

much stronger. The number of „small municipalities“ increased accordingly. An important piece of information was discovered by comparing regional variability in the size differentiation of municipalities. While regional differences in structure of municipalities measured by their population size are striking, the differences measured by economic and „complex“ sizes are much smaller. This fact results from the existing network of nodal microregions that cover the whole national territory: it is the polarity of centre-hinterland type which is of most importance, while functional differences even in differently sized non-centres are relatively small. This is why the same general model of local administration could be applied practically in all regions (with possible exception of metropolitan regions).

In order to solve the problem of small municipalities and size inequality of municipalities in general it is essential to search for a compromise between the economic and organizational rationality on the one hand and the local mobilization and emancipation efforts on the other hand. Under democratic conditions, this conflict can hardly be solved by administrative intervention of the state. Given the present political and economic situation of the Czech Republic, such intervention is impossible. It seems, however, that a two-tier organization of local government (and of corresponding state administration) might be a possible solution of the above mentioned conflict. Moreover, such a structure has already been partly formed by the existence of the so-called municipal offices with delegated tasks (numbering less than 400 at present). Suitability of these units for concentration of certain economic and organization-administrative functions is based on their natural integrity – essentially, such units can be identified with elementary nodal regions.

Fig. 1 – Regional Variation of Municipal Size Differentiation (January 1, 1997) – „Municipal Fragmentation Index“. The index is based on the sum of relative shares of three smallest size categories on the total number of municipalities in each district (the share of municipalities with population up to 199 is multiplied by 3, municipalities with population 200 – 499 by 2, and municipalities with population 500 – 999 by 1).

(Pracoviště autorů: katedra sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty UK, Albertov 6, 128 43 Praha 2; Terplan, Myslíkova 20, 120 00 Praha 2.)

Do redakce došlo 18. 11. 1997

Lektorovali Jiří Blažek a Václav Gardavský

RUDOLF BRÁZDIL, PETR ŠTĚPÁNEK

KOLÍSÁNÍ TEPLoty VZDUCHU V BRNĚ V OBDOBÍ 1891 – 1995

R. Brázdil, P. Štěpánek: *Fluctuation of Air Temperature at Brno in 1891 – 1995*. – Geografie-Sborník ČGS, 103, 1, pp. 13 – 30 (1997). – Air temperature series of three weather stations in Brno from different parts of the period 1891 – 1995 were homogenized with the use of Maronna-Yohai and Alexandersson tests. Temperature series of the stations Vienna-Hohe Warte and Hurbanovo were used as reference homogeneous ones. One compiled air temperature series was made for Brno in the above mentioned period from the homogenized series. Long-term changes and periodicity of monthly, seasonal, and annual values of air temperature were examined (smoothing with the Gaussian filter, linear trend, autocorrelation analysis and spectral analysis Blackman and Tukey). The analyses confirmed warming trends in all months ranging from 0.04 (October) to 0.15 (August) °C per 10 years.

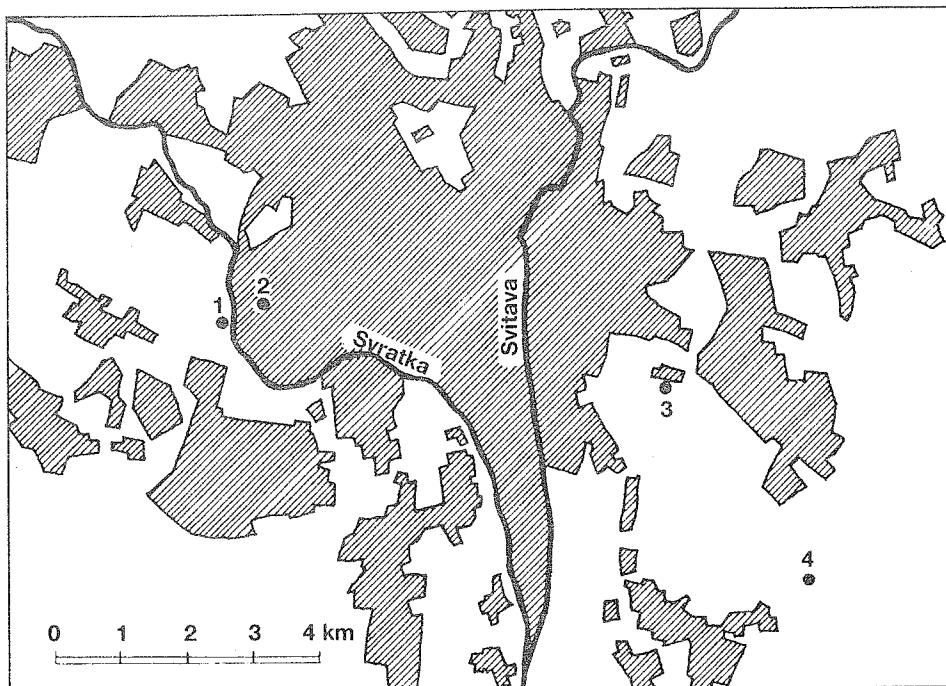
KEY WORDS: Brno – air temperature – homogenization – fluctuation.

Studie vznikla díky finanční podpoře řešení grantu Grantové agentury ČR č. 205/95/0507. Autoři děkují pracovníkům pobočky ČHMÚ v Brně za laskavé zpřístupnění teplotních údajů brněnských stanic.

1. Úvod

Základním předpokladem analýzy kolísání teploty vzduchu je existence dlouhých homogenních řad. Případy narušení homogenity řad teploty vzduchu nejčastěji souvisí s přemístováním stanice, přerušením pozorování, změnami staničního okolí, výměnou pozorovatelů, změnami typu meteorologické budky (viz např. Parker 1994) či pozorovacích termínů (viz např. Böhm 1992). Informace tohoto typu by měly být uváděny v příslušné dokumentaci k dané stanici (tzv. metadata). Při mnohdy neúplných či zcela chybějících metadatech lze existující nehomogenity a jejich významnost detekovat různými testy relativní homogenity a následně provést homogenizaci teplotní řady, která je pak předmětem vlastní statistické analýzy.

Předložený příspěvek je pokusem o aplikaci uvedeného přístupu k analýze kolísání teploty vzduchu v Brně v období 1891 – 1995 na základě měření tří meteorologických stanic, a to Brno-Pisárky, vodárna; Brno-Pisárky, Květná ul. a Brno-Tuřany, letiště. Příspěvek navazuje na práci Brázdila a kol. (1996), v níž byly stručně uvedeny první předběžné výsledky a zkušenosti z homogenizace brněnských teplotních řad.



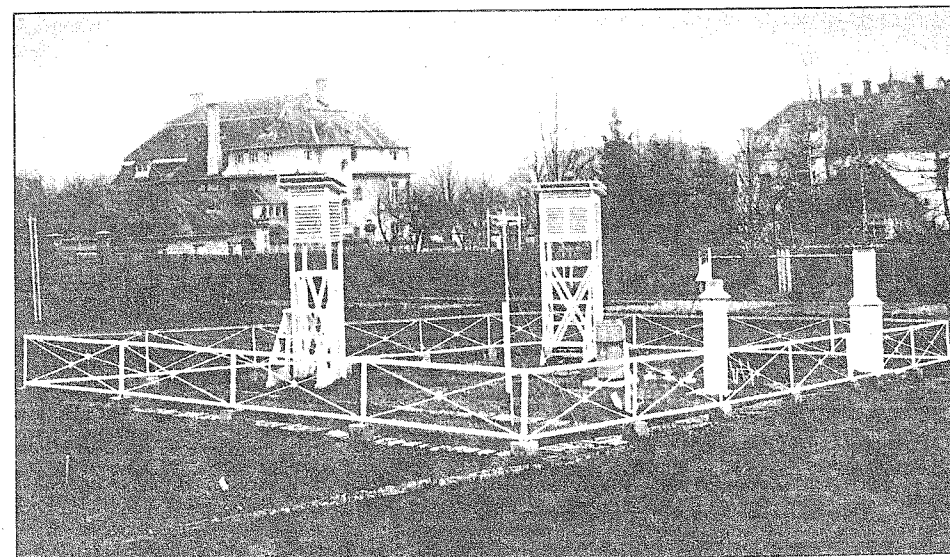
Obr. 1 – Schematická mapka Brna s vyznačením polohy použitých meteorologických stanic: 1 – Brno-Pisárky, 2 – Brno-Květná, 3 – Brno-letišťe (před rokem 1958), 4 – Brno-letišťe (od roku 1958). Šrafovaně je vyznačena souvisle zastavěná plocha.

2. Metadata brněnských stanic

Stanice Brno-Pisárky, vodárna ($H = 204$ m, $\varphi = 49^{\circ}12'$ s. š., $\lambda = 16^{\circ}34'$ v. d. – dále jen Brno-Pisárky) byla lokalizována v areálu městské vodárny, umístěné v dnové části Pisárecké kotliny (obr. 1). Měření teploty vzduchu zde byla prováděna v období 1. 6. 1890 – 31. 5. 1962, přičemž pro válečné události byla přerušena od 27. 4. do 16. 5. 1945. Do 31. 12. 1937 pracovala stanice jako klimatická, poté až do svého zrušení k 1. 1. 1980 jako srážkoměrná. Po celou dobu byla měření teploty vzduchu prováděna v termínech 7, 14 a 21 h středního místního času. Výkazy o pozorováních byly zpracovávány strojnicky vodáry R. Kleinem (1. 6. 1890 – 28. 2. 1922), J. Lukaschem (1. 3. 1922 – 31. 12. 1922), A. Weisssem (1. 1. 1923 – 31. 7. 1925), F. Kozlem (1. 8. 1925 – 31. 12. 1925, 1. 1. 1932 – 31. 1. 1954), B. Trnkou (1. 1. 1926 – 30. 11. 1931) a F. Florianem (1. 7. 1954 – 31. 12. 1965). Do pozorování byli ovšem zapojeni i další strojníci vodárny, střídající se ve směnách. Z inspekci prováděných na stanici plyne nestandardní umístění teploměru (nejméně do roku 1920) a časté změny polohy stanice v prostoru vodárny. Podle inspekce z 9. 5. 1907 byly teploměry umístěny ve velké dřevěné budce (snad 1,6 m nad zemí), pod velkým stromem. Další inspekce z 26. – 27. 3. 1915 uvádí vedle poškozené škalý teploměru jeho umístění v plechové budce na kmeni stromu (1,3 m nad zemí), přičemž dokola byla žaluziová dřevěná budka. To potvrzuje i zápis dr. A. Gregora z inspekce z 8. 8. 1920, kde polohu budky charakterizuje následo-

vně: „Besídka obrostlá hustě divokým vínem, v koutu zahrady na vzdušném sice místě, avšak poněvadž teploměry jsou ještě v plechové budce, je ventilace nedostatečná. Toto umístění 3 měsíce. Dříve v plechové budce připevněné na strom na západní straně domu bylo mnohem vzdušnější (r. 1906 viděl dr. Schlein) a slunce bylo zastíněno vysokým stromem na JZ odtud zasazeným. Ten však se skácel, takže by bylo slunce na budku svítalo; z toho důvodu dány přístroje s budkou do besídky. Nařídil jsem vyvěsit budku na N stranu besídky ven. Bylo by třeba stanici nově zřídit a dáti anglickou budku.“ V meteorologických výkazech udával R. Klein do října 1916 výšku teploměru 1,3 m nad zemí, poté 1,7 m nad zemí. Podle další Gregorovy inspekce z 12. 11. 1926 je „stanice nyní na jiném místě v žaluziové budce, budka 2 m nad zemí, postavení správné“. Další inspekce V. Balkeho z 11. 12. 1941 konstatuje, že teploměr je umístěn ve velké dřevěné žaluziové budce (1,8 m nad zemí), která je na volném prostranství (60 m od ventilačních překážek). Zároveň ale uvádí, že suchý teploměr má rozbitý skleněný obal a že stupnice je místy nečitelná. M. Čermáková při kontrole stanice 18. 5. 1944 konstatovala, že poloha stanice se nezměnila, pracuje bezchybně a její zařízení je ve velmi dobrém stavu. Podle dalšího inspekčního zápisu z 3. 3. 1961, kdy se „pozorovatelé velmi divili, že nikdo nenavštívil stanici během 20 let“, se jen konstatuje, že stanice pracuje dobře, přičemž z další inspekce z 20. 4. 1961 se uvádí jen poloha teploměru 2 m nad zemí.

Stanice Brno-Pisárky, Květná ul. ($H = 223$ m, $\varphi = 49^{\circ}12'$ s. š., $\lambda = 16^{\circ}34'$ v. d., dále jen Brno-Květná – obr. 2) byla založena na popud prof. Václava Nováka, přednosty agropedologické a agrometeorologické sekce bývalého Moravského zemského výzkumného ústavu zemědělského, působícího do roku 1939 jako správce stanice. Byla umístěna na volném prostranství v zahradě ústavu, v mírném svahu s jižní expozicí, který jako součást úpatní části komplexní vyvýšeniny Masarykovy čtvrti přechází do Pisárecké kotliny. Širší okolí stanice bylo charakterizováno vilovou zástavbou. Pozorování na stanici



Obr. 2 – Celkový pohled na stanici Brno-Pisárky, Květná ulice ze třicátých let (foto archiv autorů)

v období od 1. 8. 1922 do 31. 12. 1971 bylo přerušeno pouze od 25. 4. do 6. 5. 1945 během bojů o Brno a 1. – 5. 1. 1965 při změně pozorovatele. Do roku 1945 působili na stanici jako pozorovatelé kancelářští úředníci J. Jobánek (1. 8. 1922 – 31. 7. 1941), F. Sedláček (1. 12. 1924 – 30. 9. 1925), F. Adámek (1. 11. 1925 – 31. 8. 1926), F. Pospíšil (1. 9. 1926 – 31. 7. 1941) a J. Minařík (1. 4. 1940 – 31. 10. 1945). Podle inspekčních záznamů dr. A. Gregora z 12. 11. 1926, 20. 12. 1932 a 29. 11. 1938 byly přístroje a měření na stanici na velmi dobré úrovni. Ve zprávě o inspekcí z roku 1932 Gregor dokonce uvádí: „Stanice působí na návštěvníka nejlepším dojmem. Je to nejpečlivěji vedená stanice ze všech, co jsem dosud viděl.“ Podle zápisu z roku 1938 byl východně od stanice postaven velký činžovní dům, který zvýšil zastínění slunoměru. P. Hruběš uvádí v inspekčním protokolu z 30. – 31. 5. 1941, že „stanici teploměr v dobrém stavu je 1,8 m nad zemí, budka je celý rok ozářena sluncem, asi 18 m od ventilační překážky – skleníku, čtení teplot pozorovatel je naprosto jisté, výborně vedená a vzorně udržovaná stanice.“ Od 1. 11. 1945 pozoroval na stanici až do 31. 12. 1964 zahradník F. Kala. Ze stručných zpráv o prováděných inspekcích lze uvést konstatování, že „stanice pracuje vcelku velmi dobře“ (17. 8. 1954), „stanice je ve vzorném pořádku“ (6. 9. 1955), „žaluziová budka staršího typu, nátěr oprýskaný, přístroje v pořádku“ (1. 4. 1960) a že pozorovatel „pozorování vykonává svědomitě“ (15. 12. 1962). Po F. Kalovi prováděla pozorování do 31. 12. 1971 Š. Matějčková a patrně došlo ke zhoršení kvality pozorování. Vedle zcela obecných závěrů z inspekce ze 13. 12. 1968 se konstatuje v další zprávě (17. 2. 1970) dobrý stav přístrojů a nutnost dodržování pozorování maximálních a minimálních teplot vzduchu.

Stanice Brno-Tuřany, letiště (H = 238 m, $\varphi = 49^{\circ}09'$ s. š., $\lambda = 16^{\circ}42'$ v. d. – dále jen Brno-letišť) měří od 14. 4. 1958 v prostoru brněnského letiště, kam byla stanice přemístěna asi z 4 km na severozápad situovaného starého letiště ve Slatině (H = 246 m, $\varphi = 49^{\circ}11'$ s. š., $\lambda = 16^{\circ}39'$ v. d.). Na starém letišti, kde již v roce 1925 byla zřízena Státním ústavem meteorologickým povětrnostní služba, byla pozorování přerušena v září 1939 a obnovena byla od 1. 6. 1946. Podle záznamu z 18. 4. 1947 byly teploměry umístěny 2 m nad zemí v žaluziové budce, asi ve vzdálenosti 100 m od letištních objektů. Dotazník stanice z Brna-Tuřan z 5. 4. 1958 pak uvádí žaluziovou budku 35 m před budovou zabezpečovací služby a 20 m od vyhlídkového prostoru. Na stanici se od jejího zřízení dosud vystřídala celá řada pozorovatelů, z nichž nejdéle pozorovali zejména J. Hrbek (1. 7. 1955 – 31. 12. 1971), B. Kolodín (1. 7. 1956 – 31. 12. 1984), B. Kokojan (1. 12. 1957 – 30. 9. 1979, 1. 2. 1987 – 30. 6. 1989), V. Raus (1. 10. 1960 – 30. 11. 1974), J. Hvězda (1. 1. 1968 – dosud) a V. Procházka (1. 6. 1979 – 31. 5. 1990), přičemž dlouholetým správcem stanice byl V. Rezek. Pozorování byla přerušena v době obsazení republiky vojsky Varšavské smlouvy 21. 8. – 3. 9. 1968. Z pozorovacích výkazů plynou výměny přístrojů, jejich drobnější závady či výpadky a instalace nové meteorologické budky 25. 10. 1976.

3. Homogenizace teplotních řad

3.1 Kontrola údajů a doplňování

Podle měsíčních výkazů meteorologických pozorování stanic Brno-Pisárky a Brno-Květná, archivovaných v ČHMÚ Brno, byla nejdříve provedena kontrola správnosti vypočtených měsíčních teplotních průměrů. Metodou dife-

rencí pak byly porovnány odpovídající průměry jednotlivých měsíců, přičemž znovu byly prověřovány měsíce vykazující větší teplotní diferencii. Přitom bylo např. zjištěno, že zcela smyšlená jsou měření z Brna-Pisárek z listopadu roku 1938. Takto opravené řady doplněné o pozorování profesionální stanice Brno-letišť byly použity pro další zpracování.

3.2 Testování relativní homogenity

Danou klimatickou řadu lze považovat za homogenní v případě, že kolísání jejich hodnot je podmíněno jen kolísáním počasí a podnebí. O relativní homogenitě s ohledem na jinou řadu (homogenní) se hovoří tehdy, jestliže diference (teplota vzduchu) popř. podíly (srážky) odpovídajících si dvojic hodnot tvoří řadu náhodných čísel, která vyhovuje zákonu chyb (Conrad, Pollak 1950). K testování relativní homogenity teplotních řad se používá mnoho různých metod, které popsali např. Mitchell, ed. (1966), Craddock (1979), Schönwiese a Malcher (1985), Easterling a Peterson (1995). Mnoho z nich ovšem neumožňuje stanovit statistickou významnost dané nehomogenity. Proto pro použití v této práci byl vybrán jednak bivariační test (Bivariate Test) Maronny a Yohaie (1978), jehož aplikaci pro homogenizaci srážek uvedl Potter (1981), jednak standardní normální test homogenity (Standard Normal Homogeneity Test – SNHT) Alexanderssona (1986), použitý rovněž pro srážky. Poslední test (viz také Alexandersson 1995; Alexandersson, Moberg 1997) byl použit např. při homogenizaci švédských teplotních řad (Moberg 1996; Moberg, Alexandersson 1997).

3.2.1 Bivariační test Maronny a Yohaie

Nechť $\{x_i, y_i\}$ je řadově nezávislá následnost n dvourozměrných náhodných vektorů, kde každý vektor má bivariační normální rozdělení. Nulová hypotéza H_0 pro bivariační test je dána vztahem:

$H_0: \{x_i, y_i\}$ mají všechny stejné bivariační normální rozdělení $N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho)$ se všemi parametry neznámými.

Pro alternativní hypotézu H_1 platí:

$H_1: \text{pro } 0 < i_0 < n \text{ a } d \neq 0 - \text{rozdělení } \{x_i, y_i\} \text{ je } N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho) \text{ pro } i \leq i_0$
a $N(\mu_x, \mu_{y+d}, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho)$ pro $i > i_0$.

N značí normální rozdělení, hodnoty μ odpovídají průměrům, σ směrodatným odchylkám a ρ korelačnímu koeficientu obou základních souborů.

Pravděpodobnostní test poměrů (likelihood ratio test) H_0 oproti H_1 je založen na následujících statistikách:

$$X_i = 1/i \sum_{j=1}^i x_j, \quad Y_i = 1/i \sum_{j=1}^i y_j,$$

$$\mathbf{X} = \mathbf{X}_n, \quad \mathbf{Y} = \mathbf{Y}_n,$$

$$S_x = \sum_{j=1}^n (x_j - \mathbf{X})^2, \quad S_y = \sum_{j=1}^n (y_j - \mathbf{Y})^2,$$

$$S_{xy} = \sum_{j=1}^n (x_j - \mathbf{X})(y_j - \mathbf{Y}),$$

$$F_i = S_x - (X_i - \mathbf{X})^2 ni / (n - i), \quad i < n,$$

$$D_i = [S_x(\mathbf{Y} - Y_i) - S_{xy}(\mathbf{X} - X_i)] n / [(n - i) F_i],$$

$$T_i = [i(n-i) D_i^2 F_i] / (S_x S_y - S_{xy}^2).$$

Testovací kritérium je dáno vztahem:

$$T_0 = \max_{i < n} \{T_i\}.$$

Nulová hypotéza H_0 se zamítá, je-li T_0 větší než nějaká konstanta k (tab. 1) a danou řadu považujeme za nehomogenní. Hodnota i , pro kterou je T_i maximální, je maximální pravděpodobnostní odhad i_0 . D_{i_0} je maximální pravděpodobnostní odhad pro d . D_i je právě rozdíl mezi regresním odhadem pro Y_i a aktuální hodnotou. Hodnota D_i při i_0 , tzn. roku předcházejícímu určený rok změny průměru, udává velikost změny. Očekává se, že D_i bude v absolutní hodnotě největší v roce, který předchází posunu v průměru.

Aplikace Maronna – Yohai testu předpokládá řadovou nezávislost a dvou-rozměrné normální rozdělení. Rovněž se předpokládá, že řada je stacionární s výjimkou možného skoku v průměru řady $\{y_j\}$. Zatímco podmínka normality je v případě teplotních řad splněna, problematická je řadová nezávislost. Za předpokladu nulové hypotézy $N(0, 0, 1, 1, \rho)$ jsou kritické hodnoty v tab. 1 nezávislé na ρ . K tomu je třeba normovat $\{x_j\}$ a $\{y_j\}$ jejich průměry a směrodatnými odchylkami. Bivariační test se heuristicky podobá analýze homogenity pomocí dvojné součtové čáry (double mass analysis).

3.2.2 Standardní normální test homogenity podle Alexanderssona

Řada $\{q_j\}$ diferencí mezi řadou testovanou a referenční (homogenní) je normována podle vztahu:

$$z_i = (q_i - \bar{q}) / s_q,$$

kde \bar{q} je hodnota aritmetického průměru diferencí $\{q_j\}$, s_q je směrodatná odchylka této řady (s vahou $n-1$, což ovlivňuje testovací kritérium a hladiny významnosti).

Nulová hypotéza H_0 a alternativní hypotéza H_1 jsou definovány následovně:

$$\begin{aligned} H_0: & Z \in N(0,1) \text{ pro všechna } i, \\ H_1: & Z \in N(\mu_1, 1) \text{ pro } i \leq v, \\ & Z \in N(\mu_2, 1) \text{ pro } i > v, \end{aligned}$$

kde $1 \leq v < n$ a $\mu_1 \neq \mu_2$. $Z \in N(0,1)$ značí, že Z má normální rozdělení s nulovým průměrem a jednotkovou směrodatnou odchylkou. Takto se předpokládá, že řada diferencí může být popsána normálním rozdělením a že možný zlom je jednoduchý a spočívá pouze v posunu průměru.

Testovací kritérium T_0 se získá ze vztahu:

$$T_0 = \max_{1 \leq v < n} [v z_1^2 + (n-v) z_2^2],$$

kde $z_1 = 1/v \sum_{i=1}^v z_i$, ($\mu_1 = z_1$),

$$z_2 = 1/(n-v) \sum_{i=v+1}^n z_i, (\mu_2 = z_2).$$

Tab. 1 – Kritické hodnoty k testu Maronna – Yohai pro hladinu významnosti $\alpha=0,05$ a rozsah řady n (Potter 1981)

n	10	15	20	30	40	70	100
k	6,8	7,4	7,8	8,2	8,7	9,3	9,3

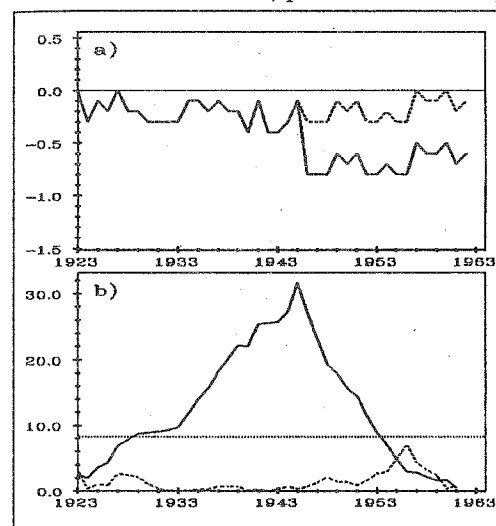
Tab. 2 – Kritické hodnoty k Alexanderssonova testu pro hladinu významnosti $\alpha=0,05$ a rozsah řady n (Alexandersson 1986)

n	25	50	75	100	150	200	250	300
k	7,75	8,55	8,95	9,15	9,35	9,55	9,70	9,80

Je-li hodnota T_0 větší než určitá kritická hodnota k (tab. 2), zamítá se H_0 a řadu považujeme za nehomogenní na dané hladině významnosti α . Hodnota i určuje rok, ve kterém s největší pravděpodobností došlo ke zlomu (přesněji řečeno, je to poslední rok s prvním průměrem μ_1). Rozdíl průměrných diferencí q_1 a q_2 před a po možném zlomu udává odpovídající opravu řady D_i (zde počítána z 20 let před a 20 let po změně).

3.3 Aplikace testů

Popsané algoritmy pro testování relativní homogenity byly zpracovány do podoby statistického software Štěpánkem (1996). Aplikace Alexanderssonova testu na příkladu testování homogenity průměrných teplot vzduchu jara na stanicích Brno-Pisárky a Brno-Květná je zřejmá z obr. 3. Nehomogenita Brna-Pisárek od roku 1946, patrná v náhlém poklesu diferencí mezi oběma stanice-



Obr. 3 – Příklad testování relativní homogenity průměrných jarních teplot vzduchu na stanicích Brno-Květná (homogenní řada) a Brno-Pisárky (testovaná řada): a) difference obou řad ($^{\circ}\text{C}$), b) grafické vyjádření hodnot T_i testu Alexanderssona (plná čára – před homogenizací, čárkovaná – po homogenizaci); tečkovaná je vyznačena kritická hodnota k pro $\alpha=0,05$.

mi (obr. 3a) a ve vrcholu hodnot testovacího kritéria (obr. 3b) je odstraněna opravou o $0,5^{\circ}\text{C}$.

K testování relativní homogenity řad průměrných měsíčních teplot vzduchu tří brněnských stanic byly jako referenční použity homogenizované teplotní řady rakouské stanice Vídeň-Hohe Warte (Böhm 1992) a slovenské stanice Hurbanovo (Kundisová a kol. 1992; Lapin 1996), stejně jako průměrovaná řada z obou těchto stanic (dále ViHu). Z metadat stanice Brno-Květná nevyplývají skutečnosti svědčící o narušení homogenity měření. To potvrdila i aplikace obou testů. Tak např. podle bivariačního testu s referenční vídeňskou řadou (období 1923 – 1971) při korelačních koeficientech v rozmezí 0,92 – 0,99 byly významné roky změny detekovány v červenci (1951), září (1950) a v říjnu (1945), podle řady ViHu při stejném rozmezí korelačních

Tab. 3 – Výsledky testování relativní homogenity řad teploty vzduchu stanic Brno-Pisárky a Brno-letišť. Vysvětlivky: index A – test Alexanderssona, index $M-Y$ – test Maronna-Yohai, i – první rok změny, D – oprava podle testu ($^{\circ}C$), D_s – skutečně použitá oprava ($^{\circ}C$), r_1 (r_2) korelační koeficient řad před homogenizací (po homogenizaci).
a) Brno-Pisárky (referenční stanice Brno-Květná; období 1923 – 1962; oprava o D_s od roku 1946 do současnosti; výsledky obou testů jsou úplně stejné, proto je uveden pouze jeden)

Měsíc	i_A	D_A	D_s	r_1	r_2
I	1946	0,3	0,3	0,998	0,994
II	1947	0,3	0,3	0,998	0,999
III	1946	0,3	0,3	0,995	0,998
IV	1946	0,5	0,5	0,985	0,995
V	1946	0,5	0,5	0,982	0,995
VI	1940	0,3	0,2	0,985	0,989
VII	1946	0,3	0,3	0,980	0,989
VIII	1943	0,3	0,3	0,979	0,988
IX	1940	0,4	0,3	0,985	0,989
X	1948	0,2	0,2	0,993	0,996
XI	1946	0,3	0,3	0,990	0,996
XII	1946	0,3	0,3	0,996	0,999

b) Brno-letišť (referenční řada ViHu, období 1947 – 1995, oprava o D_s od roku 1958 resp. 1959 do minulosti)

Měsíc	i_A	D_A	i_{M-Y}	D_{M-Y}	D_s	r_1	r_2
I	–	–0,5	–	–0,4	–0,4	0,984	0,987
II	–	–0,5	–	–0,6	–0,5	0,984	0,985
III	1961	–0,5	1961	–0,6	–0,6	0,981	0,985
IV	1954	–0,5	1954	–0,6	–0,4	0,975	0,978
V	1955	–0,6	1955	–0,6	–0,6	0,964	0,974
VI	1951	–1,0	1951	–0,9	–0,6	0,937	0,957
VII	1954	–1,2	1950	–0,9	–0,6	0,957	0,968
VIII	1954	–0,7	1954	–0,8	–0,4	0,940	0,948
IX	1950	–0,8	1950	–1,0	–0,3	0,971	0,971
X	1952	–0,7	1952	–0,7	–0,4	0,967	0,974
XI	1960	–0,4	1960	–0,5	–0,5	0,972	0,977
XII	1954	–0,7	1954	–0,6	–0,4	0,970	0,975

koeficientů jen v červenci (1960). Protože nalezené roky změny nemají opodstatnění v metadatech a mají zjevně náhodný charakter, je řada stanice Brno-Květná považována za relativně homogenní.

Poté byla testována se zřetelem na Brno-Květnou stanice Brno-Pisárky (období 1923 – 1962). Významná nehomogenita byla detekována v roce 1946 s výjimkou února (1947), srpna (1943), října (1948), června a září (1940) (tab. 3a). Výsledky obou použitých testů jsou přitom úplně stejné. Také porovnání s Vídní ukázalo na významnou změnu od roku 1946. I když toto narušení homogenity pozorování v Brně-Pisárkách neplyne z metadat, nelze pochybovat o jeho reálnosti a proto byly všechny měsíce homogenizovány opravou řad od roku 1946.

Protože v případě Brna-letišť došlo v roce 1958 k přemístění stanice, které bylo patrné při testování podle Brna-Květné (1947 – 1971), byla teplotní řada z letiště homogenizována opravou údajů před rokem 1959 (leden – březen) resp. 1958 (zbylé měsíce). Použitá oprava D_s však byla s ohledem na délku řad vypočtena podle řady ViHu, indikující jinak nehomogenity v širokém rozmezí let 1950 – 1961 (tab. 3b).

Další testování obou opravených brněnských řad již neukázalo na systematickou změnu. Tak např. při testování se stanicí Vídeň-Hohe Warte vykazala řada Brna-Pisárek (1891 – 1962) nehomogenitu pouze v dubnu (1924), u Brna-letišť (1947 – 1995) podle obou testů jen v červenci (1949) a podle SNHT ještě v červnu (1950) a září (1948). Přesto byla letištní stanice pro zpracování kompilované řady brána až od roku 1950.

3.4 Sestavení kompilované brněnské teplotní řady

Tři brněnské teplotní řady pochopitelně vykazují ve společných obdobích velký stupeň shody, signalizovaný vysokými hodnotami korelačních koeficientů. Pro hodnocení kolísání teploty vzduchu je však nevýhodná časová roztržitost těchto řad (nejdelší řada Brna-Pisárek pokrývá pouze 71 let období 1891 – 1995), která neumožňuje vyhodnotit kolísání v dlouhodobějším kontextu. Proto byla sestavena kompilovaná teplotní řada, navazující na měření teploty vzduchu na brněnském letišti, která na rozdíl od Brna-Pisárek a Brna-Květné dále pokračují. Pro společné období homogenizovaných teplotních řad Brna-Pisárek a Brna-letišť (1950 – 1961) byly vypočteny odpovídající průměrné teplotní difference, o něž byly opraveny hodnoty řady Brna-Pisárek před rokem 1950. Kompilovaná řada tak vznikla spojením opravených hodnot Brna-Pisárek v období 1891 – 1949 a opravených (do roku 1958 resp. 1959) a skutečně měřených (od roku 1958 resp. 1959) teplot vzduchu na stanici Brno-letišť. Její homogenita byla opět ověřována testováním s řadami Vídně, Hurbanova a ViHu (tab. 4). Oba testy udaly při testování s Vídní významný rok změny v lednu (1905) a říjnu (1945), podle SNHT navíc v květnu (1903), červnu (1901) a září (1950). Naproti tomu při testování s řadou ViHu nevykázaly oba testy dokonce při vyšších korelačních koeficientech žádnou vý-

Tab. 4 – Výsledky testování relativní homogenity kompilované teplotní řady Brna (KTR) s řadami Vídně (Vi), Hurbanova (Hu) a průměrnou řadou (ViHu). Vysvětlivky viz tab. 3, r – korelační koeficient dané dvojice řad.

Měsíc	KTR – Vi			KTR – Hu			KTR – ViHu		
	i_A	i_{M-Y}	r	i_A	i_{M-Y}	r	i_A	i_{M-Y}	r
I	1905	1905	0,982	1915	1917	0,954	1915	1915	0,980
II	–	–	0,982	–	–	0,960	–	–	0,982
III	–	–	0,979	–	–	0,954	–	1971	0,982
IV	–	–	0,970	–	–	0,960	1924	1924	0,974
V	1903	–	0,965	–	–	0,955	–	–	0,969
VI	1901	–	0,946	1901	1901	0,947	1901	1901	0,959
VII	–	–	0,947	1989	1989	0,934	1989	1989	0,951
VIII	–	–	0,938	1971	1971	0,914	–	–	0,949
IX	1950	–	0,947	–	1972	0,959	–	–	0,971
X	1945	1945	0,956	–	–	0,941	–	–	0,968
XI	–	–	0,959	1910	–	0,948	1910	–	0,970
XII	–	–	0,960	–	–	0,941	1901	–	0,972
XII – II	–	–	0,980	–	–	0,958	–	–	0,980
III – V	–	–	0,974	1980	1980	0,952	–	–	0,974
VI – VIII	–	–	0,938	1981	1981	0,918	–	–	0,941
IX – XI	1946	1946	0,955	1975	1975	0,950	1923	–	0,971
I – XII	1927	1927	0,972	1980	1981	0,945	1923	1923	0,976

znamnou nehomogenitu v květnu, v říjnu a v září. S ohledem na nejednoznačnost výpovědi použitých testů již další opravy kompilované řady prováděny nebyly. Z měsíčních teplot vzduchu pak byly vypočteny průměrné sezónní a roční teploty, které byly také testovány (tab. 4).

3.5 Poznámky k testování relativní homogenity a homogenizaci

Řada provedených experimentů s použitými testy relativní homogenity a různými referenčními stanicemi ukázala na několik problémů:

a) Výběr homogeních řad. Použití různých homogeních řad detekuje zpravidla odlišné nehomogenity. Dokonce i testování řad, považovaných za homogenní, ukazuje statisticky významné nehomogenity. Např. pro stanice Vídeň a Hurbanovo (1891 – 1995) se objevily v červenci (1977), srpnu (1978), září (1970) a říjnu (1945). Jistým řešením zeslabení vlivu jednotlivých referenčních stanic je výpočet referenční řady z několika okolních stanic postupem popsáným Alexanderssonem (1986).

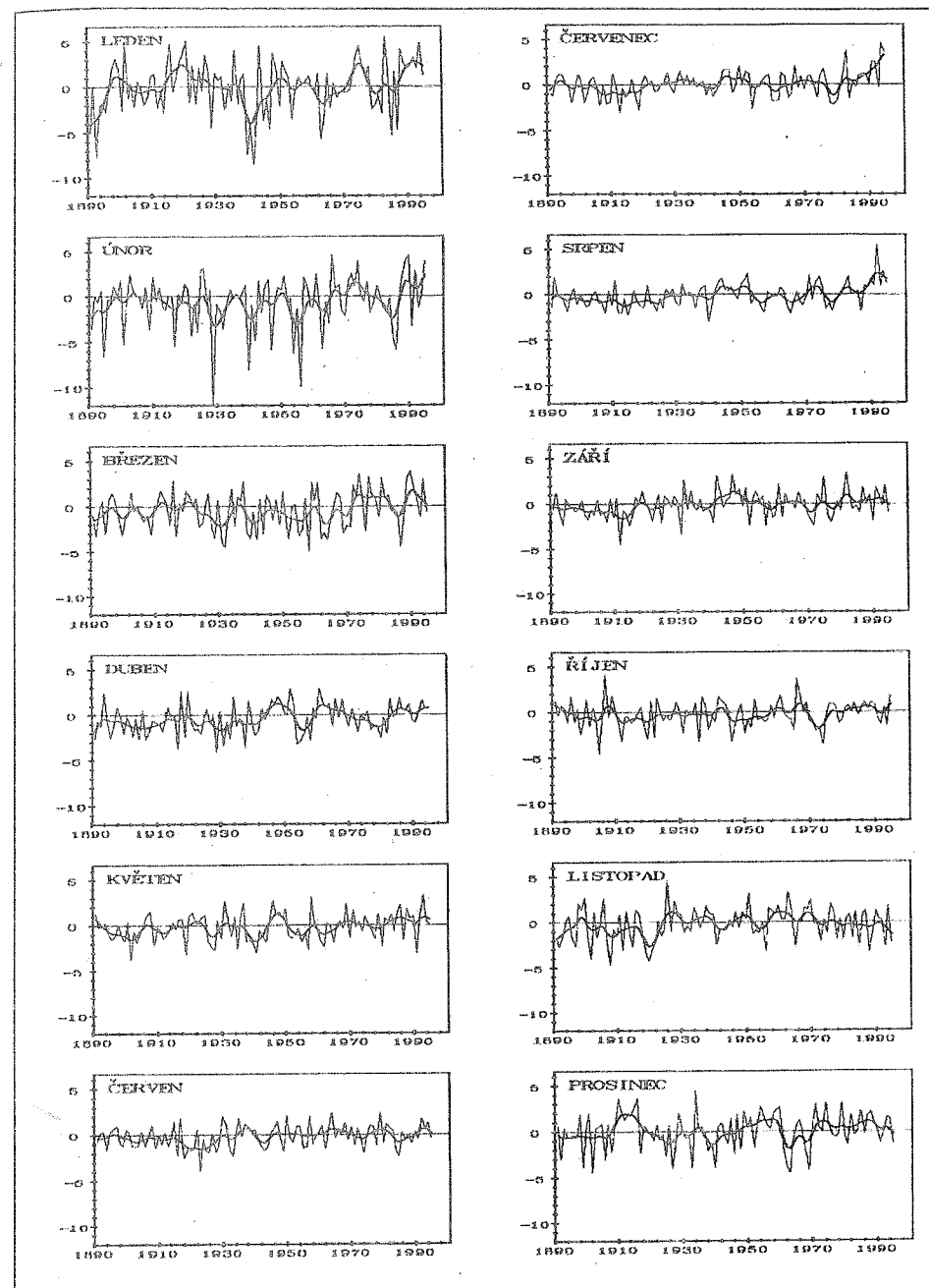
b) Vypovídací schopnost testů. Při testování relativní homogenity je třeba upřednostňovat testy umožňující posoudit statistickou významnost zjištěné nehomogenity. Ačkoliv oba použité testy dávají převážně analogické výsledky při detekci staticky významné nehomogenity, mohou být někdy jejich výpovědi protichůdné.

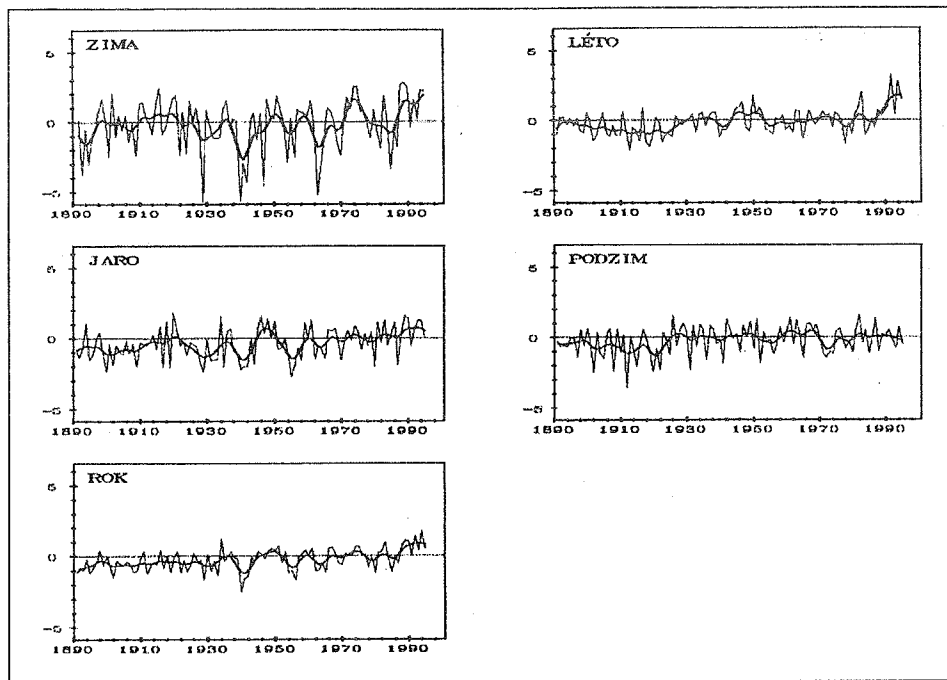
c) Poplatnost charakteru testovaných řad. Nehomogenity zjištěné v řadách měsíčních teplot vzduchu nenachází nutně vyjádření v řadách z nich vypočtených (např. sezónní a roční teploty vzduchu). Stejně tak relativní homogenita řad měsíčních hodnot nevyklučuje, že v sezónní či roční řadě může být detekována statisticky významná nehomogenita.

Tab. 5 – Vybrané statistické charakteristiky kompilované teplotní řady Brna v období 1891 – 1995. Vysvětlivky: \bar{x} – průměr, s – směrodatná odchylka, ka – koeficient asymetrie, $kš$ – koeficient špičatosti, MIN – nejnižší hodnota a rok výskytu, MAX – nejvyšší hodnota a rok výskytu, x_1 – dolní kvartil, x_2 – medián, x_3 – horní kvartil.

Měsíc	\bar{x}	s	ka	$kš$	MIN	Rok	MAX	Rok	x_1	x_2	x_3
I	-2,5	2,9	-0,52	0,25	-11,0	1942	3,0	1983	-4,5	-2,2	-0,5
II	-0,9	2,9	-1,20	2,36	-12,2	1929	4,3	1966	-1,7	-0,6	0,8
III	3,3	2,1	-0,13	-0,75	-1,2	1958	7,6	1990	1,6	3,5	4,8
IV	8,6	1,6	-0,03	-0,40	4,9	1923	11,9	1952	7,5	8,6	9,7
V	13,7	1,5	0,00	-0,33	10,1	1902	17,2	1993	12,5	13,7	14,7
VI	16,8	1,2	-0,11	-0,23	13,1	1923	19,4	1964	15,8	16,8	17,6
VII	18,5	1,4	0,33	0,81	15,4	1913	23,1	1994	17,6	18,5	19,5
VIII	18,0	1,3	0,78	2,11	15,1	1940	23,6	1992	17,0	17,9	18,8
IX	14,2	1,4	0,03	0,50	9,8	1912	17,7	1982	13,3	14,1	15,1
X	8,8	1,5	-0,14	0,76	4,5	1905	13,3	1907	8,0	8,8	9,9
XI	3,3	1,8	-0,16	-0,18	-1,2	1908	8,1	1926	2,0	3,5	4,6
XII	-0,5	2,0	-0,44	0,05	-5,2	1963	3,9	1934	-1,3	-0,3	0,9
XII – II	-1,3	1,8	-0,92	0,81	-6,8	1929	1,7	1989	-2,2	-0,9	-0,2
III – V	8,5	1,1	-0,01	-0,82	6,2	1955	10,7	1920	7,7	8,5	9,4
VI – VIII	17,8	0,9	0,65	1,53	15,7	1913	21,1	1992	17,1	17,7	18,3
IX – XI	8,7	1,0	-0,59	0,29	5,4	1912	10,6	1926	8,2	8,9	9,5
I – XII	8,4	0,7	-0,08	0,15	6,2	1940	10,4	1994	7,9	8,5	9,0

d) Nehomogenity a metadata. Nelze akceptovat mechanickou homogenizaci teplotních řad striktně podle výsledků daného testu. Oprávněné jsou opravy podložené metadaty stanice popř. nezpochybnitelné nehomogenity (projevující se jako významné i nevýznamné ve větším počtu období).





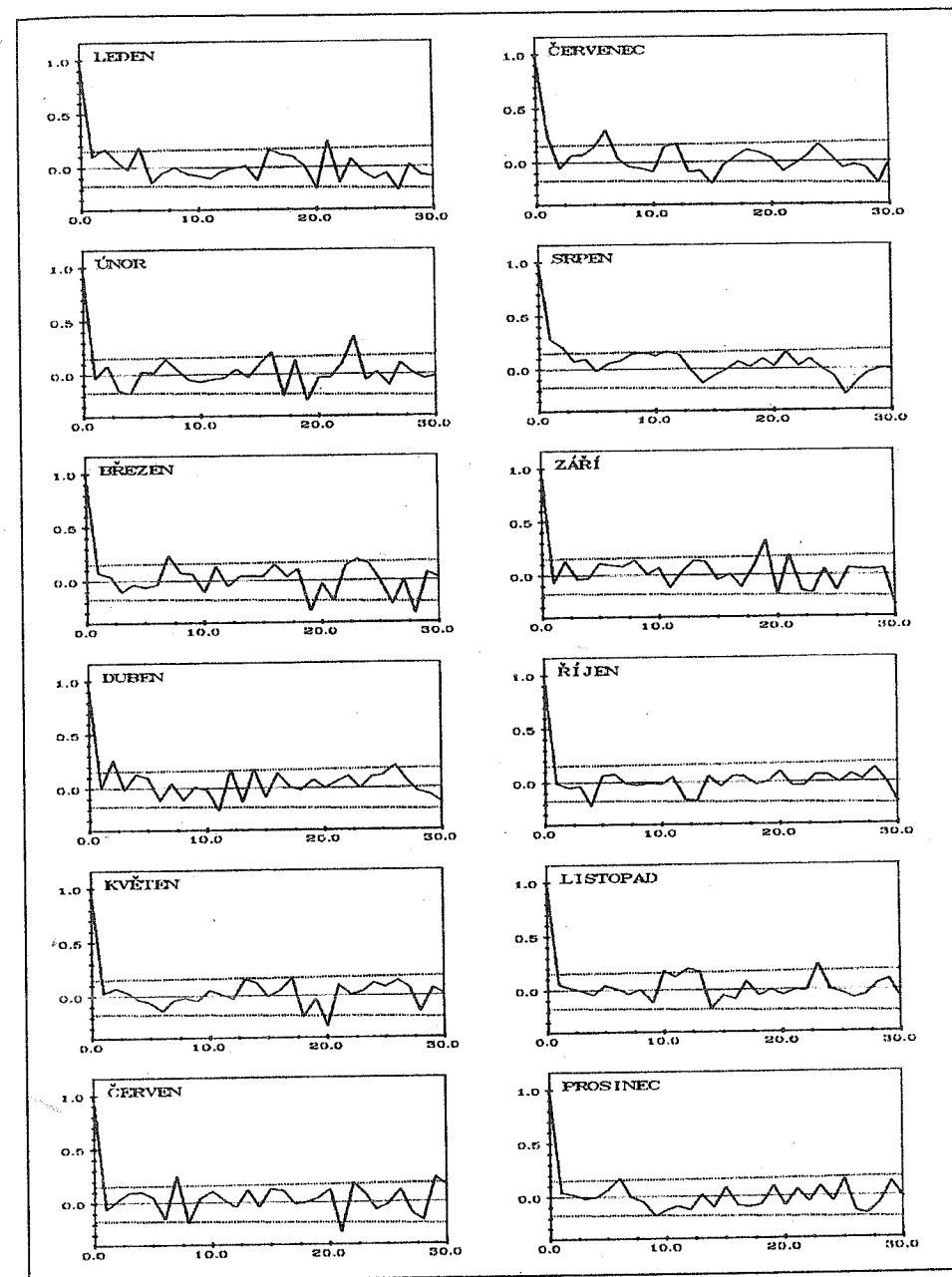
Obr. 4 – Kolísání anomálií teploty vzduchu (°C; referenční období 1961 – 1990) v Brně podle kompilované teplotní řady v období 1891 – 1995. Shlazeno Gaussovým filtrem pro 10 let (tučná čára).

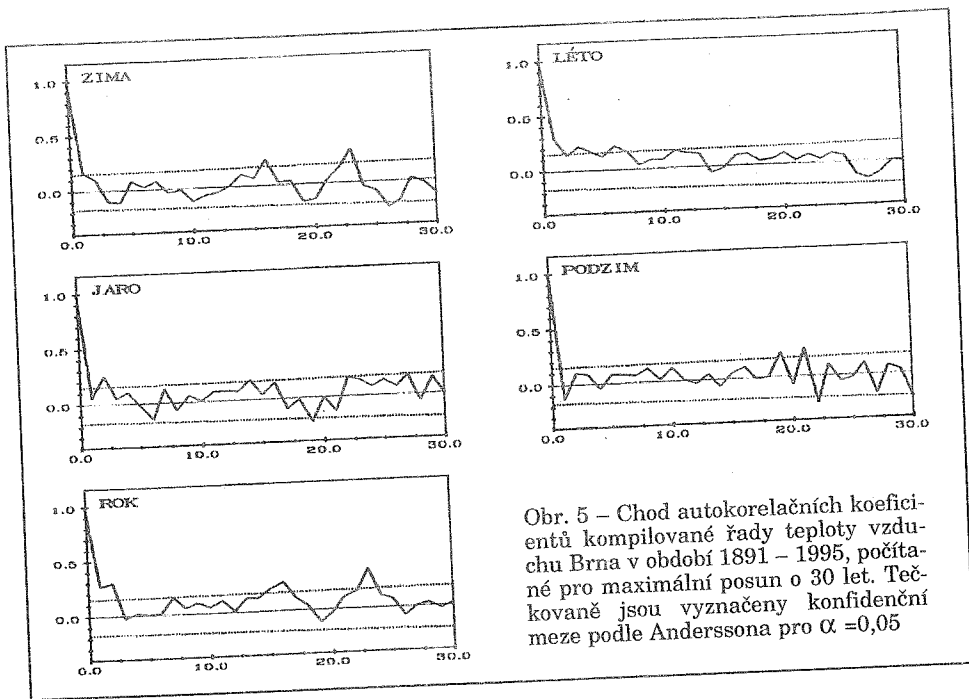
Tab. 6 – Hodnoty lineárního trendu teploty vzduchu (°C/10 let) pro kompilovanou řadu Brna (KTR), Vídeň-Hohe Warte (Vi), Hurbanovo (Hu) a Prahu-Klementinum (PK) v období 1891 – 1995, * – statisticky významné trendy podle *t*-testu pro $\alpha = 0,05$

Měsíc	KTR	Vi	Hu	PK
I	0,141*	0,179*	0,206*	0,183*
II	0,113	0,106	0,125	0,107
III	0,115*	0,097	0,082	0,154*
IV	0,125*	0,117*	0,131*	0,168*
V	0,093*	0,109*	0,090*	0,129*
VI	0,074*	0,087*	0,101*	0,098*
VII	0,128*	0,134*	0,102*	0,141*
VIII	0,151*	0,181*	0,116*	0,153*
IX	0,102*	0,137*	0,090*	0,122*
X	0,041	0,090*	0,024	0,128*
XI	0,082	0,101*	0,096	0,166*
XII	0,062	0,099	0,078	0,164*
XII – II	0,094	0,118*	0,115*	0,149*
III – V	0,112*	0,107*	0,101*	0,150*
VI – VIII	0,119*	0,134*	0,106*	0,132*
IX – XI	0,074*	0,111*	0,069*	0,138*
I – XII	0,102*	0,121*	0,104*	0,143*

4. Analýza kolísání teploty vzduchu v Brně

Pro analýzu kolísání teploty vzduchu v Brně v období 1891 – 1995 byla použita kompilovaná řada pro jednotlivé měsíce, roční období a rok. Její základní statistické charakteristiky jsou uvedeny v tab. 5 (tyto a další výpočty prováděny podle software Štěpánka 1996).





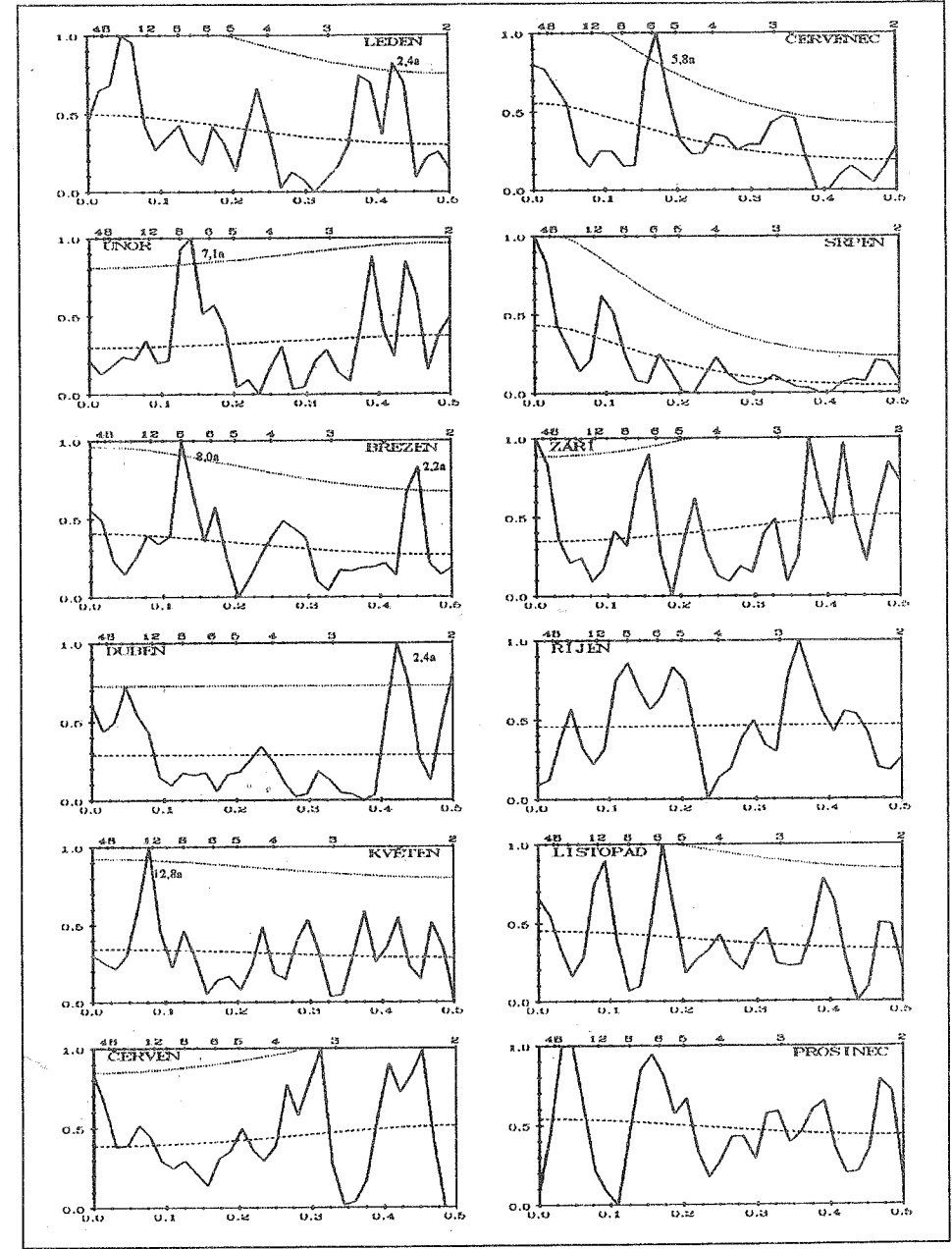
Obr. 5 – Chod autokorelačních koeficientů kompilované řady teploty vzduchu Brna v období 1891 – 1995, počítané pro maximální posun o 30 let. Tečkovane jsou vyznačeny konfidenční meze podle Anderssona pro $\alpha = 0,05$

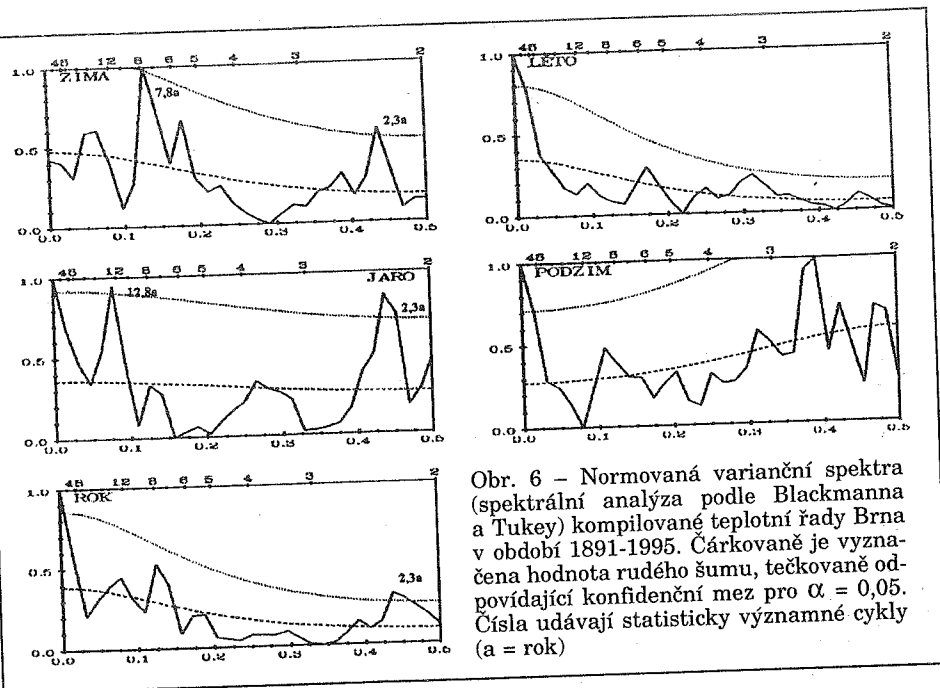
Z chodu průměrných měsíčních a sezónních teplot vzduchu v období 1891 – 1995 (obr. 4) je patrná značná variabilita ve výskytu dílčích teplejších a chladnějších období, popř. i odlišné krátkodobější tendence. Pozornost zasluhuje výraznější oteplení od konce 80. a v první polovině 90. let, patrné s výjimkou podzimu ve všech ročních obdobích. Všechny měsíce vykázaly ve zpracovávaném období vzestupný lineární trend od 0,04 (říjen) do 0,15 (srpen) °C/10 let, podle t-testu statisticky významného od března do září a v lednu (tab. 6). V případě sezón se trend pohyboval mezi 0,07 (podzim) a 0,12 (léto) °C/10 let (pro zimu byl statisticky nevýznamný) a pro roční hodnoty činil 0,10 °C/10 let. Průběh ročních teplot je nejvíce ovlivněn teplotami jara (korelační koeficient řady ročních a řady jarních teplot je 0,74), dále zimy (0,64), léta (0,55) a nejméně podzimu (0,35). Zjištěné trendy víceméně odpovídají trendům dalších sekulárních řad (tab. 6), které pro Vídeň – Hohe Warte a zejména Prahu-Klementinum jsou většinou vyšší a statisticky významné, což může být důsledkem zesilování městského ostrova tepla (pro Prahu viz Brázdil, Budíková 1996).

Jak plyne z chodu autokorelačních koeficientů $r(x)$, záporné autokorelace se objevují již při posunu o 1 – 4 roky, tj. studované řady mají nízkou persistenci (obr. 5). Výjimkou je pouze léto, kde první záporný koeficient autokorelace $r(x)$ se objevuje až při posunu o 14 roků. Hodnoty $r(x)$ většinou kolísají v intervalu (0,2;-0,2) a občas překračují odpovídající konfidenční meze podle Anderssona (viz Brázdil 1986), nejčastěji pro posun o 19 až 23 roků.

K analýze cykličnosti získaných teplotních řad byla použita metoda spektrální analýzy podle Blackmanna a Tukey (viz Brázdil 1986). Jako statisticky významné se jeví cykly v délce 2,2 – 2,4 roku (leden, březen, duben, zima, jaro a rok – viz obr. 6), odpovídající tzv. kvazidvouleté oscilaci (blíže viz např. Brázdil 1986). U řady podzimu, březnu a v zimě se objevují jako statis-

ticky významné cykly v délce 7,1 – 8,0 roků, které stejně jako předchozí jsou typické pro stanice ze středoevropské oblasti (viz např. Schönwiese a kol. 1986; Brázdil 1991). Pro červenec byl jako významný detekován cyklus v délce 5,8 roku, pro květen a jaro 12,8 roku, který je o něco delší než známý jedenáctiletý cyklus sluneční aktivity. V červnu, srpnu – prosinci, v létě a na podzim nebyl žádný detekovaný cyklus statisticky významný.





Obr. 6 – Normovaná varianční spektra (spektrální analýza podle Blackmanna a Tukey) kompilované teplotní řady Brna v období 1891-1995. Čárkovaně je vyznačena hodnota rudého šumu, tečkovaně odpovídající konfidenční mez pro $\alpha = 0,05$. Čísla udávají statisticky významné cykly ($a = \text{rok}$)

5. Závěr

Závěry z provedené analýzy teploty vzduchu v Brně lze shrnout následovně:

a) Metoda Maronna – Yohai testu a testu Alexanderssona, dávající analogické výsledky, se jeví jako zvláště vhodné k analýze relativní homogenity teplotních řad, protože umožňují posoudit statistickou významnost detekovaných nehomogenit. Vlastní homogenizaci je třeba provádět se zřetelem na existující metadata, popř. na nepochybnitelné nehomogenity (i když nejsou dokladovány v historii stanice).

b) Podle homogenních referenčních řad stanic Brno-Květná, Vídeň – Hohe Warte a Hurbanovo byly homogenizovány teplotní řady stanic Brno-Pisárky (1891 – 1962) a Brno-letišť (1950 – 1995), z nichž byla vytvořena homogenní kompilovaná řada pro Brno (1891 – 1995).

c) Kompilovaná teplotní řada Brna vykazuje oteplovací tendenci, což je v souladu s pozorovanými trendy ve střední Evropě i v jiných částech světa. Hodnota lineárního teplotního trendu se pohybuje od 0,04 v říjnu do 0,15 °C/10 let v srpnu, přičemž roční teplotní trend činí 0,10 °C/10 let. Od října do prosince, v únoru a v zimě není oteplení statisticky významné.

d) Statisticky významné cykly připadly na leden až květen, červenec, zimu, jaro a rok. Nejčastější jsou cykly v délce 2,2 – 2,4 roku (kvazidvouletá oscilace) a 7 – 8 roků, což je v souladu s analýzami ze střední Evropy.

e) Kompilovaná brněnská teplotní řada je prakticky neovlivněna tepelným ostrovem města, což souvisí s polohou stanic zcela mimo dosah města (letišť) nebo v jeho okrajové části (Pisárky). Může být přímo doplňována z aktuálních měření na stanici Brno-letišť a počítá se s jejím prodloužením až do roku 1848 podle starších brněnských měření (viz Brázdil a kol. 1996).

- ALEXANDERSSON, A. (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. *J. Climatol.*, 6, č. 6, s. 661-675.
- ALEXANDERSSON, A. (1995): Homogeneity testing, multiple breaks and trends. In: Proc. 6th Int. Meeting on Stat. Climatol., Galway, Ireland, s. 439-441.
- ALEXANDERSSON, A., MOBERG, A. (1997): Homogenization of Swedish temperature data. Part I: Homogeneity test for linear trends. *Int. J. Climatol.*, 17, č. 1, s. 25-34.
- BÖHM, R. (1992): Die Lufttemperaturschwankungen in Österreich seit 1775. *Österr. Beitr. Meteorol. Geoph.*, Wien, 95 s.
- BRÁZDIL, R. (1986): Variation of atmospheric precipitation in the C.S.S.R. with respect to precipitation changes in the European region. *Folia Fac. Sci. Nat. Univ. Purk. Brun., Geographia* 22, Brno, 167 s.
- BRÁZDIL, R. (1991): Kolísání vybraných meteorologických prvků ve střední Evropě v období přístrojových pozorování. *Národní klimatický program ČSFR*, sv. 2, Praha, 56 s.
- BRÁZDIL, R., BUDÍKOVÁ, M. (1996): Urban bias in the air temperature fluctuation in Prague – Klementinum, the Czech Republic. *Atmospheric Environment*, v tisku.
- BRÁZDIL, R., ŠTĚPÁNEK, P., BUDÍKOVÁ, M. (1996): Homogenized air temperature series in Brno, 1891-1994. *Zeszyty Naukowe Uniw. Jagiell., MCLXXXVI, Prace Geograficzne*, č. 102, s. 85-91.
- BRÁZDIL, R., ZOLOTOKRYLIN, A.N. (1995): The QBO signal in monthly precipitation fields over Europe. *Theor. Appl. Climatol.*, 51, č. 1, s. 3-12.
- CONRAD, V., POLLAK, L.W. (1950): *Methods in Climatology*. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 459 s.
- CRADDOCK, J.M. (1979): Methods of comparing annual rainfall records for climatic purposes. *Weather*, 34, č. 9, s. 332-346.
- EASTERLING, D. R., PETERSON, T. C. (1995): A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series. *Int. J. Climatol.*, 15, č. 4, s. 369-377.
- KUNDISOVÁ, M., PIŠŮTOVÁ, Z., TEKUŠOVÁ, M., ZUZULA, I. (1992): Testovanie homogenity dlhodobého teplotného radu z Hurbanova. *Meteorol. Zpr.*, 45, č. 1, s. 1-7.
- LAPIN, M. (1996): Homogenizovaná teplotní řada Hurbanova. *Disketa*.
- MARONNA, R., YOHAI, V.J. (1978): A bivariate test for the detection of a systematic change in mean. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 73, č. 363, s. 640-645.
- MITCHELL, J. M., ed. (1966): *Climatic Change*. World Meteorological Organization, Tech. Note, 79, Geneva, 79 s.
- MOBERG, A. (1996): *Temperature Variations in Sweden Since the 18th Century*. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Dissertation Series, 5, 98 s.
- MOBERG, A., ALEXANDERSSON, H. (1997): Homogenization of Swedish temperature data. Part II: Homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1861. *Int. J. Climatol.*, 17, č. 1, s. 35-54.
- PARKER, D.E. (1994): Effects of changing exposure of thermometers at land stations. *Int. J. Climatol.*, 14, č. 1, s. 1-31.
- POTTER, K.W. (1981): Illustration of a new test for detecting a shift in mean in precipitation series. *Mon. Wea. Rev.*, 109, č. 9, s. 2040-2045.
- SCHÖNWIESE, C.D., MALCHER, J. (1985): Nicht-Stationarität oder Inhomogenität? Ein Beitrag zur statistischen Analyse klimatologischer Zeitreihen. *Wetter und Leben*, 37, č. 4, s. 181-193.
- SCHÖNWIESE, C.D., MALCHER, J., HARTMANN, C. (1986): *Globale Statistik langer Temperatur- und Niederschlagsreihen*. Berichte des Instituts für Meteorologie und Geophysik der Universität Frankfurt/Main, Nr. 65, Frankfurt a. M., 301 s.
- ŠTĚPÁNEK, P. (1996): Software pro homogenizaci klimatických řad a jejich statistickou analýzu. *Katedra geografie PřF MU, Brno*.

Summary

FLUCTUATION OF AIR TEMPERATURE AT BRNO IN 1891 – 1995

The analysis is based on air temperature measurements at three Brno stations: Brno-Pisárky, waterworks (1890 – 1962, Brno-Pisárky), Brno-Pisárky, Květná Street (1923 – 1971, Brno-Květná), and Brno-airport (1946 – 1995) (Figures 1, 2). First, correctness of the

MARTIN BRZÁK

PŘÍSPĚVEK K VÝVOJI ÚDOLÍ DYJE MEZI VRANOVEM A ZNOJMEM NA ZÁKLADĚ MORFOGRAFICKÉ ANALÝZY A VÝZKUMU FLUVIÁLNÍCH SEDIMENTŮ

M. Brzák: *Morphographic Analysis and Study of Fluvial Sediments in the Dyje Valley Between Vranov nad Dyjí and Znojmo*. – Geografie-Sborník ČGS, 103, 1, pp. 31 – 45 (1997). – Geomorphological analysis of fluvial forms has revealed several phases of erosion and accumulation among the remnants of regional planation surface and recent floodplain in the deep Dyje valley. The more distinct remnants of the Lower Pleistocene terraces were indicated by study of topographic maps (scale 1:10,000), while the less preserved accumulations were discovered only by detailed field research over the last three years. Detailed study of a short floodplain segment of the Dyje River has also been carried out.
KEY WORDS: the Dyje valley – fluvial accumulation – morphographic analysis.

1. Úvod

Předkládaná práce shrnuje nejdůležitější poznatky z autorovy dizertační práce (Brzák 1996). Analýzou starých erozně-denudačních i akumulacních fluviálních tvarů bylo zjištěno několik fází vývoje údolí Dyje.

Na rozdíl od přilehlé Znojenské kotliny a Dyjsko-svrateckého úvalu nebyly v hlubokém údolí Dyje mezi Vranovem nad Dyjí a Znojmem dosud zmiňovány fluviální terasové sedimenty, ani morfologické relikty starého údolního dna, které by umožnily vytvořit alespoň základy morfochronologie tohoto úseku údolí Dyje. Během výzkumu byly objeveny dosud neznámé pozůstatky starších úrovní dna údolí tohoto vodního toku. Všechny dále zmiňované zbytky pleistocenních říčních sedimentů byly nalezeny v posledních třech letech (Kirchner, Ivan, Brzák 1996). Při objasňování geneze nejvýraznější pleistocenní morfostratigrafické úrovně bylo přihlédnuto k poznatkům z Brněnské kotliny, která je prozkoumána v daleko větší míře než okolí Znojma.

Oba typy fluviálních relikty byly nalezeny během řady pěších, fyzicky náročných mapovacích túr. Protože je zkoumané území značně členité a téměř úplně zalesněné, zůstává základem geomorfologického studia území pěší průzkum. Letecké snímky jsou v oblasti dyjského údolí použitelné pouze pro výzkum nezalesněných velkých skalních útvarů a svahových blokovišť, popř. pro výzkum dílčích tvarů bezlesých částí dyjské nivy.

2. Členění reliéfu studovaného území

Výzkum byl prováděn především na území Národním parku Podyjí, který zaujímá plochu 62,8 km², a zčásti mimo něj ve Znojenské kotlině. Reliéf studované oblasti je možno rozdělit na čtyři základní tvary (obr. 1):

monthly mean values of air temperature were checked; second, their relative homogeneity was tested with regard to the homogeneous series of Vienna-Hohe Warte and Hurbanovo weather stations. Maronna-Yohai and Alexandersson tests were used (Tables 3, 4). Since these two tests gave almost identical or analogous results, they seem to be particularly suitable for this analysis because they allow to detect the year of inhomogeneity and its statistical significance (Figure 3). The homogenization proper was carried out with respect to the existing metadata and/or to indubitable inhomogeneities (i.e. those determined by tests, but not documented in the history of the station due to the incompleteness of metadata).

According to homogeneous reference stations Brno-Květná and the averaged series of Vienna and Hurbanovo, temperature series of the stations Brno-Pisárky, waterworks (1891 – 1962) and Brno-airport (1946 – 1995) were homogenized, from which a homogeneous compiled series for Brno-airport (1891 – 1995) was made.

The compiled temperature series (for statistical characteristics see Table 5) reveal a warming trend in the period 1891 – 1995 (Figure 4) in accordance with the temperature trends observed in Vienna, Hurbanovo, and Prague-Klementinum (Table 6). Linear temperature trends by months at Brno-airport vary from 0.04 (October) to 0.15 °C/10 years (August); seasonal trends range from 0.07 (autumn) to 0.12 °C/10 years (summer). The annual warming reaches 0.10 °C/10 years. Warming is statistically insignificant between October and December, in February and in winter.

Statistically significant cycles are found between January and May, in July, winter, and spring, and during the whole year. In accordance with analyses from Central Europe, the most frequent cycles last 2.2 – 2.4 years (the quasi-biennial oscillation), and 7 – 8 years (Figure 6).

The compiled temperature series of Brno is practically uninfluenced by the urban heat island since the weather stations are located either out of the town (airport) or at the outskirts (Pisárky). It can be directly completed with the current measurements at the station Brno-airport and it is to be extended until 1848 with help of the earlier measurements.

Fig. 1 – Schematic map of Brno with locations of the examined weather stations: 1 – Brno-Pisárky; 2 – Brno-Květná; 3 – Brno-airport (before 1958); 4 – Brno-airport (since 1958). Built-up area is hatched.

Fig. 2 – Panorama of the Brno-Květná weather station in the 1930s (photo from authors' archives)

Fig. 3 – Example of testing the relative homogeneity of the mean spring air temperatures at the weather stations Brno-Květná (homogeneous series) and Brno-Pisárky (tested series): a) difference of the two series (°C), b) graphical expression of T_i values of the Alexandersson test (full line – before homogenization; dashed line – after homogenization; dotted line denotes the critical value k for $\alpha=0.05$).

Fig. 4 – Fluctuation of air temperature anomalies (°C; reference period 1961 – 1990) at Brno according to the compiled temperature series in 1891 – 1995. Smoothed by the Gauss filter for 10 years (thick line).

Fig. 5 – Variation of autocorrelation coefficients of the compiled series of air temperature at Brno in 1891 – 1995, calculated for the maximum shift by 30 years. The dotted line indicates the confidence limits according to Andersson for $\alpha=0.05$.

Fig. 6 – Standardized power spectra (spectral analysis according to Blackmann and Tukey) of the compiled temperature series of Brno in 1891 – 1995. The dashed line indicates the red noise value, the dotted line shows the confidence limit for $\alpha=0.05$. Numbers indicate statistically significant cycles ($a = \text{year}$).

(Pracoviště autorů: katedra geografie Přírodovědecké fakulty MU, Kotlářská 2,
611 37 Brno.)

Do redakce došlo 11. 5. 1997

Lektorovali Jiří Kastner a Ivan Sládek