiszámítottuk a tipikus sugárzásmeteorológiai év elemeit. Ennek kiegészítéseként elkészítettük a négy főégtáj irányába néző függőleges felületre a szórt sugárzás óraértékeinek teljes évi sorozatát. Hazai mérésekből előállított empirikus összefüggéseket alkalmaztunk, figyelembe véve a talaj albedójának módosító hatását. Számítási módszerünket sugárzásklimatológiailag reprezentatív mintán ellenőriztük. A számított és mért adatok közötti kapcsolat szorosságát jelző korrelációs koefficiens értéke mind a négy felületre 0,8 fölött volt.

*

Data series of diffuse radiation reaching vertical surfaces for a typical meteorological year. A typical meteorological year (TMY) is constructed for Budapest using the method applied for several Western-European places. The data series of this TMY is supplemented by hourly values of diffuse radiation calculated for the vertical surfaces looking into the four main directions. Empirical relationships derived from measurements made in Budapest have been applied including the effect of surface albedo. Finally, the procedure has been checked against data measured on days selected according to climatological representativity of radiation. The correlation between the measured and calculated values is higher than 0.8 for all the four directions.

1. Bevezetés

A függőleges felületekre jutó szórt sugárzás meghatározásának lehetőségei:

- feltételezve az égbolt szórt sugárzásának izotróp jellegét, bármely irányú vertikális felület a vízszintesre jutó szórt sugárzásnak felét érzékeli,
- a szakirodalomban található empirikus összefüggéseket alkalmazzuk,
- hazai mérési adatokból nyert empirikus összefüggéseket alkalmazunk.

Az első lehetőség alkalmazása a legegyszerűbb, mert csak a talajra jutó szórt sugárzás ismeretét igényli, azonban nagy hibalehetőséget jelent. A szórt sugárzás izotróp jellege csak teljesen borult időben érvényesül, változóan felhős vagy derült égbolt idején anizotrópia lép fel.

Maximuma van a Nap közvetlen közelében levő égboltrészen, gyenge növekedése figyelhető meg a horizont közelében, és minimuma van a Nap vertikális síkjában, 90 °-kal a Nap mögött.

Az utóbbi években a szakirodalomban található empirikus összefüggések már figyelembe veszik az adott hely légköri inhomogenitását. Alkalmazásuk kisebb hibalehetőséggel jár, azonban számításba kell venni a mérő állomás (amelyre az összefüggés vonatkozik) és a felhasználó állomás közötti esetleges különbségeket.

A Légkörfizikai Intézetben 1968 decemberében kezdődött és 1977 januárjáig tartott az a program, melyben mértük a négy főégtáj irányú vertikális felületre jutó globál- és szórt sugárzást. Az északi irányítású vertikális felület – helyzetéből adódóan – szinte egész évben csak szórt sugárzást kap. Közvetlen napsugárzás csak a nyári félév reggeli és esti óráiban éri, emiatt mérési programunkban nem szerepelt az északi felületre jutó szórt sugárzás mérése. A mért adatokat feldolgozva összefüggéseket kerestünk más, sugárzásmeteorológiai paraméterrel, s kutatásaink eredményeit publikáltuk (Takács, 1981 a, b; Farkasné Takács, 1982). A kapott összefüggéseket alkalmaztuk a tipikus sugárzásmeteorológiai évben a függőleges felületekre jutó szórt sugárzás adatsorainak előállításához.

2. A vertikális felületek szórt sugárzásának meghatározása

A szórt sugárzás napi adatsorainak előállításához alkalmazott összefüggések a következők:

2.1. Az északi irányú vertikális felületre (G_{VE}) és a horizontális felületre jutó globálsugárzás (G_H) aránya a téli hónapokban szoros kapcsolatban van a napfénytartammal és napmagassággal. Ezt a kapcsolatot októbertől februárig a következő egyenlet írja le:

$$\frac{G_{VE}}{G_H} = a + b N_R, \quad (1)$$

ahol

$$a = a_1 + a_2 \ln h \quad (2)$$

és

$$b = b_1 + b_2 \ln h, \quad (3)$$

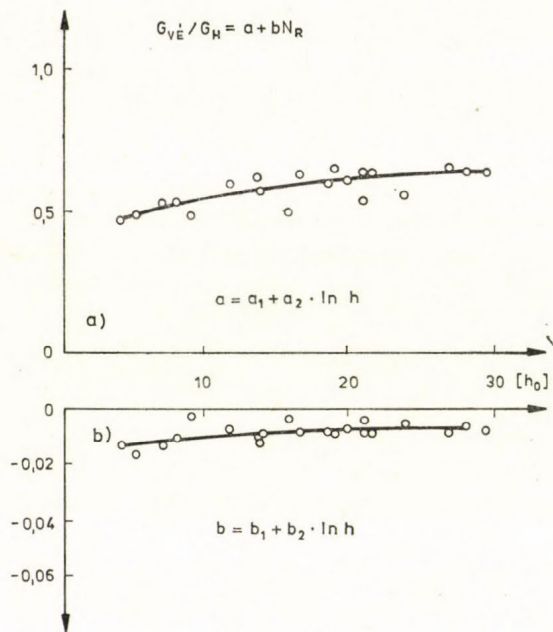
N_R a relatív napfénytartam, h a napmagasság a vizsgált órákban. a_1, a_2 és b_1, b_2 értéke hónapról-hónapra változik (1. táblázat), a és b változását a napmagasság függvényében az 1. ábrán mutatjuk be.

1. TÁBLÁZAT

A G_{VE}/G_H arány meghatározására szolgáló képlet (1) konstansai szeptembertől márciusig

Hónap	a_1	a_2	b_1	b_2
IX.	0,61	0	-0,0049	0
X.	1,1218	-0,2145	-0,0063	0,0014
XI.	0,3108	0,0754	0,0026	-0,00185
XII.	0,3149	0,095	0,00398	-0,00227
I.	1,1218	-0,2145	-0,0063	0,0014
II.	1,1218	-0,2145	-0,0063	0,0014
III.	0,491	0	-0,0041	0

Az átmeneti hónapokban (március és szeptember) az arány értéke független a napmagasságtól, a napfénytartam hatását az (1) képlet írja le, egész hónapban azonos konstanssal. Nyáron az arány értéke független a relatív napfénytartamtól, óraátlagban egy számmal jellemezhető – nagyon kicsi szórással (2. táblázat). Ez az óraátlag a nap folyamán nem állandó, – jelentős napi menetet mutat. A kapott eredmények érdekessége, hogy azonos óraközökhöz a nyári hónapokban



1. ábra. A G_{VE}/G_H arány és a relatív napfénytartam közötti lineáris regressziós egyenes konstansainak függése a napmagasságtól télen

közel azonos arány tartozik, ez azt jelenti, hogy a vízszintes felületre érkező össz sugárzásból (a reggeli és esti órák kivételével) azonos napi menettel részesedik az északi irányú függőleges felület.

2. TÁBLÁZAT

A G_{VE}/G_H arány napi menete áprilistól augusztusig

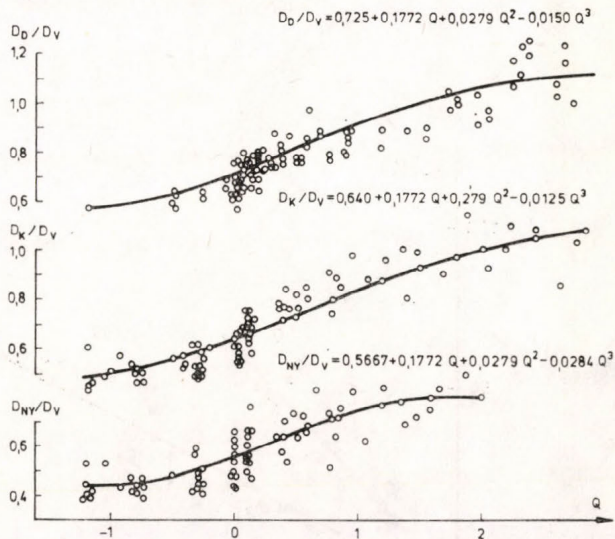
Óraköz	4-5 19-20	5-6 18-19	6-7 17-18	7-8 16-17	8-9 15-16	9-10 14-15	10-11 13-14	11-12 12-13
Április			0,575	0,386	0,318	0,282	0,262	0,260
Május		0,944	0,665	0,389	0,323	0,282	0,267	0,260
Június	2,2	1,142	0,709	0,491	0,309	0,273	0,256	0,255
Július	1,8	1,053	0,735	0,420	0,317	0,281	0,259	0,252
Augusztus	1,2	0,869	0,666	0,392	0,315	0,284	0,267	0,261

A reggeli és esti órákban, amikor közvetlen napsugárzás éri a felületet, ennek mennyiségét (I_V) a horizontális felületre jutó direkt sugárzásból ($I_H = G_H - D_H$, ahol G_H és D_H a globál- és szórt sugárzás a horizontális felületen) határozzuk meg, az

$$I_V = \frac{G_H - D_H}{\sin h} \cdot \cos h \cdot \cos i \quad (4)$$

képlet segítségével, i a napsugárzás beesési szöge az adott felületre. A vertikális globál- és direkt sugárzás birtokában egy kivonással meghatározható a nyári reggeli és esti órákra az északi felületre jutó szórt sugárzás mennyisége.

2. ábra. A déli, keleti és nyugati irányítású vertikális felületre és a horizontálisra jutó szórt sugárzás arányának változása Q -paraméter szerint



2.2. A keleti, déli és nyugati felületre jutó szórt sugárzással kapcsolatban végzett vizsgálatok eredményei hasonló jellegűek, ezért összefogva tárgyaljuk:

A vertikális és horizontális felületre jutó szórt sugárzás arányának határozott napi menete van, s az egyes hónapok elkülönülnek egymástól. Az arányok az időben folyamatos sort alkotnak; értéküket egy Q paraméterrel jellemezhetjük, mely függvénye az i beesési szögnek, a fal-azimutnak és h napmagasságnak. Számos fizikai és matematikai megfontolás után azt tapasztaltuk, hogy a Q paraméter

$$Q = \frac{\cos^2 i \cdot \sin a}{\sin h} \quad (5)$$

formában felel meg a követelményeknek. Grafikusan ábrázoltuk az összetartozó D_V/D_H , Q értékpárokat és olyan ponteloszlást kaptunk, melyet a

$$D_V/D_H = c_0 + c_1 Q + c_2 Q^2 + c_3 Q^3 \quad (6)$$

alakú egyenlet ír le (2. ábra). Az összefüggés megbízhatóságát jelző η korrelációs index mindhárom felületnél nagyobb, mint 0.8. Az összefüggéseket alkalmazva az év bármely óráközére előállítható a keleti, déli vagy nyugati vertikális felületre jutó szórt sugárzás.

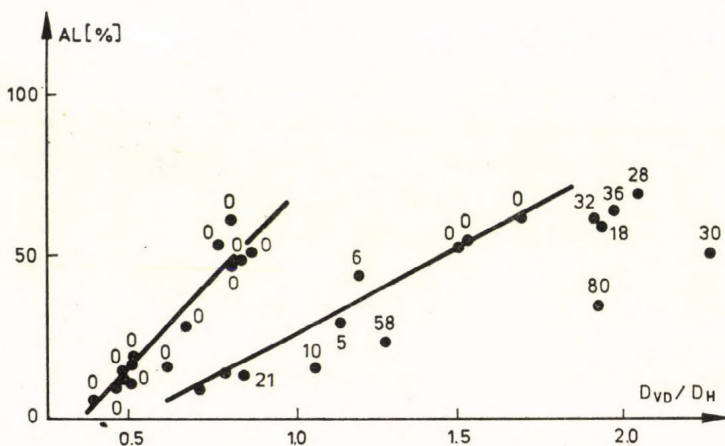
Vizsgálataink során azt tapasztaltuk, hogy a szórt sugárzás értéke nagymértékben függ a talaj albedójától. Ennek jellemzésére bemutatjuk a déli

irányú vertikális felületre kapott D_{VD}/D_H arányokat az albedó (AL) függvényében (3. ábra). A pontok eloszlása jelzi, hogy a vertikális felületek szórt sugárzásának meghatározásakor a havas talaj albedójának megfelelően egy korrekciót kell alkalmazni. Ez a korrekció az egyes felületeknél különböző:

$$K_{\bar{E}} = [1 + 0,008 (AL - 20)], \quad (7)$$

$$K_{KNy} = [1 + 0,018 (AL - 20)], \quad (8)$$

$$K_D = [1 + 0,02 (AL - 20)]. \quad (9)$$



3. ábra. A déli irányítású vertikális és horizontális felületre jutó szórt sugárzás arányának változása a talaj albedójának függvényében

Jelen feldolgozásunkban az egyes napokon a talaj reflexióját az albedó napi átlagával jellemeztük.

3. A vertikális felületekre jutó szórt sugárzás számítási módszerének ellenőrzése

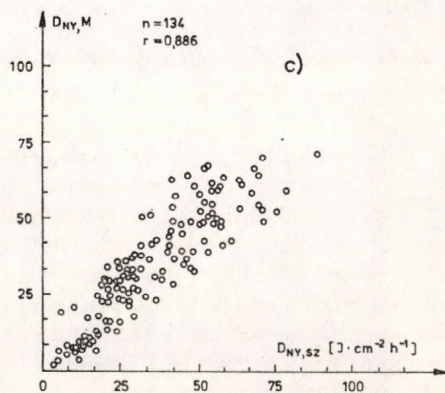
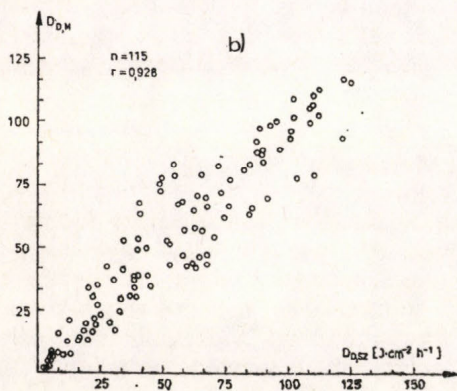
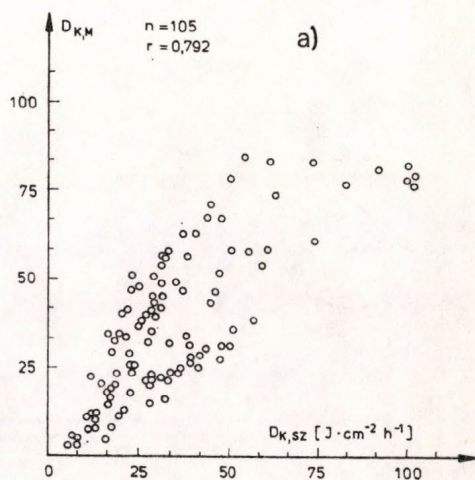
A számítási módszer összeállítását követően kiválasztottunk az adathalmazból 36 napot úgy, hogy minden sugárzásklimatológiai helyzet megtalálható legyen a mintában. A kiválasztott napokra előállítottuk a vertikális felületre jutó szórt sugárzás napi menetét, s korrelációt kerestünk a számított és mért óraértékek között. A könnyebb áttekinthetőség miatt az összefüggő értékpárokat grafikusán is ábrázoltuk: a 4a. ábrán a keleti, a 4b. ábrán a déli, és a 4c. ábrán a nyugati irányú vertikális felület szórt sugárzásának óraértékeit láthatjuk. Az 5. ábrán az északi irányú vertikális felületre jutó globálsugárzás mért és számított óraértékeit mutatjuk be. Minden ábrán jelezzük a korrelációs koefficiens (r) értékét, és az esetek számát (n). A (7), (8), (9) képlet alkalmazása következtében az albedó módosító hatása kiküszöbölődött, ennek köszönhetően a ponthalmaz egységessé vált.

Ha az óraértékek közötti különbség előjele egy napon belül változott, a napi összeg eltérése $\leq 10\%$ volt, azonban egyes napokon, melyek az átlagtól erősen eltértek, a különbség előjele egész nap megegyezett, s a számított és mért napi összeg közötti különbség $> 20\%$ volt. A 26 mintanap adatait a 3. táblázatban közöljük (az északi felületnél globálsugárzás, a déli, keleti és nyugati felületnél szórt sugárzás adatok szerepelnek), megnyugtatónak találjuk, hogy a napi összegek eltérése egyenletesen oszlik el pozitív és negatív irányban. A déli, keleti és nyugati irányú vertikális felületre jutó szórt sugárzás mérése nem párhuzamosan, hanem folytatódólagosan történt, így egyidejű értékek a három irányra nem álltak rendelkezésünkre.

4. A számítások elvégzése

A függőleges felületekre jutó szórt sugárzás adatsorainak előállításához a C-64 számítógépre készítettünk programot.

4. ábra. A különböző irányítású vertikális felületen mért (D_M) és számolt (D_{Sz}) szórt sugárzás óraértékeinek összehasonlítása, az esetek száma (n) és a kapcsolat szorosságát jelző korrelációs koefficiens (r); 4a): keleti, 4b): déli és 4c): nyugati irányítású felület



Input-adatok: N — az adott nap hányadik napja az évnek,
 AL — napi átlagos albedó,
és óránként: N_R, G_H és D_H .

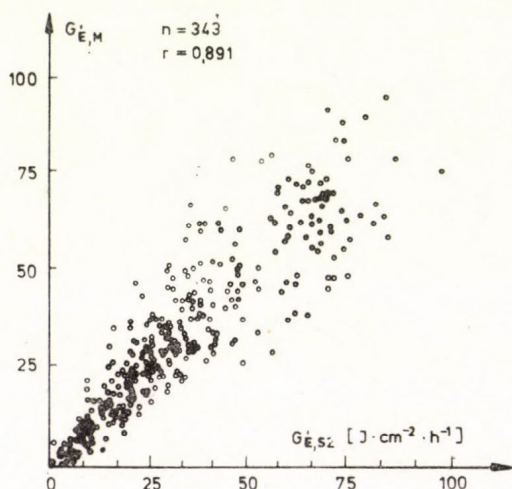
Kiszámítottuk a Nap deklinációját, (δ), napkelte után minden óráközépre a Nap magasságát (h), azimutját (A) és a vertikális felületekre a napsugár beesési szögét (i). A felhasznált összefüggések:

$$\delta = 0,0069 - 0,3999 \cos N + 0,07 \sin N - 0,0067 \cos 2N + 0,0009 \sin 2N - 0,00269 \cos 3N + 0,00148 \sin 3N, \quad (10)$$

$$\sin h = \sin \varphi \cdot \sin \delta + \cos \varphi \cdot \cos \delta \cdot \cos \omega, \quad (11)$$

$$\cos i = \cos h \cdot \cos (A - A_N). \quad (12)$$

Jelölések: φ = a hely földrajzi szélessége,
 N_A = a felület normálisának az északi iránnyal bezárt szöge.



5. ábra. Az északi irányítású vertikális felületen mért (G_{EM}) és számolt (G_{ESz}) globálsugárzás óraértékeinek összehasonlítása, az esetek száma (n) és a kapcsolat szorosságát jelző korrelációs koefficiens (r)

Az adott nap minden órájára meghatároztuk a csillagászati paramétereket, és az albedó értékét figyelembevéve az előzőekben ismertetett összefüggésekkel előállítottuk a négy főégtájrányú vertikális felületre jutó szórt sugárzást. A kora reggeli és késő esti óraértékeket ellenőriztük, s a töredékórák adatait manuálisan pótoltuk.

5. Az eredmények összegezése

Összeállításunkkal tehát bármely időszakra megállapítható a négy főégtájrányú vertikális felületre jutó szórt sugárzás. A (4) képlet segítségével meghatározható a falakra jutó közvetlen napsugárzás intenzitása, s a két sugárzási komponens összegezésével pedig a vertikális felületek, pl. az épületek falának össz-sugárzásbevétele. A horizontális és vertikális felületek sugárzásbevételeinek ismeretében a megfelelő szögfüggvények segítségével tetszőleges irányú és lejtésű felület sugárzásbevétele számítható.

3. TÁBLÁZAT

*A kiválasztott mintanapok számított és mért napsugárzási adatai ($J\text{ cm}^{-2}\text{ d}^{-1}$)
és százalékos eltérések*

Dátum	NR	AL	G1	É			D			K			Ny				
				M	Sz	%	M	Sz	%	M	Sz	%	M	Sz	%		
69. 01. 07.	36	63	536	280	297	6.1	619	640	3.4								
71. 01. 11.	52	58	556	268	268	0				284	188	-33.0					
69. 01. 12.	0	51	360	230	234	2.0	418	490	17.6								
70. 01. 19.	0	75	197	142	126	-11.7				146	222	53.9					
69. 01. 22.	50	23	669	209	213	2.6	347	297	-15.0								
71. 01. 25.	72	22	724	176	192	9.6				280	197	-30.6					
70. 01. 29.	68	21	720	176	222	26.8				243	197	-18.7					
73. 02. 03.	69	20	690	209	213	2.4							201	176	-12.6		
71. 02. 04.	64	37	732	289	259	-9.0				368	335	-8.8					
73. 02. 16.	0	7	167	674	694	3.0							50	79	55.2		
73. 02. 22.	27	16	515	205	172	-16.9							192	238	25.6		
70. 03. 07.	0	53	360	255	176	-30.5				243	364	50.2					
72. 04. 07.	82	18	2117	422	612	42.0							385	343	-11.7		
69. 06. 03.	50	20	2385	845	828	-2.4	946	1017	7.6								
70. 06. 15.	81	15	2649	1079	1025	-5.0				879	837	-4.6					
73. 06. 15.	60	20	1799	879	820	-6.7							590	657	11.7		
69. 06. 23.	73	15	2786	912	854	-6.4	920	954	3.4								
71. 06. 25.	8	20	1079							293	381	30.6					
73. 06. 26.	78	20	2619	920	950	3.0							565	527	-7.2		
69. 06. 29.	16	22	1385	745	561	-24.6	695	912	31.1								
72. 07. 15.	46	16	1933	602	690	14.4							481	523	8.8		
69. 09. 20.	46	21	1259				469	490	4.6								
71. 09. 24.	80	20	1732							456	301	-33.7					
73. 09. 30.	36	18	929	255	251	-2.5							314	376	20.5		
79. 10. 05.	84	26	1364				644	427	-33.7								
79. 10. 07.	65	32	1222	360	364	0.9	615	644	5.4								
72. 10. 12.	46	21	1021	343	330	-3.5							402	360	-10.4		
72. 10. 22.	75	25	996	301	272	-9.9							330	347	5.4		
62. 10. 28.	12	22	602	259	255	-1.0							272	234	-13.8		
63. 11. 13.	0	15	226	109	117	7.6							79	126	69.6		
73. 11. 19.	67	18	699	209	192	-7.8							188	151	-20.3		
71. 11. 25.	35	54	594	284	284	0				326	330	2.3					
73. 12. 01.	67	69	561	301	280	-7.9							272	310	13.3		
69. 12. 03.	0	28	335	109	163	49.8	305	301	-0.7								
70. 12. 04.	59	23	523	167	180	6.4							180	126	-31.8		
70. 12. 25.	0	83	134	130	113	-11.7							121	188	53.7		

Összehasonlítva a nemzetközi gyakorlatban eddig használt „tipikus meteorológiai év” sugárzási információival, a vertikális felületek sugárzásbevételének ismeretével, és a lejtők bevétele-meghatározásának lehetőségével, az általunk előállított „tipikus év” többletinformációt tartalmaz.

IRODALOM

- Farkasné Takács, O., 1982: Szórt sugárzás a déli irányítású függőleges felületen. Időjárás 86, 368-374.*
- Takács O., 1981a: A vertikális felületre jutó napsugárzási energia napi menete és gyakoriságai eloszlása. Időjárás 85, 33-42.*
- Takács O., 1981b: A függőleges és vízszintes felületre jutó szórt sugárzás aránya. Időjárás 85, 220-225.*

PREISENDORFER, R.W.: *Principal Component Analysis in Meteorology and Oceanography* (A főkomponensanalízis alkalmazása a meteorológiában és az oceanográfiában). Developments in Atmospheric Science sorozat, 17. kötet. Elsevier, Amsterdam – Oxford – New York – Tokyo, 1988., 425 o., 51 ábra. 9 táblázat, 494 irodalmi hivatkozás.

A meteorológiai szakirodalomban egyre gyakrabban találkozunk olyan vizsgálatokkal, amelyek matematikai segédeszközként a főkomponensanalízist, a sajátfüggvények elemzését, az empirikus ortogonális függvényanalízist, a Karhunen-Loeve analízist, a faktoranalízist, a kanonikus korreláció módszerét alkalmazzák. A neves amerikai szerző – aki ezen a szűk területen több mint egy tucat tanulmányt publikált – különös igényességgel írta meg hiánypótló könyvét. E témakörben több matematikai szakkönyv és felhasználói kézikönyv jelent meg az elmúlt évtizedben, de egyik sem tárgyalja ilyen könnyen érthetően és mégis részletező pontossággal a módszerek összefüggéseit, a módszerválasztás buktatóit, valamint az eredmények értékelésére, valódi információtartalmára vonatkozó tudnivalókat. Egy-egy konkrét meteorológiai problémán keresztül mutatja be az író a rendelkezésre álló adatbázishoz a megfelelő módszer kiválasztásának lehetőségeit.

A szerző 12 fejezetre tagolta közel 500 oldalas könyvét: az első, bevezető fejezetben a főkomponensanalízis lényegét foglalja össze – matematikai formulákkal együtt – másfél oldalon, majd a következő 5 fejezetben, 250 oldalon megismétli ugyanezt részletesebben, amely már több, mint a könyv felét teszi ki. A többi fejezet már rövidebb és kevésbé elemző, ezek célja a főkomponensanalízis és a többi módszer (faktoranalízis, kanonikus korreláció, lineáris regresszió) közötti kapcsolatot megvilágítani, illetve az olvasónak néhány újszerű alkalmazást bemutatni.

A főkomponensanalízis ismertetése a 2. fejezetben kezdődik egy egyszerű meteorológiai példán keresztül (egy kaliforniai állomás 30 éves, napi maximum és minimum hőmérsékleti sora). Szerző itt jól láttatja a főkomponensek geometriai és algebrai szerkezetét (a sajátértékeket, sajátvektorokat stb.) .

A dinamikai származtatás lehetősége – ismét egy konkrét példán keresztül – a 3. fejezetben kerül bemutatásra, mely segíti az 5. fejezet leválasztási szabályainak fizikai megalapozását.

Az 5. fejezet tárgyalja a főkomponensanalízis során használatos leválasztási szabályokat, amelyek az adatbázisban levő értékes jeleket hivatottak szétválasztani a zajoktól. Ez a rész adja a legtöbb új és praktikus információt a felhasználóknak. A főkomponensanalízis fő vonzereje az alkalmazó számára az, hogy egy bonyolult, sokdimenziós észlelt adatokból álló számhalmazból a sajátvektorok felhasználásával (empirikus ortogonális függvényekkel) kis dimenziószámú, áttekinthető rendszert generál. Ez azonban nem egyféleképpen tehető meg, a feladattól, az adatbázistól függ, hogy milyen transzformációval érhető el optimális eredmény. Az ún. leválasztási szabály ezt a transzformációt határozza meg. A leválasztási szabályok 11 csoportját mutatja be a szerző.

A faktoranalízissel való elméleti kapcsolatot a 6. fejezet tárgyalja. Míg a 7. fejezetben ugyanarra az adatbázisra párhuzamosan elvégzett faktor- és főkomponensanalízist láthatunk.

A kanonikus korrelációval és annak a főkomponensanalízissel való összefüggéseivel a 8. fejezet, a lineáris regresszióval (mint az előbbiek erősen egyszerűsített esetével) a 9. fejezet foglalkozik.

Az utolsó három fejezet e módszerek statisztikus-dinamikus modellekben és véletlenszerű fizikai folyamatok modellezésében való alkalmazhatóságáról ad információt, illetve egy közelítő eljárást ismertet, mellyel különlegesen nagy dimenziószámú minta esetén is becsülhetők az empirikus ortogonális függvények (az utóbbi jelentőségére külön is felhívnom a figyelmet, hiszen több hazai kutatás éppen ilyen eljárás hiánya miatt hiúsult meg).

Bár a könyvben sok a matematikai formalizmus — a módszerek leírásánál ez elkerülhetetlen — mégis nyelvezete egyszerű, érthető, könnyen követhető, amiben sok segítséget ad a sok gyakorlati példa, ábra, táblázat. Különösen értékesek a könyv irodalmi hivatkozásai: a több mint 100 idézett matematikai szövegekben és könyvben további részleteknek lehet utánanézni; a közel 300 alkalmazásokat és kb. 100, meteorológiai alkalmazásokat tartalmazó cikkből átfogó képet kaphatunk arról, hogy az elmúlt két évtizedben e témában a világban milyen kísérletek, kutatások folytak és ezek milyen eredményekre vezettek.

Az ismertetett könyv az Országos Meteorológiai Szolgálat Könyvtárában minden érdeklődő számára hozzáférhető.

Bartholy J.

R. BRÁZDIL: *Variation of Atmospheric Precipitation in the C.S.S.R. with Respect to Precipitation Changes in the European Region (A légköri csapadék ingadozása Csehszlovákiában, tekintette a csapadék változására Európában)*. Univerzita J. E. Purkyne, Brno, 1986. 170 oldal, 53 ábra, 18 táblázat, 103 irodalmi hivatkozás.

A szerző a brnoi Purkyne Egyetem Földrajzi Tanszékének fiatal professzora és vezetője. Témaválasztását azzal indokolja, hogy az éghajlat melegedése vagy hűlése együttjár a mérsékelt övi szárazföldeken az évi csapadékösszeg változásával. Nevezetesen: 2 foknál kisebb lehülés, illetve 2 foknál nagyobb melegedés a csapadék növekedését, 2 foknál nagyobb lehülés, illetve 2 foknál gyengébb fölmelegedés a csapadék csökkenését vonja maga után.

A rövid bevezető után a csapadékadatok gyűjtésének és kezelésének módját ismerteti a szerző (2. fejezet). Itt különösen a területi összegek, ill. átlagok számításának pontosságára összpontosítja figyelmét, felsorolva a hiba minimumra csökkentésének feltételeit, továbbá a területi átlag számításának módszereit. Európa 21 körzetének havi csapadékadatait használta fel vizsgálatához, közöttük Magyarország csapadéksorozatát.

A harmadik fejezet a csapadék változásainak vizsgálati módszereiről ad tömör összefoglalást. Figyelmet érdemel a spektrálanalízis korszerű tárgyalása, a különböző spektrumtípusok (szinuszos, összetett, ciklusos, fehér- és vörös-zaj) bemutatása, a maximum entrópia spektrál-analízis (MESA) leírása, továbbá a koherencia-elemzés módszerének ismertetése.

Az előzőknél jóval terjedelmesebb negyedik fejezet foglalkozik a csapadék ingadozásának vizsgálatával Csehszlovákia területére vonatkozóan. Az országot három körzetre (Csehország, Morvaország és Szlovákia) osztva, külön-külön elemzi a szerző a csapadéksorozatokat, és megállapítja, hogy a három körzet havi és évi csapadéka között reális korreláció van. Az évi területi átlag tekintetében Szlovákia a legcsapadékosabb (759 mm), a legkevésbé csapadékos Csehország (677 mm). Mindhárom körzetre spektrumelemzés végez, meghatározza továbbá az egyes körzetek csapadéksorozatának koherenciáját. A fázisát és amplitúdóját, esetleg frekvenciáját is változtató periódusok, ill. ritmusok kimutatására új matematikai eljárást alkalmaz.

Az utolsó fejezetben Európa számos körzetéből származó, különböző csapadéksorozatok részletes elemzését találjuk. 17 európai körzet havi területi átlagai közötti korrelációkat a szerző, táblázatban közli, ez már önmagában is érdekes új eredmény. A hosszú megfigyelési sorozatok elemzéséből kitűnt, hogy a 19. sz. közepétől, ill. végétől az 1970-es évekig Európa számos körzetében nőtt a csapadék évi összege, míg Magyarországon ugyanezen időszak alatt csökkenő tendencia mutatkozott. Az autokorreláció-számítás és spektrálanalízis alapján megállapítható, hogy az éves periódus mellett a féleveses hullám is jelentős, pl. Észak-Rajna-Westfáliában és Franciaország déli részén. Ezenkívül Európa néhány körzetében, egy évnél hosszabb periódusok is kimutathatók, egyebek között a kvázi-kétéves oszcilláció. A különböző körzetek sorozatai közötti koherencia jelentős a 13,3, a 3,1 és 2,4 éves ingadozásban.

A kötet a felsoroltakon kívül számos értékes információt tartalmaz Európa csapadék-klimájáról, bőszéges irodalmi hivatkozással a témához kapcsolódó publikációkra. Magyar vonatkozásban *Koflanovits E.* (1977) és *Péczely Gy.* (1974) munkája szerepel; az előbbi Közép-Európa, az utóbbi Magyarország csapadéksorozatának elemzésével foglalkozik. A könyv értékét növeli, hogy olyan új matematikai módszereket alkalmaz, amelyek pl. lehetővé teszik az amplitúdót és fázist változtató periódusok elemzését. Mivel az 1960-as évek végétől fenyegető rémként bukkant fel az éghajlat kedvezőtlen változásának, ezen belül számos mezőgazdasági terület kiszáradásának lehetősége, ezért indokolt lett volna, hogy a szerző a csapadéksorozatok trendjére kapott eredményeket erőteljesebben hangsúlyozza.

Koppány Gy.

NEMZETKÖZI KONFERENCIA BRNOBAN AZ ÉGHAJLAT-VÁLTOZÁSOKRÓL

„Éghajlat-változások a történelemben és a műszeres megfigyelések korában” címmel nemzetközi tudományos konferenciát tartottak Brnoban 1989. június 12–16 között. A konferencia szervezője a J. E. Purkyne Egyetem Földrajzi Tanszéke volt, a szervezés irányítója és lelke pedig a tanszék fiatal vezetője, *Rudolf Brazdil* professzor. A cseh-szlovák vendéglátókon kívül 15 országból érkeztek előadók, egyebek között Japánból és Kanadából is. A kutatási eredmények ismertetése két formában, előadások és poszterek formájában történt. Magyarországról öt klímakutató vett részt a konferencián: *Bartholy Judit* és *Mika János* az OMSZ, *Bottyán Zsolt* és *Koppány György* a szegedi JATE, valamint *Tar Károly* a debreceni KLTE részéről.

A brnoi Jan Evangelista Purkyne Egyetem, a szegedi József Attila Tudományegyetem testvéregyeteme, most ünnepelte fennállásának 60. évfordulóját; ez is közrejátszott a rendezvény időzítésében. A konferencia színhelye a városon kívül, erdővel borított dombtetőn épült Myslivna Hotel volt. Szállás és konferencia szempontjából ideális környezet. Az ünnepélyes megnyitó színvonalát emelte az egyetem vonós-kvartettjének rövid, zenei előadása.

Az első tudományos előadások közvetlenül a megnyitó után, június 12-én, hétfőn délelőtt hangzottak el. Különleges hangsúlyal említették az előadók (*W. Bach* és *C.-D. Schönwiese*, NSZK) a pazarló energiafogyasztás káros hatását a környezetre és az éghajlatra. A nemzetközi környezetvédelmi egyezmény megtartása nem kívánna mást, mint ésszerű energiafelhasználást. Erről azonban a fejlett ipari országok politikusait kellene meggyőzni.

A magyar előadók közül *Mika János* a regionális éghajlatnak a globális változásra való érzékenységére adott számszerű becsléseket; *Bartholy Judit* a hemiszférikus hó-

takaró kiterjedésének változásait mutatta be, és ennek lehetséges klímamódosító hatását elemezte. *Tar Károly* Debrecen 130 évi csapadéksorozatának statisztikai vizsgálatáról kapott eredményeit mutatta be poszteren. *Bottyán Zsolt* és *Koppány György* 14 európai állomás 200 évi hőmérsékleti sorát elemezve jutott arra a következtetésre, hogy a kontinentalitás mértéke a 18. sz.-tól napjainkig folyamatosan csökken. Több hozzászóló is felajánlotta segítségét a vizsgálat folytatásához újabb hőmérsékleti adatsorok rendelkezésre bocsátásával, egyebek között Közép-Anglia csaknem 200 évi hőmérsékleti adatsorával.

Számos előadó foglalkozott az éghajlat-változásnak a gazdasági életre hatásának kérdésével. A kérdés időszerű voltát jelzi egyebek között, hogy erről a témáról 1989 decemberében Hollandiában nemzetközi konferenciát szerveznek, s ezt a holland küldött, *F. Eybergen* jelentette be.

Szinte lehetetlen a kb. 90 előadás és poszter mindegyikéről beszámolni. A válogatáskor pedig óhatatlanul érvényesülnek szubjektív szempontok. E sorok írójának különösen feltűnt *M. Olberg* professzor (NDK) előadásának az a része, amely a meteorológiai adatsorokban talált periódusok időtől függő súlygyűjtőhatójával foglalkozott. A légköri periódusok csillapodása és újra éledése ui. régóta tapasztalt, de matematikailag eddig megfoghatatlannak látszó jelenség és vita-téma volt.

További színfoltot jelentett *Ch. Pfister* professzor (Svájc) lelkes és agitatív szereplése, aki az 1500-as évek közepéig visszamenőleg, különböző források szintézisével, készített grafikont a hőmérséklet és a csapadék évszakos ingadozásairól. Hasonlóan érdekes volt *M. Yoshino* professzor (Japán) előadása Japán éghajlatának múltjáról. Meglepetést keltett, amikor egyik német előadáshoz nemetl módta el észrevételeit.

Az előadásokból kitűnt, hogy a kutatókat két fő kérdéscsoport foglalkoztatja: egyrészt a természetes okokra utaló klímaingadozások kérdése, ez főleg a módszertant érinti, más-

részt az emberi tevékenységnek az éghajlatra gyakorolt hatása, illetve az éghajlatváltozás hatása az ember gazdasági tevékenységére. Az utóbbi a Föld jövőjét és az ember várható sorsát érinti.

A konferencia szervezése kiváló volt, a vendégek kezdeti tartózkodása hamar feloldódott, és az egyre barátságosabb légkörben jó alkalom nyílt arra, hogy a távoli országokból érkezett szakemberek megismerjék egymást, az „irodalmi” ismeretség személyes kapcsolattá alakuljon.

Koppány Gy.

*

A KAPG XX. ülészsaka

A KAPG XX. ülészsakát 1989. április 10. és 19. között rendezték meg Sopronban. A vendéglátó, MTA Geodéziai és Geofizikai Kutatóintézete mellett a szervezőmunkában részt vett a magyarországi KAPG-bizottság, az ELTE Meteorológiai Tanszéke, valamint a VITUKI Hidrológiai Intézete. (A KAPG munkájával kapcsolatban lásd: *Weidinger Tamás*: A KAPG tevékenysége, a meteorológiai kutatások a KAPG keretében. *Időjárás* 92, 310–311).

Három nagy témakörben hangzottak el tudományos előadások április 11. és 13. között angol, német és orosz nyelven. Ezt követte a KAPG-bizottság ülése, ahol az elkövetkező évek feladatait, közös kutatási tevékenységét egyeztették. E feladatok közül is kiemelkedik a planetáris határreteg mezoszkálájú struktúrájának tanulmányozása, az antropogén eredetű klímaváltozások vizsgálata, valamint a határretegben lezajlóó nedvességranszport további elemzése.

A konferencia három témaköre közül – a „Litoszféra” és az „Adatfeldolgozás” című – geofizikai és geodéziai problémákkal foglalkozott. A meteorológusok számára érdekes, harmadik szeminárium a „Meteorológia-hidrologia” címet viselte. Itt hat szekcióban tartottak előadásokat a bolgár, kubai, lengyel, NDK-beli, magyar és szovjet szakemberek. Az egyes alszekciók munkájában résztvevő 30–50 kutató többsége már régi ismerősként üdvözölte egymást. A 10–15 perces előadások után gyakran alakult ki élénk eszmecsere, ami ismét bizonyította az ilyen, viszonylag kislétszámú ülések hasznosságát. Különösen jellemző volt ez a vitaszellem a legtöbb előadást felvonultató „Légköri határreteg modellezése” című szemináriumon, ahol másfél nap alatt 21 előadás hangzott el. Az elnöki tisztet *Rákóczi Ferenc* az ELTE professzora, *K. Bernhardt* professzor, a berlini Humboldt Egyetem Meteorológiai Tanszékének vezetője, valamint a szófiai egyetem professzora *D. Jordanov* töltötte be. A szeminárium nyitó

előadását *S. S. Zilitinkevich* tartotta, ak a hasonlósági elmélet alkalmazásáról beszélt a nem-stacionárius planetáris határreteg (PHR) modellezésében. A szekció résztvevői átfogó képet kaptak a Csehszlovákiában, NDK-ban és Bulgáriában folyó PHR modellezési tevékenységről. Több beszámoló foglalkozott a SODAR mérések feldolgozásával is. E témakörben meghatározó a moszkvai Légkörfizikai Intézet és a potsdami Meteorológiai Obszervatórium szakembereinek tevékenysége. Több előadás hangzott el a PHR állapota és a légszennyezettség közötti kapcsolatról. Nagy visszhangja volt *V. A. Grigorjan* beszámolójának, ami a légszennyeződésmodellezés örményországi tapasztalataival foglalkozott. A szekcióban három hazai előadásra is sor került. *Tar Károly* (KLTE) a szélenergetikai vizsgálatokról beszélt. A másik két munka az ELTE Meteorológiai Tanszékéről érkezett. Ezek a talajközeli szélprofil elemzésével, illetve a hőmérsékleti és szélsebességi mező, valamint a turbulencia-paraméterek spektrális vizsgálatával foglalkoztak.

A második szekció a légköri cirkulációt, valamint az éghajlat és a hidroszféra kapcsolatait elemezte. Itt *Práger Tamás* a KLFI munkatársa elnökölt. Az általános cirkuláció tanulmányozása még új téma a KAPG együttműködésben. Ezt jelzi az is, hogy a 12 előadás közül mindössze négy volt külföldi. Hiányoztak a konferenciáról a szovjet klímamodellezők is. A külföldi előadók közül *H. F. Graf* a Humboldt Egyetem Meteorológiai Tanszékének kutatója emelkedett ki. A kiváló stílusban tartott előadás a magasabb szélességek sugárzás-deficitjének a monszunra és a ENSO jelenségre gyakorolt hatását elemezte modellszámítások alapján. A nyolc hazai előadás átfogó képet nyújtott az éghajlatmodellezési kutatások eredményeiről.

E színvonalas előadásokat a következők tartották:

Bartholy Judit (KMI): A hemiszférikus hófedettségi mező (1966–83) elemzése és hatása más meteorológiai elemekre globális és regionális skálán.

Mika János (KLFI): A légköri cirkuláció változásai az Atlanti-Európai térségben a globális klímaváltozás következtében.

Mika János, Kovács Eleonóra, Németh Péter, Pálvölgyi Tamás, Rimócziné Paál Anikó (KLFI), *Dávid Aranka, Dunai Sándor* (KMI): Az energiamérleg változása Magyarország felett a globális klímaváltozások tükrében.

Bottyán Zsolt (JATE): Speciális számítógépes software a globális klímaanalízis számára.

Szűcs Zsuzsanna (KMI): Egydimenziós energiaegyensúlyi klímamodellel az északi hemiszféra klímaá vezetének leírására.

Pálvölgy Tamás (KLFI): Az Észak-Atlanti SST anomáliák hatása Európa évszakos éghajlatváltozásaira.

Szalai Sándor (KMI): Energiaegyensúlyi modell az északi hemiszférára.

Práger Tamás (KLFI), *Gyuró György* (ELTE): Az északi félteke hőmérsékleti struktúrájának hatása a kvázi-stacionárius planetáris-hullámszerkezetre.

A „Meteorológia-hidroszféra” szimpózium 3. szekciója az atmoszféra-hidroszféra kölcsönhatásokat elemezte izotópos mérések és hidrometeorológiai információk felhasználásával. A szekció elnöki tisztét *Baranyai Sándor* a VITUKI munkatársa töltötte be. Több előadás foglalkozott a planetáris határretegben, illetve a talajközeli rétegben lezajló hő- és nedvességátvitellel.

Beszámoltak a KUREX-88 expedíciós mérések tapasztalatairól. (1988 nyarán a Kurszk környéki közel 10 000 km²-es területen nemzetközi együttműködéssel elemezték a légkör-felszín kölcsönhatásokat. Komplex meteorológiai és hidrológiai méréseket folytattak, s felmérték a terület növény- és talajviszonyait is.) A különböző izotópos mérések feldolgozásával a csapadék-, folyó- és felszín alatti vizeket elemezték.

A negyedik szekció a talaj-légkör víz-cserével, illetve a talajnedvességgel foglalkozott. A szekcióülésre 10 előadás érkezett; az elnöki feladatokat *Várallyay György* a Talajtani és Agrokémiai Kutatóintézet igazgatója látta el. Több előadás foglalkozott a különböző növényállományok párologtatásával. E témakörben érdekes, több éves múltra visszatekintő kutatásokat végeznek a poszsonyi Geofizikai Intézetben.

A hazai eredményeket három előadás mutatta be.

Erdős László (ELTE) a talajnedvesség változásáról beszélt a talaj- és a klimatológiai feltételek figyelembevételével. A vizsgálatokhoz az Erdőháti Agrometeorológiai Observatóriumban végzett (1951–70) talajnedvesség-profilokat használta fel.

Várallyay György (Talajtani és Agrokémiai Kutatóintézet) a magyarországi talajok hidrofizikai tulajdonságairól és vízmérlegéről tartott

előadást. A harmadik beszámolót szintén a Talajtani és Agrokémiai Kutatóintézet munkatársai, *Rajkai K.* és *Várallyay Gy.* tartották „Vízvisszatartás becslése sós talajokban” címmel.

Az ötödik szekció a vízgyűjtők hidrológiai folyamatainak fizikai-matematikai modellezésével foglalkozott. A szekció levezető elnöke *Bartha Péter* (VITUKI) volt. A 12 előadás a lefolyás modellezésével, a vízgyűjtőre hullott csapadék meghatározásával, az olvadáék vizek lefolyásával, valamint a vízgyűjtőkön bekövetkező antropogén változások (pl. erdők kiterjedésének megváltozása) hatásaival foglalkozott. A hazai hidrometeorológiai kutatásokat két előadás képviselte.

Koppány György és *Pelle László* (JATE) esettanulmányok segítségével elemezték a hegyek felett kialakuló erős csapadékokban a kihullott víz potenciális energiáját. *Bálint Gábor* (VITUKI) a hidrológiai modellek bemenő adatainak előállításáról beszélt.

A hatodik szekció témája a tavak fizikai, kémiai és biológiai modellezése volt. E kutatási irány a KAPG együttműködésben még nem tekint vissza nagy múltra. Mindössze három előadás hangzott el. Megemlítjük, hogy a hazai meteorológiai szolgáltatnál végzett Balaton, Fertő és Velencei-tó kutatási program kellő elméleti és gyakorlati alapot biztosít a kutatási témába való bekapcsolódásra.

A három napig tartó tudományos konferencia jó áttekintést adott a KAPG témakörökben végzett kutatásokról. A néhány közösen szervezett mérési expedíciók kivül azonban nem alakult ki kutatási együttműködés. Így a KAPG, sajnos, elsősorban nem a közös kutatások koordinálására szolgál, hanem csak időről időre fórumot biztosít a kutatóknak saját eredményeik elmondására. Így indokoltá válik az ilyen típusú együttműködések felülvizsgálata. A KAPG tevékenységnek – véleményem szerint – az együttműködésben érdekelt országok ténylegesen közösen végzett kutatásainak szervezése felé kellene elmozdulnia. Olyan témákat választva, melyek megoldása mindegyik együttműködő félnek érdeke.

Weidinger T.

*

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 szemlecikkek 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 lektorál-tatja. A lektor nevét a szerzővel nem közöljük. A kéziratnak a következő formai igényeket kell kielégítenie:

Címresz: 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 cikkre 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 másodikéhoz 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 arab számozással, szövegükkel 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 térítéskéntesen 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 Arab 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. Mészáros Ernő
Szerkesztőség: 1024 Budapest, Kitaibel Pál utca 1.
Levél cím: 1525 Budapest, Pf. 38. Tel.: 135-3500
Kiadja a Pallas Lap- és Könyvkiadó Vállalat, Budapest VII., Lenin körút 9—11. Telefon: 122-1285
Levél cím: 1906 Budapest, Pf. 223
Felelős kiadó: Németh Jenő vezérigazgató
89. 832., Állami Nyomda, Budapest
Felelős vezető: Mihalek Sándor igazgató

INDEX: 26 361

HU ISSN 0324—6329