



MASARYKOVA UNIVERZITA V BRNĚ

Přírodovědecká fakulta

Petr ŠTĚPÁNEK

**VARIABILITA TEPLoty VZDUCHU NA ÚZEMÍ ČESKÉ REPUBLIKY
V OBDOBÍ PŘÍSTROJOVÝCH MĚŘENÍ**

Disertační práce

Školitel: Prof. RNDr. Rudolf Brázdil, DrSc.

Brno, 2005

Bibliografická identifikace

Jméno a příjmení autora:

Petr Štěpánek

Název disertační práce:

Variabilita teploty vzduchu na území České republiky v období přístrojových měření

Název disertační práce anglicky:

Air Temperature Fluctuations in the Czech Republic in the Period of Instrumental Measurements

Studijní program:

1301V–Geografie

Studijní obor (směr), kombinace oborů:

Fyzická geografie

Školitel:

Prof. RNDr. Rudolf Brázdil, DrSc.

Rok obhajoby:

2006

Klíčová slova v češtině:

homogenizace, analýza časových řad, kolísání teploty vzduchu, software pro zpracování dat

Klíčová slova v angličtině:

homogenization, time series analysis, air temperature fluctuations, software for data processing

Na tomto místě bych rád poděkoval svému školiteli prof. RNDr. Rudolfu Brázdilovi, DrSc. za jeho vedení a cenné připomínky při vypracování této práce. Dále děkuji ČHMU za poskytnutá digitalizovaná data v období 1961–2000.

Brno 27. 10. 2005

Abstrakt

V posledních letech je často diskutována otázka, nakolik je pozorované globální oteplování výsledkem přirozeného kolísání podnebí a do jaké míry je podmíněno činností člověka. K pochopení zpětných vazeb v klimatickém systému a odhadu vývoje budoucího klimatu se stále více využívá klimatických modelů. K validaci výstupů těchto modelů a k analýze kolísání klimatu v delším období (století až tisíciletí) je však nutné mít k dispozici dostatečně dlouhé řady meteorologických prvků měřených na stanicích.

Tato práce se věnuje analýze měsíčních průměrných teplot vzduchu na území České republiky v období přístrojových měření (1771–2000). Autorem bylo z dostupných zdrojů sesbíráno téměř 200 řad s délkou měření alespoň 20 let. Aby byly analýzy založené na klimatologických řadách smysluplné, je nutné, aby řady byly tzv. homogenní, tzn. aby jejich kolísání bylo způsobeno pouze kolísáním počasí a podnebí. Značná pozornost proto byla věnována homogenizaci použitých časových řad. Vzhledem k tomu, že jsou metadata ve většině případů neúplná a navíc výsledky statistických testů většinou nedovolují vyvozovat jednoznačné závěry o nalezených nehomogenitách, byl zde navržen a použit přístup, díky němuž je možné zvýšit spolehlivost určení nehomogenit v řadách.

Homogenní řady 174 stanic byly následně podrobeny analýze. Pomocí korelační analýzy byly hodnoceny vazby mezi jednotlivými stanicemi, byla sledována změna těchto vazeb v čase i prostoru. Dále byla analyzována statistická struktura řad a opět její změna v prostoru i čase, včetně analýzy trendů. Aplikací vícerozměrných metod pro redukci dimenze dat jako je shluková analýza a analýza hlavních komponent byly v řadách hledány složky, které se nejvíce podílí na rozptylu řad.

Z homogenních řad byla dále vytvořena průměrná řada České republiky, která byla porovnávána s průměrnou řadou severní polokoule. Pomocí spektrální analýzy (MESA) byly zkoumány statisticky významné cykly a jejich podíl na rozptylu v řadách. Vícenásobná lineární regrese byla využita k hledání vazeb teploty vzduchu s klimatotvornými faktory, pro které byl odhadnut odpovídající teplotní signál.

Řady v takovém rozsahu doposud v České republice zpracovány nebyly. Pro homogenizaci časových řad byl použit software AnClim, pro zpracování řad a část analýzy zase databázový software ProClimDB. Oba softwary byly vyvinuty autorem a jsou zájemcům k dispozici (<http://www.klimahom.com/software>).

Klíčová slova

Homogenizace, analýza časových řad, kolísání teploty vzduchu, software pro zpracování dat

Dissertation Abstract

In recent years, among the most often discussed questions belongs to which extent observed global warming is the result of natural climate fluctuations and how much it is influenced by human activity. For understanding of the climate system feedbacks and estimation of future climate evolution, climate models are widely used. For model output validations and analysis of climate fluctuations in long time scales (from centuries to millenniums) it is however necessary to possess sufficiently long time series of meteorological elements measured at stations (or proxy data).

This thesis is devoted to the analysis of monthly air temperature averages over the area of the Czech Republic during the period of instrumental measurements (1771–2000). The author collected almost 200 series with minimum length of 20 years using most of the available resources. In order to provide meaningful climate change studies it is important that the fluctuations detected in the analysed time series are caused solely by climate variations. That is why considerable attention was given to the homogenisation of all included time series. Since station's metadata are rarely complete and moreover statistical test results do not allow accepting found inhomogeneities without doubts (e.g. thanks to big noise in the series), some techniques were sought, proposed and used in this work leading to more reliable inhomogeneity estimation.

Subsequently, homogeneous series of 174 stations were analysed. Using correlation analysis, relations among individual stations were assessed, together with its change of this relation in time and space. Further, the series statistical structure was analysed, again with its change both in space and time. The most important components explaining series variance were searched by applying multidimensional methods for data dimension reduction such as cluster and principal component analysis.

Using the homogenized series, average temperature series for the Czech Republic was calculated, then compared to averaged series of the northern hemisphere. Statistically significant cycles and their share on series variance were also investigated by means of spectrum analysis (MESA). Multiple linear regression was applied for finding relation of air temperature to climate forcing and the appropriate maximum signals (influence on air temperature) were also evaluated.

For homogenisation, the AnClim software, and for data processing ProClimDB database software, developed by the author, have been used. These softwares are at disposal for those interested (<http://www.klimahom.com/software>).

Key words:

Homogenization, time series analysis, air temperature fluctuations, software for data processing

OBSAH

ABSTRAKT

DISSERTATION ABSTRACT

1. ÚVOD	9
1.1 CÍLE DISERTAČNÍ PRÁCE.....	11
1.2 OBSAH DISERTAČNÍ PRÁCE.....	11
1.3 DOSAVADNÍ POZNATKY O VARIABILITĚ TEPLoty VZDUCHU V ČESKÉ REPUBLICE A V EVROPSKÉM KONTEXTU.....	12
1.3.1 <i>Analýza jednotlivých roků</i>	12
1.3.2 <i>Analýza kolísání řady pražského Klementina</i>	13
1.3.3 <i>Analýza kolísání na Milešovce</i>	15
1.3.4 <i>Analýza kolísání teploty vzduchu na území České republiky</i>	16
1.3.5 <i>Analýza kolísání teploty vzduchu ve střední Evropě</i>	18
1.3.6 <i>Práce z oblasti Evropy s podobným zaměřením</i>	20
1.3.7 <i>Literatura</i>	21
2. ÚDAJE O TEPLOTĚ VZDUCHU V ČESKÉ REPUBLICE	24
2.1 STRUČNÁ HISTORIE PŘÍSTROJOVÝCH MĚŘENÍ NA ÚZEMÍ ČESKÉ REPUBLIKY.....	24
2.1.1 <i>Počátky přístrojových měření</i>	24
2.1.1.1 Vývoj měření a pozorování v Čechách.....	24
2.1.1.2 Vývoj měření a pozorování na Moravě a ve Slezsku.....	26
2.1.2 <i>Meteorologická pozorování po první světové válce</i>	27
2.2 VYTVOŘENÍ DATABÁZE DLOUHODOBÝCH ŘAD MĚSÍČNÍCH PRŮMĚRŮ TEPLoty VZDUCHU.....	29
2.2.1 <i>Zdroje údajů</i>	29
2.2.2 <i>Vývoj počtu klimatologických stanic na území České republiky</i>	30
2.2.3 <i>Výběr stanic pro zpracování</i>	31
2.2.4 <i>Některé problémy při získávání údajů</i>	31
3. KONTROLA KVALITY DAT A HOMOGENIZACE ŘAD	33
3.1 POSTUP PŘI ZPRACOVÁNÍ ŘAD.....	34
3.1.1 <i>Software použitý pro zpracování dat</i>	34
3.1.2 <i>Oprava vychýlených hodnot</i>	35
3.1.3 <i>První kolo homogenizace</i>	36
3.1.4 <i>Druhé kolo homogenizace</i>	37
3.1.5 <i>Třetí kolo homogenizace</i>	38
3.1.6 <i>Doplnění chybějících hodnot</i>	38
3.2 POPIS JEDNOTLIVÝCH KROKŮ ZPRACOVÁNÍ ŘAD PŘI HOMOGENIZACI.....	39
3.2.1 <i>Vychýlené hodnoty</i>	39
3.2.2 <i>Korelační koeficienty</i>	40
3.2.1.1 Diskuse ke způsobu výpočtu korelačních koeficientů.....	40
3.2.3 <i>Převod řad na anomálie</i>	42
3.2.3.1 Diskuse k metodě převodu řad na anomálie.....	43
3.2.4 <i>Výpočet referenčních řad</i>	43
3.2.4.1 Diskuse ke způsobům výpočtu referenčních řad.....	44
3.2.4.2 Konkrétní porovnání referenčních řad vypočtených různým způsobem.....	46
3.2.4.3 Diskuse k délce testovaných řad.....	47
3.2.4.4 Diskuse: další aspekty.....	48
3.2.5 <i>Testování relativní homogenity řad</i>	49
3.2.5.1 Alexanderssonův test homogenity pro jednoduchý zlom.....	49
3.2.5.2 Bivariační test.....	51
3.2.5.3 Schopnost testů detekovat nehomogenity.....	52
3.2.6 <i>Posuzování homogenity řad</i>	54
3.2.6.1 Zpracování výsledků testování a stanovení nehomogenit.....	55
3.2.7 <i>Oprava nehomogenit</i>	58
3.2.8 <i>Doplnění chybějících hodnot</i>	59
3.2.8.1 Diskuse k doplňování chybějících hodnot.....	60

3.3	VYBRANÉ VÝSLEDKY HOMOGENIZACE A KONTROLY KVALITY DAT	61
3.3.1	<i>Geografické rozložení a počty stanic</i>	61
3.3.2	<i>Oprava vychýlených hodnot v řadách</i>	62
3.3.3	<i>Homogenizace teplotních řad ČR</i>	64
3.3.3.1	Analýza oprav nehomogenit.....	67
3.3.4	<i>Doplnění chybějících hodnot</i>	68
3.3.5	<i>Další využití homogenizovaných řad</i>	69
3.3.6	<i>Přechod stanic na automatizovaná měření</i>	70
4.	METODY ZPRACOVÁNÍ	71
4.1	JEDNOROZMĚRNÉ STATISTICKÉ CHARAKTERISTIKY ŘAD	71
4.1.1	<i>Korelační koeficient</i>	71
4.1.2	<i>Autokovariance a autokorelační koeficient</i>	72
4.1.3	<i>Vzájemná korelace časových řad</i>	73
4.1.4	<i>Model lineární regrese</i>	74
4.2	ANALÝZA CYKLIČNOSTI ČASOVÝCH ŘAD A JEJICH FILTRACE.....	75
4.2.1	<i>Spektrální analýza maximální entropie (MESA)</i>	77
4.2.2	<i>Dynamická spektrální analýza</i>	79
4.2.3	<i>Spektrální analýza dvou řad</i>	79
4.2.4	<i>Numerické filtry</i>	80
4.2.4.1	Typy numerických filtrů.....	81
4.3	METODY PROSTOROVÉ ANALÝZY	83
4.3.1	<i>Shluková analýza</i>	83
4.3.2	<i>Analýza hlavních komponent a faktorová analýza</i>	84
5.	ANALÝZA KOLÍSÁNÍ TEPLoty VZDUCHU V ČESKÉ REPUBLICE V OBDOBÍ PŘÍSTROJOVÝCH MĚŘENÍ	86
5.1	CHARAKTERISTIKA POUŽITÝCH ŘAD	86
5.2	ANALÝZA ČASOVÝCH A PROSTOROVÝCH VZTAHŮ TEPLoty VZDUCHU NA ÚZEMÍ ČR.....	91
5.2.1	<i>Statistické charakteristiky jednotlivých časových úseků řad</i>	91
5.2.2	<i>Korelační koeficienty mezi teplotními řadami jednotlivých stanic</i>	95
5.2.3	<i>Prostorová analýza korelačních koeficientů</i>	97
5.2.4	<i>Extremita měsíčních průměrů teploty vzduchu na území ČR</i>	100
5.2.5	<i>Shluková analýza průměrných teplot vzduchu v ČR</i>	102
5.2.6	<i>Analýza hlavních komponent a faktorová analýza</i>	104
5.2.6.1	Analýza hlavních komponent, data nestandardizovaná, použití kovarianční matice.....	105
5.2.6.2	Analýza hlavních komponent, data standardizovaná.....	106
5.2.6.3	Faktorová analýza	108
5.3	ANALÝZA PRŮMĚRNÉ TEPLOTNÍ ŘADY ČESKÉ REPUBLIKY	110
5.3.1	<i>Výpočet průměrné teplotní řady</i>	110
5.3.2	<i>Základní statistické charakteristiky průměrné teplotní řady ČR</i>	111
5.3.3	<i>Analýza cykličnosti</i>	115
5.3.4	<i>Vztah mezi kolísáním teploty vzduchu v ČR a teplotní řadou severní polokoule</i>	120
5.3.5	<i>Aproximace teplotních řad modelem vícenásobné lineární regrese</i>	122
5.3.5.1	Aplikace pro průměrné teplotní řady ČR a severní polokoule	123
5.3.5.2	Výsledky regresního modelu.....	125
6.	ZÁVĚR	128
	POUŽITÁ LITERATURA:.....	131
	SEZNAM TABULEK	134
	SEZNAM OBRÁZKŮ	135
	SEZNAM PŘÍLOH:	137

1. Úvod

Podnebí je známé tím, že se mění ve všech časových měřítkách. Tradičně se přirozené kolísání podnebí dělí na dvě složky: za prvé na kolísání způsobené externími faktory, jako je např. změna v množství a rozložení sluneční energie přicházející na Zemi nebo změny v radiční bilanci atmosféry způsobené zbytky vulkanických erupcí. Za druhé je zde vnitřní kolísání klimatického systému, nezávislé na kolísání způsobeném externími faktory. Toto je důsledkem propojení (fyzikálního, chemického, biologického) mezi složkami fyzickogeografické sféry (atmosféry, hydrosféry, kryosféry, povrchu Země a biosféry). V posledních 100–150 letech však lidstvo mění, prostřednictvím spalování fosilních paliv, změnami ve využívání krajiny, vypouštění nových umělých chemických látek, složení atmosféry. Tato změna má za následek antropogenní ovlivnění klimatického systému, které začalo a nadále bude ovlivňovat podnebí, přičemž tento vliv se již přesunul z lokálního do globálního měřítka (Tuomenvirta, 2004).

V globálním měřítku jsou 90. léta jako dekáda a 1998 jako rok považovány za nejteplejší v celém období přístrojových měření (od roku 1861), to samé platí pro severní polokouli a posledních 1000 let (určeno z proxy dat), na jižní polokouli je bohužel málo poznatků před rokem 1861 (IPCC, 2001). Nalok je toto oteplování způsobeno přirozeným kolísáním podnebí, a do jaké míry se na něm podílí činnost člověka, se doposud nedá s určitostí odpovědět.

Pro sledování vývoje klimatu a pochopení zpětných vazeb v klimatickém systému se využívá stále se zdokonalujících globálních klimatických modelů. Tyto modely samozřejmě dosud neumí simulovat všechny aspekty klimatu (např. ještě nejsou schopny vysvětlit pozorované trendy rozdílů mezi povrchovými a troposférickými teplotami od roku 1979), neumí vyřešit některé procesy v atmosféře jako např. oblačnost a její interakci s radiací a aerosoly. Nicméně prostorové a časové rozlišení globálních modelů a jejich fyzikální schémata se stále zdokonalují, a tím i roste důvěra ve schopnost těchto modelů poskytnout užitečný odhad budoucího klimatu (IPCC, 2001).

Dopady kolísání a změny klimatu na přírodní systémy a lidské aktivity se obvykle dějí v regionálním a lokálním měřítku. Použití globálních modelů pro studium menších území je ale problematické, neboť globální modely nejsou (zatím) schopné poskytnout informace s prostorovým rozlišením menším jak stovky kilometrů. V souvislosti s malým prostorovým rozlišením mají globální modely značně zkreslenou orografii a v nich použitá fyzikální schémata (parametrizace) nejsou vhodná pro simulace regionálních cirkulací – procesů v atmosféře. Proto se pro regionální studie využívají regionální klimatické modely, které berou své okrajové podmínky z řídicích globálních klimatických modelů. Vedle regionálních klimatických modelů (dynamický downscaling) se pro překlenutí rozdílů mezi výstupy globálních modelů a kolísáním v lokálním měřítku dá použít např. statistický downscaling (blíže např. Huth et al., 2001, Huth, 2002).

Pro validaci vstupních údajů do klimatických modelů (např. z družic) nebo naopak pro ověření jejich výstupů jsou nezbytná data měřená na stanicích. Modely rovněž nejsou schopny integrovat kvůli nedostatku atmosférických údajů příliš do minulosti (před rokem 1961). Abychom tedy byli schopni

pochopit kolísání podnebí v rámci cyklů delších než několik desetiletí, je nutné analyzovat a mít k tomu k dispozici dostatečně dlouhé homogenní řady klimatických prvků (ať už měřené na stanicích nebo vycházejících z proxidat).

V této práci je věnována pozornost analýze měsíčních průměrných teplot vzduchu na území České republiky v období přístrojových měření (období 1771 – 2000). Teplotními řadami před tímto obdobím (v 18. století) se v rámci České republiky zabývala např. Macková (2003).

Aby byly jakékoli analýzy založené na použitých řadách smysluplné, je nutné, aby řady byly tzv. homogenní, tzn. aby jejich kolísání bylo způsobeno pouze kolísáním počasí a podnebí (Peterson, 1998). Teplotní údaje doposud (až na výjimky) v rámci České republiky homogenizovány nebyly. Řady byly homogenizovány spíše jednotlivě (např. Štěpánek 1996, Macková 1997, Brázdil 1998, 2000, Květoň, 2001), což činí jejich využití nesnadné (dostupnost těchto řad, poplatnost daným studiím, atp.). Z tohoto důvodu byla otázka homogenity měření věnována mimořádná pozornost. Na druhé straně je zapotřebí zdůraznit, že teprve v poslední době díky zdokonalování technik pro detekci nehomogenit (viz např. Szalai et al., 1999, Peterson, 1998), rozvoji počítačových technologií a s tím související lepší využitelnosti vytvářených databází meteorologických prvků se tento úkol stává snadněji řešitelným.

Homogenní řady byly nakonec podrobeny analýze, ať už „klasické“ nebo s využitím vícerozměrných statistických metod. Z homogenních dat byla spočtena průměrná řada České republiky, která může být využita v dalších studiích.

1.1 *Cíle disertační práce*

Hlavní cíle disertační práce jsou následující:

- 1. analýza statistické struktury řad teploty vzduchu a studium časových a prostorových rysů kolísání teploty vzduchu na území České republiky.
- 2. vazba kolísání teploty vzduchu na klimatotvorné faktory.
V souvislosti s naplněním těchto bodů je potřeba mj. :
 - vytvořit databázi homogenních průměrných měsíčních teplot vzduchu z období přístrojových měření, s dostatečným prostorovým rozlišením pro následnou analýzu
 - nalézt vhodný postup homogenizace a kontroly kvality dat s ohledem na problémy, jako jsou nedostatečná metadata (především u nejstarších měření), většinou nejednoznačné výsledky statistických testů homogenity, atd.
 - vytvořit softwarové vybavení pro kontrolu kvality dat, homogenizaci a analýzu časových řad zahrnující metody, které chybí v běžných statistických balících, a které bude dále využitelné pro studeny na Geografickém ústavu MU
 - vytvořit průměrnou řadu teploty vzduchu pro Českou republiku, která bude sloužit pro porovnání s jinými řadami ve střední Evropě a s průměrnou řadou severní polokoule

1.2 *Obsah disertační práce*

Po úvodu a shrnutí dosavadních poznatků ohledně kolísání teploty vzduchu v České republice je ve druhé kapitole nejprve stručně popsána historie přístrojových měření v českých zemích (kap. 2.1), následuje popis tvorby databáze průměrných měsíčních teplot vzduchu z území České republiky v období přístrojových měření (kap. 2.2). Třetí kapitola se věnuje přípravě dat pro analýzu. Je zde popsán postup homogenizace a kontroly kvality teplotních řad (kap. 3.1) spolu s rozsáhlou diskusí použitých postupů (kap. 3.2). Výstupy a zhodnocení homogenizace jsou uvedeny v kap. 3.3. Ve čtvrté kapitole lze najít popis statistických metod použitých během samotné analýzy, jedná se o metody korelační analýzy (kap. 4.1), analýzy cykličnosti (kap. 4.2) a některé vícerozměrné metody analýzy dat (kap. 4.3). Při popisu byl kladen důraz především na možnosti uplatnění těchto metod v klimatologii.

V páté kapitole jsou uvedeny výsledky analýzy kolísání teploty vzduchu v České republice. Na začátku jsou stručně charakterizovány použité údaje (kap. 5.2.1), následuje korelační analýza, jsou studovány jednak změny hodnot korelačních koeficientů v čase (kap. 5.2.2), jednak v prostoru (kap. 5.2.3). Stručně je hodnocen výskyt extrémně teplých nebo chladných měsíců (kap. 5.2.4), následují shluková analýza (kap. 5.2.5) a analýza hlavních komponent spolu s faktorovou analýzou (kap. 5.2.6). Nakonec byla vytvořena průměrná řada teplotních anomálií pro Českou republiku, tato řada je srovnávána s průměrnou řadou teploty vzduchu pro severní polokouli (podle Jonese et al., 2001). Jsou uvedeny základní statistické charakteristiky průměrné řady České republiky (kap. 5.3.2), analyzovány cykly (kap. 5.3.3) a hledána vazba průměrných řad na klimatotvorné faktory (kap. 5.3.5).

1.3 Dosavadní poznatky o variabilitě teploty vzduchu v České republice a v evropském kontextu

Kolísání klimatu se v poslední době věnuje hodně pozornosti, především v souvislosti s diskutovanou možnou klimatickou změnou. Teplota vzduchu a srážky patří mezi nejfrekventovaněji zpracovávané meteorologické prvky. U teploty vzduchu je situace relativně jednodušší, neboť není tak časově ani prostorově různorodá jako pole srážek. V poslední době se řady meteorologických prvků často porovnávají s výstupy z klimatických modelů. Scénáře klimatické změny a verifikace klimatických modelů jsou značně rozsáhlá témata, která by si zasloužila samostatnou pozornost, práce tohoto typu zde prezentovány nebudou. Pozornost bude věnována pouze pracím, které se zabývají analýzou naměřených údajů. Tyto rešerše si rozhodně nečiní nárok, aby byly vyčerpávající, jejich cílem je spíše podat představu o tom, jakým směrem se ubírá zkoumání kolísání teploty vzduchu. Závěry některých podobně zaměřených studií si mohou protiřečit, tyto rozpory jsou ponechány bez komentáře.

1.3.1 Analýza jednotlivých roků

V posledních dvou desetiletích se vyskytlo několik abnormálně teplých roků souvisejících mj. s tím, že od zhruba 80. let stoupá průměrná teplota vzduchu v České republice (to také platí obecně pro celou Zemi). Mezi práce, které se věnovaly kolísání v rámci určitého roku nebo jeho části, patří např. následující.

Teplé a suché léto 1983 v České republice a v Evropě s analýzou atmosférické cirkulace klimatologicky popsal Krška a Munzar (1984). Hodnocení léta 1992 spolu s popisem synoptických příčin uvádí Krška a Racko (1993). Létu 1994 se věnoval opět Krška a Racko (1996), Němec (1995), Brůžek (1994) a Míková (1994) a dále pomocí definovaných horkých vln také Kyselý (2003). Létu roku 2003 se věnoval např. Pavlík et al. (2003).

Pozornost byla samozřejmě věnována také chladným zimám, např. tuhé zimě 1928/29 (Křivancová, 1999), kdy v Litvínovicích u Českých Budějovic byla naměřena minimální teplota -42.2°C , což je do dnešní doby platný rekord nejnižší naměřené teploty vzduchu na území České republiky. Dále byla pozornost věnována např. zimám 1978/79 (Kakos, 1979), 1981/82 (Kakos, 1982) nebo 1984/85 (Kakos a Krška, 1985). Zimy v řadě pražského Klementina se zaměřením na nejtuzší zimu ve střední Evropě 1829/30 a porovnání v kontextu střední Evropy uvádí Kakos a Munzar (2000).

1.3.2 Analýza kolísání řady pražského Klementina

Nejfrekventovaněji analyzovanou řadou je v případě České republiky bezesporu řada pražského Klementina, která je v České republice bezkonkurenčně nejdelší. Historie této meteorologické observatoře za prvních 200 let (do roku 1970) je zpracována např. in Pejml (1975).

Autor této práce má o kvalitě měření v počátcích této řady jisté pochybnosti, neboť porovnáním s jinými stanicemi (např. z Rakouska) tato řada vykazuje několik typů nehomogenit (týkajících se rozptylu, úrovně a trendu, blíže viz. kap. 5.3.1). Na druhé straně např. podle Brázdila (1993a) vykazovaný výraznější sestupný trend v ročních hodnotách před polovinou 19. století v porovnání s následující oteplovací tendencí lze sice zpochybnit otázkou kvality starších měření, v její prospěch však svědčí značný prostorový dosah této anomálie, tato tendence se projevuje také v podunajské oblasti jižního Německa, Rakouska a Maďarska.

Hlaváč (1966) považoval řadu teplotních měření v pražském Klementinu za homogenní, „poněvadž za celé více než 200leté období od založení stanice Josefem Steplingem r. 1952 až do nynější doby nebylo umístění stanice měněno“. Zpracoval záznamy teploměrů této stanice, a to za období 1775–1937, z kterého se dochovaly v archivu pražské hvězdárny originální rukopisné záznamy. Výsledky zpracování vyšly tiskem v I. a II. díle publikace „Tepelné poměry hlavního města Prahy“ (Hlaváč, 1937, 1941). Z práce Fritsche „Meteorologie für das Horizont von Prag“ převzal měsíční průměry za období 1771–1774 a po příslušné redukci těchto průměrů celou řadu rozšířil až do r. 1771. O kolísání klimatu za posledních 200 let (pro teplotu vzduchu) na základě pražských 196letých měření vyvodil následující poznatky. Klima střední Evropy lze rozdělit na tři odlišné části: od začátku řady až do r. 1836 typ převážně kontinentální, přičemž autor připouští možnost začátku tohoto období již před rokem 1771. V období 1836–1933 převládá typ maritimní, 1934–1966 návrat ke kontinentálnímu typu.

Machovský (1993) podobně prezentuje zjištěnou odlišnost charakteru první a druhé poloviny řady z hlediska zvýšené tendence ke kontinentalitě (v období 1775–1881) resp. k maritimitě (1882–1989).

Vzájemné korelace průměrných měsíčních teplot (korelace ledně s únor, březny atd., až do 4 let) zkoumal Kovanic (1977) a dále Střeštík (1995). Střeštík (1995) použil řadu pražského Klementina upravenou od Jonese (homogenizovanou) a snažil se nalézt významné korelace mající odraz v pranostikách (nalezl takto např. kladné korelace mezi teplotami v po sobě jdoucích měsících koncem léta a na podzim, záporné korelace mezi teplotami v zimě a na jaře, na podzim a v zimě, v létě a v následujícím zimě, v zimě a v následujícím létě). Dále se zabýval vzájemnými korelacemi mezi teplotami a srážkami. Podobným bádáním – vzájemnými korelacemi v teplotní řadě pražského Klementina – se zabýval také např. Hlaváč (1977).

Porovnání teplotních trendů pro severní polokouli a v Praze – Klementinu provedla Kalvová (1979). Analýza průměrných zimních teplot nedala v otázce teplotního trendu za třicetiletí 1950–1978 jednoznačnou odpověď. Autorka dále uvádí přehled kolísání teploty ve 20. století a zimních teplotních trendů za uvedené třicetileté na severní polokouli.

Dále Kalvová (1982) studovala velikosti klimatického šumu a klimatického signálu v chodu měsíčních průměrů zimních teplot na našem území. K odhadu klimatického šumu na stanici Praha–Klementinum byla použita metoda navržená Maddenem. Po statistické stránce jde při hledání přirozené variability (neboli klimatického šumu) o výpočet rozptylu stacionární časové řady měsíčních průměrů pomocí odhadů spekter časové řady denních průměrů. Vypočítané hodnoty přirozené variability měsíčních průměrů zimních teplot naznačují, že ve zkoumaném období 1920–1980 nedošlo k výraznějším změnám ve spektrálních charakteristikách denních průměrů teploty. V navazující práci Kalvová (1983) připojila k řadě Klementina také stanice Doksany a Milešovku a snažila se vyjádřit podíl šumu na celkovém rozptylu. Zjistila, že větší výkyvy počasí v zimě podminují i vyšší podíly šumu na celkovém rozptylu v porovnání s létem (77 ku 64%).

Na základě četností odchylek průměrných měsíčních teplot od příslušných 200letých normálů v Praze – Klementinu se Červený (1982) pokusil teplotně klasifikovat zimy (měsíce prosinec, leden, únor a zimu jako celek) na území bývalého Československa (pro období 1775–1980).

Brůžek (1988) zkoumal průběh teploty vzduchu v Praze vzhledem k význačným sopečným erupcím v průběhu 19. a 20. století se zaměřením na výbuch Tambory na Jávě v dubnu 1815. Na základě sledování řad měsíčních průměrných teplot z Prahy–Klementina (období 1771–1987) a typizace synoptických situací podle Hesse–Brezowského dospěl k závěru, že ochlazení ve střední a západní Evropě v létě 1816 bylo způsobeno cirkulací jako prvořadým faktorem. Sopečný prach se pravděpodobně uplatnil jako druhořadý faktor.

Brázdil (1993b) analyzoval homogenitu řad měsíčních a ročních průměrů teploty vzduchu pražského Klementina v období 1771–1990 především s ohledem na zesilování tepelného ostrova města. Brázdil a Budíková (1999) dále studovali vliv zesílení tepelného ostrova města Prahy na sezonních a ročních řadách teploty vzduchu, kdy porovnávali měření pražského Klementina s venkovskými stanicemi (18 okolních stanic do vzdálenosti 40 km). V období 1922–1995 je podle autorů oteplení nejvýraznější v zimě a na jaře ($0,06^{\circ}\text{C}/10$ roků), nejmenší a nevýznamné v létě. Od šedesátých let se objevuje stagnace ve vývoji tepelného ostrova. Velikost městského oteplení před rokem 1922 je určena pouze přibližně kvůli nedostatku vhodných homogenních referenčních stanic.

Intenzitu pražského tepelného ostrova a její změny v období 1961–1990 porovnávali mezi různými synoptickými typy Beranová a Huth (2003). Intenzita tepelného ostrova pro daný den byla počítána jako rozdíl minimální denní teploty na stanici Praha–Klementinum a aritmetického průměru minimálních denních teplot tří okolních venkovských stanic. Pro zpracování byla použita analýza rozptylu a lineární regresní model. Bylo zjištěno, že ve všech analyzovaných cirkulačních typech se maximum intenzity tepelného ostrova vyskytuje v létě a minimum nejčastěji v zimě. Největší intenzity tepelného ostrova se vyskytují v anticykonálních situacích ($2,57^{\circ}\text{C}$) a v typech s převládajícím prouděním od severu a severovýchodu ($2,59^{\circ}\text{C}$). Regresní analýzou byl zjištěn růst $1,2^{\circ}\text{C}/100$ let, největší růst intenzity je pozorován na podzim a nejmenší v zimě.

Dále byla pozornost věnována kolísání v horkých vlnách (tím se rozumí různě dlouhá období mimořádně teplého letního počasí). V období 1901–1997 analyzoval denní data pražského Klementina např. Kyselý (2002). Nejteplejší léta se ve 20. století objevila v letech 1943–1952 a 1992–1995, časové rozložení horkých vln potvrzuje tato dvě maxima, ve 40. a časných 50. letech a dále v 90. letech.

Rovněž byla analyzována vazba mezi horkými vlnami a atmosférickou cirkulací. Při synoptických situacích s anticyklonou nebo hřebenem vysokého tlaku ve střední Evropě byl zjištěn četnější výskyt teplých dekád (u chladných dekád naopak méně četnější výskyt).

1.3.3 Analýza kolísání na Milešovce

Pokud jde o analýzu samostatných řad, kromě analýzy měření řad pražského Klementina byla také značná pozornost věnována měřením meteorologické observatoře na Milešovce (837 m n.m.), která má nejdelší souvislou řadu meteorologických pozorování mezi horskými stanicemi v České republice.

Homogenitu měření teploty vzduchu na Milešovce zejména se zřetelem na přemístění meteorologické budky v roce 1940 vyhodnotili u průměrných měsíčních teplot vzduchu v období 1905–1990 Štekl a Zacharov (1993). Podle nich jsou řady měsíčních a ročních průměrů teploty homogenní.

Novotný (1995) se zabýval nalezením trendů řad měsíčních, sezónních a ročních průměrů teplotních charakteristik na observatoři Milešovka v období 1905–1991. Provedl rovněž absolutní homogenizaci. Pro zjištění trendů použil metodu robustní regrese vůči odlehlým pozorováním. Za období 1941–1991 zjistil pokles průměrných teplot v teplé části roku, v chladné části roku naopak jejich růst. Nejvýraznější změny byly nalezeny v řadách přízemní teploty. Průměrná amplituda ve všech ročních obdobích klesá. Tyto změny podle něj vybízejí k domněnce, že podnebí je v současné době maritimnější oproti 40. letům.

Zacharov (1992) se zabýval doplňováním termínových hodnot teploty na Milešovce. Zvolil jednoduchou interpolační metodu, která se ukázala být poměrně úspěšná. Teploty na Milešovce určoval lineární interpolací teploty mezi stanicemi Teplice a Fichtelberg. Podařilo se mu dosáhnout směrodatné odchylky rozdílu doplněných a naměřených hodnot 0,72 pro denní průměry. Nedostatkem metody je, že nebere do úvahy skutečnou závislost přízemní teploty na nadmořské výšce místa pozorování, která je ovlivněna specifickými podmínkami jak na obou horských vrcholech, tak i na údolní stanici a obecně není lineární. Dále se ukazuje se, že závislost je odlišná pro různé typy (třídy) počasí.

Na tuto práci navázali Huth a Nemešová (1993). Již zohlednili skutečnost, že při měření teploty hrají velkou úlohu lokální vlivy. Měření na horských stanicích jsou oproti údolním stanicím významně ovlivňována charakteristikami vrcholu (zejména tvar, rozměry, složení půdy, vegetace), které působí na obtékání a radiační bilanci, a odlišnými podmínkami pro procesy související s fázovými přechody vody (oblačnost, srážky). Navrhli metodu založenou na objektivní klasifikaci počasí na stanicích Teplice a Fichtelberg. Ke klasifikaci počasí (k popisu počasí byly použity veličiny teplota, vlhkost, vítr a oblačnost) byla použita analýza hlavních složek a shluková analýza. Pro každou třídu počasí zvláště se určují koeficienty tří různých regresních rovnic, které umožňují teplotu na Milešovce stanovit z teplot naměřených v Teplicích a na Fichtelbergu. Podařilo se prokázat, že klasifikace počasí zlepšuje výsledky doplňování chybějících termínových teplot. Zda je dosažená přesnost dostatečná, závisí na tom, k jakému účelu se doplněné údaje používají.

Vztahem mezi změnami atmosférické cirkulace a teplotou vzduchu na Milešovce v období 1905–1991 se zabýval Novotný (1994). K popisu cirkulace použil typizaci podle Hesse a Brezowského. Zjistil, že korelace teplotních charakteristik s četností výskytu typů cirkulace v letním období je volnější než v zimním.

Studiem vztahů mezi cirkulací kontinentálního měřítka ve volné atmosféře a lokálními klimatologickými charakteristikami na Milešovce se dále zabývali Huth a Novotný (1995) a Huth (1997). Pomocí lineárních regresních vztahů byla hledána souvislost mezi geopotenciálními výškami hladiny 500 hPa nad Evropou a přilehlou částí Atlantského oceánu a denními hodnotami vybraných klimatologických charakteristik na Milešovce. Analýza byla provedena odděleně pro zimu a léto. Huth (1997) zjistil, že cirkulace ve výšce nad 5,5 km a v definované ploše ovlivňuje nejvýrazněji teplotu vzduchu a zonální složku větru. Relativní vlhkost vzduchu, množství oblačnosti, trvání slunečního svitu a srážkový úhrn nevykazují vazbu na cirkulaci v zimě vůbec a v létě jen slabě. Nízkofrekvenční část cirkulace (jevy s periodou nad 10 dní) má na studované charakteristiky výrazně větší vliv než cirkulace v oblasti synoptických frekvencí (2 až 6 dní). Intenzita vazby mezi cirkulací a počasím je výrazně proměnlivá mezi jednotlivými desetiletími.

Podrobné informace o historii observatoře a prováděných měřeních podali Brázdil a Štekl (1999). V období 1905–1994 analyzovali klimatické poměry Milešovky na základě řad klimatologických charakteristik jednotlivých meteorologických prvků a jevů, se zřetelem na jejich homogenitu. Z dynamickoklimatologického hlediska zhodnotili vybrané extrémy teploty vzduchu, srážek, rychlosti větru, zimních bouřek a námrazy. Dále studovali kolísání podnebí na Milešovce pomocí trendové a spektrální analýzy na základě měsíčních, sezonních a ročních klimatologických charakteristik v období 1905–1997.

1.3.4 Analýza kolísání teploty vzduchu na území České republiky

Studiu prostorových vztahů (kolísání v rámci větších územních celků) je věnována pozornost především v posledních letech. Toto je dáno hlavně využitelností statistických softwarů a počítačů, které v minulosti k dispozici nebyly, a také lepší dostupností naměřených údajů pomocí vytvářeným databází.

Rozložením minimálních teplot na Šumavě, zejména v její centrální části – Šumavských pláních – se zabývala Křivancová (1991). Zaměřila se především na inverzní charakter mělkých sníženin. Využila k tomu účelovou síť pro měření teploty vzduchu (10–15 stanic vybavených většinou staničními a extrémními teploměry a termografy), kterou od roku 1976 začal v mělkých údolních polohách v okolí Kvildy budovat amatérský meteorolog Antonín Vojvodík z Vimperka.

Teplotní řadu České republiky podle údajů 20 homogenních řad (řady byly homogenizovány s použitím testu Craddocka) pro období 1882–1990 spočetl Křek (1993). Tuto průměrnou řadu dále porovnával s řadou severní polokoule podle Jonese a s boxem 9 podle Hansena a Lebedeva.

Brázdil et al. (1996b) použili k provedení shlukové analýzy horských stanic v České republice roční řady vybraných klimatologických charakteristik teploty a tlaku vzduchu, slunečního svitu a oblačnosti.

Podobně byla analyzována kolísání sezónních řad klimatologických charakteristik uvedených prvků na horských stanicích v České republice Šimkem (1997).

Horkým vlnám na jižní Moravě v období 1961–1990 se věnovali Kyselý a Kalvová (1998). Autoři použili údaje maximální a minimální denní teploty vzduchu, denní úhrny srážek a globální záření 8 meteorologických stanic. Zjistili, že příčinou nadnormálně vysokých teplot vzduchu u nás i v rozsáhlé oblasti Evropy byla převažující meridionální cirkulace s anticyklonálním rázem počasí a s přílivem velmi teplého vzduchu od jihu až jihozápadu, při níž se na vysokých teplotách podílely jednak dlouhodobé radiační prohřívání zemského povrchu a následně přízemních vrstev ovzduší, jednak teplá advekce, popř. i fénové účinky v závětrří Alp. Horkým vlnám na jižní Moravě v období 1961–1995 se dále věnuje Kyselý et al. (2000). Kyselý (2003) potom navazuje na předchozí práce a analyzuje horké vlny v České republice, zejména z hlediska jejich časové a prostorové proměnlivosti, vztahu k atmosférické cirkulaci a pravděpodobnosti opakování. Analýza je založena na datech z více než 50 klimatických stanic České republiky za období 1961–1998.

Brázdil a Macková (1998) homogenizovali roční řady teploty vzduchu 30 vybraných stanic České republiky v období 1828–1995. Z těchto řad vypočetli anomálie od referenčního období 1961–1990 a z těchto anomálií potom průměrnou řadu České republiky. Průměrná řada byla vypočtena jako prostý aritmetický průměr všech stanic dostupných v daném roce, dále průměrováním řad anomálií vybraných gridových bodů – vypočítáno váženým průměrem, kde váhou byla převrácená hodnota vzdálenosti mezi stanicí a daným gridem. Rozdíly mezi těmito dvěma řadami jsou zanedbatelné. Získané teplotní řady byly porovnány s globálními řadami a řadou Rakouska.

Brázdil et al. (2001b) provedli relativní homogenizaci měsíčních teplot vzduchu v období 1961–1999 pro 95 stanic České republiky. Z těchto řad autoři vytvořili průměrnou řadu České republiky a tu porovnávali s průměrnou řadou severní polokoule. Dále pomocí modelu vícenásobné lineární regrese zkoumali vliv klimatotvorných faktorů na kolísání teploty vzduchu. Byli schopni vysvětlit 51–68% rozptylu v ročních a sezonních řadách severní polokoule a 45–53% rozptylu v řadách České republiky.

Kolísáním teplých a chladných měsíců vybraných podle kritických hodnot normálního rozdělení se zabýval Brázdil et al. (2001a). Autoři použili homogenizované řady měsíčních průměrů teploty vzduchu 93 stanic České republiky a studovali jejich změny v časové a prostorové variabilitě v období 1961–2000. Prostorové změny ve výskytu extrémních měsíců byly analyzovány pomocí shlukové analýzy. Variabilita teplých a studených extrémů je podle nich menší než v minulosti (porovnání s Prahou – Klementinem). Zjistili také, že většina extrémně chladných měsíců v zimním půlroce je spojena s anomálním prouděním chladného vzduchu ze severu, jak při hladině moře tak v 500 hPa. Naopak extrémně teplé měsíce jsou spojeny s anomálně jižním prouděním při hladině moře a ve střední troposféře v kombinaci se subsidencí.

Sandev a Šedivka (2002) provedli v rámci České republiky hodnocení zimních charakteristik měsíců prosince až března v období 1989–2001 a porovnávali je se stejnými měsíci za období 1961–1990. Použita byla teplota vzduchu a sněhové charakteristiky, dvě pražské stanice a 3 stanice ve vyšších polohách. Pro vysvětlení výsledků rovněž analyzovali synoptické situace. Zjistili, že v průběhu 90. let 20. století evidentně nastaly změny ve všeobecné zimní cirkulaci nad střední Evropou – všeobecný vzestup počtů teplejších a pokles chladnějších situací v kombinaci s jinými faktory vede

k mírnému až silnému vzestupu teploty vzduchu ve sledovaném období. Průměrná měsíční teplota vzduchu se zvedla nejvíce v lednu, nejméně v prosinci, v důsledku toho se od středních poloh teplotní vrchol zimy posunul z ledna na začátek zimy, tedy do prosince. Autoři dále konstatují celkový pokles srážek v měsících lednu a únoru.

Zkušenosti s konstrukcí technických teplotních časových řad v České republice prezentovali Květoň a Žák (2004). Jejich snahou bylo vzájemné propojení problému prostorové interpolace a homogenizace časových řad. Technické řady byly konstruovány pro gridové body prostorovou interpolací výpočtem lineární regresní závislosti na nadmořské výšce z dat měřených na okolních stanicích (aplikace nástrojů GIS). Výsledné technické řady měsíčních průměrů průměrné a maximální denní teploty vzduchu byly porovnány pro vybrané stanice s původními řadami a s řadami homogenizovanými standardními metodami (použili metodu MASH T. Szentimreye z Maďarska).

Změny vybraných teplotních kvantilů v období 1961–2000 na základě měření 29 stanic České republiky zkoumaly Chládková a Kalvová (2005a). Lineární trendy studovaných charakteristik stanovily s použitím Kendall–tau koeficientu. Z provedených výpočtů vyplynulo, že u denní maximální teploty vzduchu došlo v zimě k posunu 90% kvantilů směrem k vyšším hodnotám, zatímco 10% kvantil zůstal prakticky beze změny. To naznačuje protažení rozdělení směrem doprava. Na jaře se posunuly směrem k vyšším hodnotám oba kvantily, posun 90% kvantilů však byl průkaznější, zatímco v létě byl výraznější a průkaznější posun 10% kvantilů k vyšším hodnotám. Rozdělení maximální teploty na podzim zůstalo beze změn. U minimálních teplot nebyly změny tolik výrazné jako u maximálních teplot. Změny byly opět průkaznější u 90% kvantilů na jaře, v létě a v zimě.

Chládková a Kalvová (2005b) dále studovaly změny 10 teplotních a srážkových charakteristik v České republice v období 1961–2000. Zjistily, že některé charakteristiky se změnily: denní teplotní amplituda a počty dnů v horkých vlnách se zvýšily, délka mrazového období se zkrátila. Některé charakteristiky zůstaly beze změn: maximální roční amplituda teploty vzduchu, délka srážkového období a období beze srážek. Hodnoty trendů na podzim se ukázaly být odlišné od ostatních sezón.

1.3.5 Analýza kolísání teploty vzduchu ve střední Evropě

Kolísání ročních hodnot tlaku vzduchu, oblačnosti, trvání slunečního svitu, globálního záření, teploty vzduchu (v tomto případě použito 34 stanic) a atmosférických srážek v oblasti střední Evropy v období přístrojových měření analyzoval Brázdil (1991). Použil metody spektrální analýzy a numerických filtrů k nalezení statisticky významných cyklů v řadách. V případě teploty vzduchu a slunečního svitu našel podezřelé rozdíly mezi kolísáním na horských stanicích (v oblasti Alp) a stanicích z nižších poloh. Jedním ze závěrů je, že dlouhodobé změny meteorologických prvků ve střední Evropě nemusí vždy odpovídat globálním změnám (nebo změnám na severní polokouli).

Michálek et al. (1993) analyzovali devět stanic v oblasti střední Evropy, na nichž měření teploty vzduchu začala již ve 2. polovině 18. století (Ženeva od r. 1768, Basilej – Binningen od r. 1777, Hohenpeissenberg od r. 1781, Mnichov Riem od r. 1781, Praha Klementinum od r. 1771, Vídeň – Hohe

Warte od r. 1775, Budapešť od r. 1780 a Varšava od r. 1779). V práci jsou popsány základní metody pro analýzu trendu uvedených časových řad, metody spektrální analýzy a metody založené na nízkofrekvenční filtraci. Autoři se mj. zabývali problémem homogenity teplotních řad a faktorem zesílení tepelného ostrova města. Kolísání průměrných ročních teplot vzduchu na devíti středoevropských stanicích se vyznačuje dobrou shodou v časovém výskytu dílčích extrémů, liší se však jejich intenzitou. Zjednodušeně lze hovořit o poklesu teplot od konce 18. století zhruba do poloviny, popř. do 80. let 19. století, odkdy dochází prakticky ke kontinuálnímu vzestupu teplot.

Analýzou kolísání maximálních a minimálních teplot vzduchu a denní amplitudy teploty vzduchu v kontextu České republiky se zabýval Brázdil et al. (1994a, 1994c, 1995, 1996a), spolu s ostatními středoevropskými horskými stanicemi Weber et al. (1997). Např. podle Brázdila et al. (1994a), analýza měsíčních průměrů denních teplotních maxim a minim v České republice (použito 13 stanic) a Slovenské republiky (7 stanic) v období 1961–1992 neukazuje na rychlejší vzestup minim v porovnání s maximy a odpovídající pokles denní teplotní amplitudy, jejíž trend není většinou statisticky významný. Značnou část změn v maximech a denní teplotní amplitudě lze objasnit změnami oblačnosti, popř. slunečního svitu. U teplotních minim je lineární vazba nevýznamná.

Změny v maximech a minimech denních teplot v 9 vybraných regionech střední Evropy a Bulharska v období 1951–1990 byly zkoumány Brázdilem et al. (1996a). Byly zkompileovány průměrné řady střední Evropy a provedena trendová analýza. Vzestup maxim byl v daném období o něco málo menší než u minim ($0,52^{\circ}\text{C}$, resp. $0,60^{\circ}\text{C}$), tzn. malé snížení denní teplotní amplitudy. S výjimkou jarních minim jsou ostatní trendy statisticky významné. Pozorované nevýznamné trendy v denní teplotní amplitudě v oblasti střední Evropy souvisí s malými změnami oblačnosti. Dále byla zkoumána dlouhodobá kolísání ročních maxim, minim a teplotní amplitudy pro osm vybraných řad během 20. století.

Domonkos et al. (2002) zkoumali změny extrémních jevů v létě a v zimě na základě měření 11 stanic ve střední a jižní Evropě v období 1901–1998. Autoři zjistili, že během 20. století došlo k dlouhodobým změnám ve výskytu horkých období v létě i studených období v zimě. Tendence k oteplování se projevily na všech stanicích, ale pouze na stanicích v severnějších částech Evropy byly kladné trendy počtu dní v horkých a studených obdobích statisticky významné.

Huth a Pokorná (2004) prezentovali výsledky analýzy dlouhodobých změn 11 klimatických proměnných na 21 stanicích v České republice v období 1961–1998. Analyzovány byly odděleně jednotlivá roční období. Autoři zkoumali tyto proměnné: denní průměrná, maximální a minimální teplota, denní amplituda teploty, zonální a meridionální složka větru, relativní vlhkost, oblačnost, délka trvání slunečního svitu, úhrn srážek a pravděpodobnost srážkového dne. Podle autorů je oteplování nejsilnější v zimě, na jaře a v létě je oteplování slabší, na podzim oproti tomu dochází k ochlazování. Nejvíce statisticky významných trendů teploty se však vyskytuje v létě, což je dáno menší meziroční proměnlivostí klimatu v tomto ročním období. V zimě, na jaře a v létě rostly maximální teploty vzduchu rychleji než minimální, což vedlo ve výsledku k růstu teplotní amplitudy. Na podzim naopak rychleji rostly minimální teploty, a to mělo za následek zmenšující se amplitudu teploty vzduchu. Srovnání s trendy v období 1949–1980 naznačuje, že v létě i v zimě oteplování v České republice sílí. Podle

IPCC (2001) naopak docházelo na většině území světa v minulých desetiletích k poklesu denní amplitudy teploty vzduchu, který byl dán rychlejším růstem denní minimální teploty nežli maximální.

Hostýnek (2005) posuzoval dlouhodobé změny teploty vzduchu a srážek na sekulárních stanicích v České republice (8 stanic) a současně na dalších blízkých stanicích ve střední Evropě (3 stanice) v období 1921–2003. Zjišťoval přítomnost a změnu trendu. U ročních, jarních i letních teplot a měsíčních teplot únor – červen byla potvrzena statisticky významná přítomnost i změna trendu. Přibližně od 80. let 20. století dochází k význačnému vzestupu teplot na všech stanicích.

Cahynová (2005) ve střední Evropě zjistila poměrně těsnou pozitivní závislost teploty vzduchu v chladném půlroce na míře zonální cirkulace vyjádřenou indexy NAO a ZIEU (publikovaný Německou meteorologickou službou). Hodnoty korelačního koeficientu podle ní klesají od severu k jihu, mírou zonální cirkulace jsou nejvíce ovlivněny teploty v oblasti ležící v blízkosti Severního a Baltského moře. Menší závislost byla zjištěna na horských a podhorských stanicích. Nejzřetelnější kladný vztah zonální cirkulace a průměrných měsíčních teplot vzduchu existuje v prosinci, lednu a únoru.

1.3.6 Práce z oblasti Evropy s podobným zaměřením

Na závěr budou ještě uvedeny některé práce z oblasti Evropy, které jsou zaměřením podobné jako tato práce, tzn. že je věnováno velké úsilí získání homogenní údajů pro větší územní celek, a tyto údaje jsou následně analyzovány.

Pomocí Alexanderssonova testu zhomogenizovali Moberg a Alexandersson (1996) dlouhodobé sezónní teplotní řady Švédska, Dánska, Finska a Norska (období 1861–1994). Z těchto údajů dále vypočítali řady pro gridové body (po 5° zem. šířky i délky), spočetli teplotní trendy pro tyto řady a porovnali je s globálními řadami gridových bodů podle Jonese, kde našli řadu nehomogenit, které podle nich mohou mít takovou velikost, jako jsou celkově pozorované změny v homogenních datech.

Rozdělení Norska do 6 teplotních regionů použitím kombinace analýzy hlavních komponent a shlukové analýzy pro roční a sezónní průměry provedli Hanssen–Bauer a Nordli (1998), využili přitom homogenizovaných dat. Dále testovali trendy a sledovali kolísání na standardizovaných průměrných řadách vytvořených regionů.

Auerová et al. (2001) vytvořili rakouskou klimatickou databázi založenou na měsíčních údajích, které jsou dlouhodobé (pokrývající celé období přístrojových měření), homogenní, které obsahují nejenom teplotu nebo srážky, ale také trvání slunečního svitu, tlak vzduchu, oblačnost atd. Součástí databáze jsou také údaje mimo hranice Rakouska. Böhm et al. (2001) využili této databáze a řad z okolních států (území Alp) pro následné analýzy v podobě regionalizace založené na analýze hlavních komponent, analýzy trendu těchto regionálních řad (pomocí progresivní Mann–Kendallový testovací statistiky), vytvoření řad pro gridové body a jejich porovnání s databází CRU, kde našli chyby (autory vytvořená řada je strmější – vykazuje vyšší hodnoty trendů, hlavně v létě).

Tuomenvirta (2004) zpracoval data z období přístrojových pozorování ve Finsku (posledních 150 roků). Věnoval se homogenizaci časových řad (testem Alexanderssona). Dále spočítal trendy a zjistil

statisticky významný vzestup teplot v roce a na jaře. Od roku 1970 vysledoval rychlý vzestup teplot, především v zimním období. Dále pro denní teplotní amplitudu vytvořil model vícenásobné lineární regrese, kde byly zahrnuty cirkulační indexy (zonální a meridionální) spolu s tlakem vzduchu a oblačností (která byla nejvýznamnějším prediktorem). V zimě model vysvětlil 53%, v létě 80% celkového rozptylu.

1.3.7 Literatura

- Auer, I., Böhm, R., Schöner, W. (2001): Austrian long-term climate 1767–2000. Multiple instrumental climate time series from Central Europe. *Österreichische Beiträge zu Meteorologie und Geophysik*, Heft 25. Wien. 155 s.
- Beranová R, Huth, R. (2003): Pražský tepelný ostrov za různých synoptických podmínek. *Meteorol. Zpr.*, 56, č. 5, s. 137–142.
- Böhm, R., Auer, I., Brunetti, M., Maugeri, M., Nanni, T., Schöner, W. (2001): Regional temperature variability in the European Alps: 1760–1998 from homogenized instrumental time series. *Int. J. Climatol.* 21. 1779–1801.
- Brázdil, R. (1991): Kolísání vybraných meteorologických prvků ve střední Evropě v období přístrojových pozorování. *Národní klimatický program ČSFR*, Praha, č. 2, 57 s.
- Brázdil, R. (1993a): Změny klimatu v České a v Slovenské republice – konfrontace modelů a pozorování. *Meteorol. Zpr.*, 46, č. 4, s. 101–105.
- Brázdil, R. (1993b) The homogeneity of air temperature measurements Prague–Klementinum with respect to the intensification of the urban heat island. In: Barbara Obrebska–Starkłowa (ed.): *Early Meteorological Instrumental Records in Europe – Methods and Results*, Kraków. s. 67–79.
- Brázdil, R., Budíková, M. (1999): An urban bias in air temperature fluctuations at the Klementinum, Prague. *The Czech Republic. Atmospheric Environment*, Vol. 33, s. 4211–4217.
- Brázdil, R., Budíková, M., Auer, I., Böhm, R., Cegnar, T., M., Faško, P., Lapin, M., Gajić-Čapka, M., Zaninović, K., Koleva, E., Niedźwiedz, T., Ustrnul, Z., Szalai, S., Weber, R.O. (1996a): Trends of maximum and minimum daily temperatures in central and southeastern Europe. *Int. J. Climatol.*, 16, č.7, s.765–782.
- Brázdil, R., Budíková, M., Faško, P. (1996b): Climate fluctuations in the mountain region of the Czech and Slovak Republics. In: *Proceedings of the 24th International Conference on Alpine Meteorology*, Hydrometeorological Institute of Slovenia, Ljubljana, s. 209–216.
- Brázdil, R., Budíková, M., Faško, P., Lapin, M. (1994a): Kolísání denních maxim a minim teploty vzduchu v České republice a ve Slovenské republice. *Meteorol. Zpr.*, 47, č.4, s.113–119.
- Brázdil, R., Budíková, M., Faško, P., Lapin, M. (1995): Fluctuations of maximum and minimum air temperatures in the Czech and the Slovak Republics. *Atmospheric Research*, 37, č. 1–4, s. 53–65.
- Brázdil, R., Machů, R., Budíková M. (1994c): Temporal and spatial changes in maxima and minima of air temperature in the Czech Republic in the period of 1951–1993. In: Brázdil, R., Kolář, M., eds.: *Contemporary Climatology*. Climatological Commission of the IGU, Brno, s. 93–102.
- Brázdil, R., Macková, J. (1998): Řada průměrných ročních teplot vzduchu pro Českou republiku v období 1828–1995. *Meteorol. Zpr.*, 51, č. 1, s. 17–21.
- Brázdil, R., Písek, J., Luterbacher, J., Tolasz, R., Květoň, V. (2001a): Fluctuations of extremely cold and warm months in the Czech Republic during the period of instrumental records and their relation to the atmospheric circulation. In: *Deutsch–Österreichisch–Schweizerische Meteorologen–Tagung. Österreichische Beiträge zu Meteorologie und Geophysik*, Wien, č. 27, CD-ROM.
- Brázdil, R., Štekl, J. a kol. (1999): Klimatické poměry Milešovky. *Academia*, Praha, 433 s.
- Brázdil, R., Štěpánek, P., Květoň, V. (2001b): Temperature Series of the Czech Republic and its Relation to Northern Hemisphere Temperatures in the Period 1961–1999. In: *Detecting and Modeling Regional Climate Change*, India, M., B., Bonillo, D., L. (eds.), Springer, s. 69–80.
- Brůžek, V. (1988): Význačné vulkanické výbuchy v 19. a 20. století a průběh teploty ve střední Evropě. *Meteorol. Zpr.*, 41, č. 5, s. 133–135.
- Brůžek, V. (1994): Rekordní červenec 1994. *Meteorol. Zpr.* 47, č. 4, s. 127–128.
- Cahynová, M. (2005): Vliv severoatlantské oscilace na sezonní teploty vzduchu ve střední Evropě. *Meteorol. Zpr.*, 58, č. 2, s. 41–46.

- Červený, J. (1982): Charakteristika zim v sekulární řadě observatoře Praha–Klementinum. *Meteorol. Zpr.*, 35, č. 1, s. 6–8.
- Domonkos, P., Kyselý, J., Piotrowicz, K., Petrovic, P., Likso, T. (2003): Variability of extreme temperature events in south-central Europe during the 20th century and its relationship with large-scale circulation. *Int. J. Climatol.*, Vol. 23, s. 987–1010.
- Hanssen–Bauer, I., Nordli, P.O. (1998): Annual and seasonal temperature variations in Norway 1876–1997. *DNMI Report*, 25/98. 30 s.
- Hlaváč, V. (1937): Pražské studie geofyzikální VIII. Tepelné poměry hlavního města Prahy, díl I. *Československá statistika*, sv. 143. Praha, Státní úřad statistický. 95 s.
- Hlaváč, V. (1941): Pražské studie geofyzikální IX. Tepelné poměry hlavního města Prahy, díl II. *Československá statistika*, sv. 166. Praha, Státní úřad statistický.
- Hlaváč, V. (1966): Jak se jeví kolísání klimatu za posledních dvě stě roků v pražské teplotní řadě. *Meteorol. Zpr.*, 19, č. 2, s. 33–42.
- Hlaváč, V. (1977): Eine neue Methode zur objektiven Beurteilung der säkularen Schwankungen und Abnormalitäten der Lufttemperatur und der Sonnenfleckenrelativzahlen und ihre Anwendung für die 200jährige Prager Temperatur-reihe. *Geofyzikální sborník – Travaux géophysiques XXIII (1975)*. Praha, Academia. 371 s.
- Hostýnek, J. (2005): Srovnání kolísání teploty a srážek na sekulárních stanicích České republiky a vybraných stanicích střední Evropy. *Meteorol. Zpr.*, 58, č. 1, s. 7–9.
- Huth, R., Nemešová, I (1993): Doplnění chybějících termínových měření teploty na observatoři Milešovka s využitím klasifikace počasí. *Meteorol. Zpr.*, 46, č. 3, s. 83–95.
- Huth, R. (1997): Potential of continental-scale circulation for the determination of local daily surface variables. *Theor. Appl. Climatol.*, 56, č. 3–4, s. 165–186.
- Huth, R., Novotný, J. (1995): Links between local daily surface temperatures and continental-scale circulation patterns. In: 6th International Meeting on Statistical Climatology. University College, Galway, s. 41–44.
- Huth, R., Pokorná, L. (2004): Trendy jedenácti klimatických prvků v období 1961–1998 v České republice. *Meteorol. zpr.*, 57, č. 6, s. 168–178.
- Chládová, Z., Kalvová, J. (2005a): Změny vybraných teplotních kvantilů v období 1961–2000. *Meteorol. Zpr.*, 58, č. 4, s. 111–118.
- Chládová, Z., Kalvová, J. (2005b): Změny vybraných klimatických charakteristik v České republice v období 1961–2000. *Meteorol. Zpr.*, 58, č. 5, s. 146–153.
- Kalvová, J. (1979): Kolísání teploty ve 20. století a zimy 1950–1978 v Praze. *Meteorol. Zpr.*, 32, č. 6, s. 174–182.
- Kalvová J. (1980): The problem of temperature trends and winter seasons 1950–1977 at the observatories in Prague–Klementinum and at Milešovka. *Studia geophysica et geodeatica*, 24, č.2, s. 201–207.
- Kalvová, J. (1982): Přirozená variabilita měsíčních průměrů teploty. *Meteorol. Zpr.*, 35, č. 4, s. 119–122.
- Kalvová, J. (1983): Klimatický šum v řadách měsíčních průměrů teploty. *Meteorol. Zpr.*, 36, č. 4, s. 119–122.
- Kakos, V. (1979): Teplotní charakteristika zimy 1978/79. *VTEI*, 21, č. 5., s. 167–172.
- Kakos, V. (1982): Hydrometeorologické zvláštnosti zimního období 1981–82 na území ČSR. In: Sborník VII. celoštátní seminář informačních pracovníků vo vodnom hospodárstve. Tatranská Štrba, s. 118–129.
- Kakos, V., Krška, K. (1985): Teplotní charakteristika tuhé zimy 1984/85 v ČSSR. *Meteorol. Zpr.*, 38, č. 5, s. 148–151.
- Kakos, V., Munzar, J.(2000): Zima 1829/30 – nejtužší ve střední Evropě od počátku měření teploty vzduchu. *Meteorol. Zpr.*, 53, č. 4, s. 103–108.
- Kovanic, P. (1977): Meziměsíční korelace v Klementínské řadě teplot. In: Sborník referátů ze semináře k 200. výročí observatoře v Praze–Klementinu. Praha, HMÚ. 48s.
- Krška, K., Munzar, J. (1984): Teplotní zvláštnosti tropického léta 1983 v ČSSR a v Evropě. *Meteorol. Zpr.* 37, č. 2, s. 33–40.
- Krška, K., Racko, S. (1993): Horúce leto 1992 v Českej a Slovenskej republike, jeho synoptický výklad a klimatologické zhodnotenie. *Meteorol. Zpr.*, 46, č. 2, s. 33–41.
- Krška K., Racko, S. (1996): Mimoriadne teplé leto 1994 v Českej a v Slovenskej republike. *Meteorol. Zpr.*, 49, č. 1, s. 12–21.
- Křek, P. (1993): Kolísání teploty vzduchu na území České republiky v období přístrojových pozorování. Diplomová práce. Katedra geografie PřF MU, Brno, 60 s.
- Křivancová, S. (1991): Teplotní zvláštnosti Šumavy. *Meteorol. Zpr.*, 44, č. 5, s. 143–150.
- Křivancová, S (1999): Rekordně nízké teploty vzduchu v mimořádně tuhé zimě 1928/29. *Meteorol. Zpr.*, 52, č. 2, s. 50–54.
- Kyselý, J. (2002): Temporal fluctuations in heat waves at Prague–Klementinum, the Czech Republic, from 1901–1997, and their relationships to atmospheric circulation. *Int. J. Climatol.*, 22, 33–50.

- Kyselý, J. (2003): Časová proměnlivost horkých vln v České republice a extrémní horká vlna z roku 1994. *Meteorol. Zpr.*, 56, č. 1, s. 13–19.
- Kyselý, J., Kalvová, J. (1998): Horké vlny na jižní Moravě v letech 1961–1990. *Meteorol. Zpr.*, 51, č. 3, s. 65–72.
- Kyselý J., Kalvová J., Květoň V. (2000): Heat waves in the south Moravian region during the period 1961–1995. *Studia geophysica et geodeatica*, Vol. 44, s. 57–72.
- Machovský, P. (1993): Analýza klementinské teplotní řady se zřetelem na vyčlenění dvou kvalitativně odlišných období. *Meteorol. Zpr.*, 46, č. 4, s. 117–120.
- Michálek, J., Budíková, M., Brázdil, R. (1993): Metody odhadu trendu časové řady na příkladu středoevropských teplotních řad. *Národní klimatický program ČR*, sv. 9. ČHMÚ – Praha. 54 s.
- Míková, T. (1994): Zvláštnosti klimatických prvků a extrémní jevy v roce 1994. *Meteorol. Zpr.*, 47, č. 5, s. 158–159.
- Moberg A., Alexandersson H. (1996): Homogenization of Swedish Temperature Data. Part II: Homogenized Gridded Air Temperature Compared with a Sub-set of Global Gridded Air Temperature Since 1861. In: Moberg, A: *Temperature Variations in Sweden Since the 18th Century*. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Dissertation Series No. 5. 98 s.
- Němec, L. (1995): Extrémně teplý rok 1994. *Meteorol. Zpr.*, 48, č. 2, s. 60.
- Novotný, J. (1994): Detekce příčin dlouhodobých trendů teploty pozorovaných na observatoři Milešovka. Diplomová práce. Katedra meteorologie a ochrany přírody MFF UK, Praha, 105 s.
- Novotný, J. (1995): Zpracování teplotních řad na horské stanici Milešovka. *Meteorol. Zpr.*, 48, č. 5, s. 145–149.
- Pavlík, J., Němec, L., Tolasz, R., Valter J. (2003): Mimořádné léto roku 2003 v České republice. *Meteorol. Zpr.*, 56, č. 6. s. 161–165.
- Pejml, K. (1975): 200 let meteorologické observatoře v pražském Klementinu. Praha HMÚ. 78 s.
- Sandev, M., Šedivka, J. (2002): Porovnání zim 1989–2001 s normálem 1961–1990 v České republice. *Meteorol. Zpr.*, 55, č. 5, s. 129–135.
- Střeštík, J. (1995): Vzájemné korelace průměrných teplot a úhrnných srážek v jednotlivých měsících a jejich odraz v pranostikách. *Meteorol. Zpr.*, 48, č. 3, s. 83–86.
- Šimek, M. (1997): Sezónní struktura kolísání vybraných meteorologických prvků na horských stanicích v České republice. Geografický projekt. Katedra geografie PřF MU, Brno, 74 s.
- Štekl, J., Zacharov, P. (1993): Ověření homogenity teplotní řady na Milešovce. *Národní klimatický program ČR*, sv. 11. ČHMÚ – Praha. 36 s.
- Tuomenvirta, H. (2004): Reliable estimation of climatic variations in Finland. *FMI*. 76 s.,
- Weber, R.O., Talkner, P., Auer, I., Böhm, R., Gajić–Čapka, M., Zaninović, K., Brázdil, R., Faško, P. (1997): 20th-century changes of temperature in the mountain regions of central Europe. *Climatic Change*, 36, č.3–4, s.327–344.
- Zacharov, P. (1992): Missing data replacement in the Milešovka instrumental series. In: *Homogenization of long-term climate data*. Bratislava.

2. Údaje o teplotě vzduchu v České Republice

V této kapitole bude nejprve stručně popsána historie přístrojových měření v českých zemích, dále bude uveden postup při vytváření databáze průměrných měsíčních teplot vzduchu použitých pro následnou analýzu kolísání teploty vzduchu v České republice.

2.1 *Stručná historie přístrojových měření na území České republiky*

2.1.1 **Počátky přístrojových měření**

2.1.1.1 **Vývoj měření a pozorování v Čechách**

V rámci bývalého Rakouska byla první meteorologická síť organizována na území Čech, kde byla také nejstarší meteorologická stanice (astronomická observatoř Praha – Klementinum), na které se již v 18. století konala pravidelná a nepřetržitá měření. Hlavní zásluha o zavedení meteorologických měření v Čechách náleží Josefu Steplingovi (1716–1778) a Antonínu Strnadovi (1746–1799) (Augustin, 1885). Stepling provedl již roku 1752 při pražské hvězdárně první pravidelná měření (teploty, tlaku vzduchu a srážek), jejichž výsledky uveřejnil spolu s popisem, jak by se měla meteorologická pozorování provádět. Na Steplingovy myšlenky o zavedení meteorologického měření a pozorování v Čechách navázal jeho žák a nástupce A. Strnad, jenž při pražské hvězdárně založil dlouhou pozorovací řadu, vedenou od roku 1771 pravidelně a nepřetržitě až dodnes (z let 1771–1774 se dochovaly pouze průměrné měsíční teploty, řada denních teplotních měření začíná od 1. ledna 1775). Díky němu se začalo s pozorováními i na jiných místech v Čechách. Snaha o pochopení atmosféry a jevů v ní probíhajících vycházela především z potřeb zemědělství, které je na počasí a podnebí hodně závislé.

Strnad kolem sebe soustředil několik pozorovatelů, kteří mu zasílali svá pozorování do Prahy. Meteorologická pozorování mimo Prahu byla koncem 18. století konána v Čáslavi, Boleboři, Chocni, Landškrouně, Plané, Telči a Žitenicích. Strnad jejich výsledky uveřejňoval ve spisech Královské české společnosti nauk.

Ve Strnadově díle pokračoval jeho žák Martin Alois David (1757–1836), jenž získal pro zřízení meteorologické pozorovací sítě v Čechách vlastenecko–hospodářskou společnost českou (ta v meteorologii viděla především dobrý prostředek pro rozvoj zemědělství). Díky ní již v roce 1817 zasílalo výsledky pozorování do Prahy 14 stanic, která byla uveřejňována z počátku ve zvláštních zprávách (1817–1821), později ve spisech vlastenecko–hospodářské společnosti (Neue Schriften der k. k. patriotisch–ökonom. Gesellschaft und Verhandlungen der patr.–ökonom. Gesellsch., 1822–1847). Hlavní pozornost byla věnována pozorování a zpracování tlaku a teploty vzduchu, srážek a větru. V době, kdy v Čechách již fungovala organizovaná síť meteorologických stanic pozorujících systematicky a s vyzkoušenými přístroji, v jiných zemích rakouského mocnářství se teprve zřizovaly při hvězdárnách nebo při klášterech jednotlivé meteorologické stanice (Augustin, 1885).

Karel Kreil (1798–1862) v roce 1839 zřídil při pražské hvězdárně novou magnetickou a meteorologickou observatoř, kde zvýšil počet pozorovacích termínů a rozsah měření. Jeho snahou byla hodinová měření, ale nová observatoř se potýkala s finančními problémy, takže pozorování nejsou bohužel úplná (Krška a Šamaj, 2001).

Čilý ruch pozorovacích a intenzivní činnost v oboru meteorologie trvaly v Čechách více než celé desetiletí od roku 1840 do roku 1852. Revoluční rok 1848 bohužel způsobil obrat v mnoha oblastech, též v organizaci meteorologie (Augustin, 1885).

Založením Ústředního ústavu pro meteorologii a zemský magnetismus ve Vídni (Central-Anstalt für Meteorologie und Erdmagnetismus – prvním ředitelem ústavu se stal Karel Kreil), který měl k dispozici dostatečné prostředky pro správu rakouské meteorologické sítě, nastalo nové období meteorologických pozorování v Rakousku. Zřízením samostatného ústavu byla meteorologie povýšena ze zájmové činnosti na státní službu, vymanila se z područí astronomie a zemědělství a mohla si sama zvolit své cíle. Na dosavadních i nových stanicích se začalo pozorovat v celém mocnářství jednotným způsobem a cejchovanými přístroji.

Zřízení rakouské sítě s centrálním ústavem ve Vídni bylo pro pěstování meteorologie a meteorologická pozorování v Čechách bohužel osudné, neboť zde nastal úpadek. Vlastenecko-hospodářská společnost zastavila svoji činnost a rozpustila meteorologickou síť, jejíž stanice přešly do pozorovací sítě rakouské, sloužící jí na počátku jako základ. Meteorologové, kteří dosud s velikým zdarem řídili pozorování v Čechách, byli z Prahy povoláni na centrální ústav do Vídně, aby tam založili a řídili meteorologickou síť rakouskou.

Kromě ztráty odborníků mělo založení vídeňského ústavu nepříznivé důsledky v tom, že vedlo v Čechách ke značné redukci pozorovacích stanic, k úpadku Klementina, i ke ztrátě naděje, že se Praha opět stane střediskem alespoň zemského meteorologického a klimatologického výzkumu. Čechy měly na začátku v meteorologii oproti jiným zemím mocnářství značný náskok, nejhustší síť stanic a kvalitní řady měření, zatímco jinde se pozorování teprve zaváděla. Při založení ústavu byl počet stanic v Čechách větší než počet ostatních stanic z celého Rakouska (17 ku 31). Za několik let ale klesl počet stanic zasílajících svá pozorování z Čech do Vídně na polovinu (ze 17 na 8), kdežto v jiných rakouských zemích stále vzrůstal a po osmiletém trvání celorakouské meteorologické sítě v ní byly Čechy zastoupeny již jen desetinou stanic. Po rozdělení meteorologické sítě na rakouskou a uherskou (1870) se v Čechách zvětšil jako v ostatních rakouských zemích počet meteorologických stanic, ale tak nepatrně, že zůstal stejný poměr českých stanic k celkovému počtu celé sítě, jaký byl před rozdělením. Ze 261 stanic I., II. a III. třídy v celé síti v roce 1882 připadalo na Čechy pouze 27 stanic (na Moravu 29). V rakouských zemích připadala v průměru jedna meteorologická stanice na 1150 km², kdežto v Čechách na 1924 km² (naproti tomu Slezsko mělo nejhustší síť – jednu stanici na 257 km²). Změny v síti, které prováděl ústřední ústav, směřovaly k tomu, aby stanice byly rozmístěny pokud možno rovnoměrně ve všech rakouských zemích. Hlavním problémem těchto stanic v Čechách bylo, že se jejich stav stále měnil, jelikož jejich udržování bylo závislé na dobré vůli pozorovatelů. Z 27 stanic pozorujících v roce 1882 vykazovalo jenom 10 úplná pozorování nepřetržitě po celý rok (Augustin, 1885).

Úpadek meteorologických pozorování v Čechách nezastavilo ani vybudování dvou rozsáhlých srážkoměrných sítí v 70. letech 19. století. Jedna z nich byla vybudována meteorologickou sekcí

hydrografické komise vedené Františkem Studničkou (Hydrografická komise pro Království české byla zřízena v Čechách rozhodnutím zemského sněmu v roce 1875 po zhoubné povodni roku 1872 a po období neobyčejného sucha v letech 1872–74). Druhou síť měl Český lesnický spolek pod vedením Emanuela Purkyněho (roku 1878 byla zřízena samostatná ombrometrická síť, která se v krátkém čase rozrostla až na 730 stanic umístěných v lesích nebo v jejich sousedství). Tyto sítě ale byly založeny ke speciálním účelům a nemohly nahradit pozorování meteorologická (Augustin, 1885).

Po katastrofálních povodních, zejména na Dunaji v roce 1890, byla ve Vídni zřízena státní hydrografická služba. Kromě ústřední hydrografické kanceláře byla v zemích založena hydrografická oddělení, zabývající se v příslušných povodích i meteorologickými měřeními (Krška a Šamaj, 2001).

České země postrádaly (po zřízení ústředního ústavu) metodické a organizační středisko, kterým se nemohla stát pro svou polohu ani pražská hvězdárna, jejíž sláva pominula, jakmile se zpřísnily požadavky na umístění stanic I. třídy – především kvůli nepříznivému umístění na dvoře Klementina ve středu města: *"Měření mnohých ukazův atmosferických uprostřed kotliny Pražské, často kouřem a dýmem naplněné, jest velice pochybné. ... Velké stanice meteorologické tak nepříznivě umístěné sotva bychom nyní našli někde jinde; větší observatoria meteorologická byla nyní již všechna z měst odstraněna."* (Augustin, 1885). Vídeňský centralismus však nebyl myšlenkám na zřízení nového zemského meteorologického centra nakloněn, zvláště když po založení samostatného meteorologického ústředního ústavu v Budapešti v roce 1870 ztratil značnou část pozorovací sítě (Krška, 2001).

2.1.1.2 Vývoj měření a pozorování na Moravě a ve Slezsku

Na Moravě a ve Slezsku byla situace oproti Čechám jiná. Zde soustavná meteorologická pozorování začínala v polovině 19. století, tedy v době zřizování vídeňského ústavu, nebyla zde obdoba Strnadovy a Davidovy tradice centrální zemské stanice.

Pro rozvoj přírodovědeckého bádání na Moravě bylo velice důležité založení Přírodopysného spolku (Naturforschender Verein) v roce 1861 v Brně. Staniční síť meteorologických a srážkoměrných pozorování ve správě spolku se poměrně rychle rozšiřovala. Zatímco v roce 1862 pracovaly jen 4 stanice, v roce 1875 jich bylo již 19 a v roce 1880 pozorovalo 37 stanic. Podle poslední ročenky, kterou spolek (resp. jeho meteorologická komise) vydal za rok 1911, obhospodařovala komise v tomto roce 229 stanic. Oproti tak rozsáhlé staniční síti byla síť vídeňského ústavu na Moravě a ve Slezsku velmi skromná (Krška a Šamaj, 2001). Vybrané stanice spolku byly začleňovány do rakouské sítě. Rakouská síť se postupně stabilizovala a zvláště po oddělení sítě v Uhersku (1870) se zvětšil počet jejích stanic – v roce 1882 bylo na Moravě 29 stanic, nejhustší síť mělo Slezsko. Aby byl poměrný počet stanic na Moravě stejný jako v Čechách, muselo by být v Čechách vedle tehdejších 27 stanic o 40 stanic více (Augustin, 1885).

2.1.2 Meteorologická pozorování po první světové válce

Nová Československá republika, vyhlášená 28. října 1918, prováděla výrazné změny ve státní správě a zakládala četné celostátní instituce, které nahrazovaly dosavadní analogické instituce řízené z Vídně nebo Budapešti. To se týkalo i československé meteorologické služby, která se ustavovala na rozhraní let 1919 a 1920. Vznikl tak Československý státní ústav meteorologický, později používající jen název Státní ústav meteorologický (SÚM) (Krška a Šamaj, 2001).

Podobně jako SÚM, který převzal od bývalých ústředních orgánů monarchie meteorologickou službu, službu hydrologickou v novém státě organizoval Státní ústav hydrologický. Srážkoměrná síť, kterou ústav spravoval, patřila k nejhustějším v Evropě. SÚM srážkoměrné stanice neprovozoval a údaje o srážkách přebíral od hydrologického partnera. Hydrologové ze začátku také ve velkém rozsahu provozovali stanice teploměrné. Měření teploty vzduchu později jako duplicitní činnost postoupili SÚM (na konci 20. let).

Státní ústav meteorologický měl od počátku problémy s umístěním. Provizorní umístění trvalo nakonec 21 let, kdy až v roce 1940 získal vlastní budovu. V SÚM v roce 1921 pracovalo jen 8 pragmatikálních zaměstnanců, v roce 1928 zde bylo 19 a v roce 1931 23 systematizovaných míst. Je obdivuhodné, že tak malý kolektiv byl schopen organizovat a řídit staniční síť na území tak rozsáhlém (od Aše po Jasiňu), s dobrovolnými pozorovateli různých národností, provádět posudkovou činnost, sestavovat ročenky, atd. (Krška, 1999).

Do vývoje služeb v českých zemích nepříznivě zasáhl mnichovský diktát. Z odstoupeného pohraničního území musely být sousedním státům předány jak stanice, tak napozorovaný archivní materiál, který byl po válce do naší vlasti navrácen jen neúplný, protože mnohé výkazy byly ztraceny nebo zničeny (Krška a Šamaj, 2001).

Za německé okupace byly všechny složky meteorologické služby sloučeny do jediné instituce (Ústřední meteorologický ústav pro Čechy a Moravu). Dobré předpoklady pro práci ústředního ústavu narušovala válka, během níž byly některé činnosti ústavu zastavovány a klesal počet jeho zaměstnanců nasazováním do oborů pro válku prioritních. Pro některé zaměstnance se stala osudnou aktivní účast na protifašistickém odboji (V. Miklenda, J. Bína, K. Kohout).

Po osvobození se český ústav v roce 1945 vrátil k prvorepublikovému názvu Státní meteorologický ústav. V roce 1950 potom vznikl Státní meteorologický ústav (SÚM) s celostátní působností, který vznikl sloučením Státního meteorologického ústavu v Praze, nástupcem ústředního meteorologického ústavu pro Čechy a Moravu, a Štátného meteorologického ústavu v Bratislavě. Ústavy znovu organizovaly válkou utlumenou činnost. Podařilo se jim zprovoznit válkou zničené síť stanic a pozorování na navrácených územích a podle požadavků různých složek národního hospodářství zřizovat nové stanice.

Pronikavou změnu vyvolalo vládní nařízení o zřízení Hydrometeorologického ústavu (HMÚ) (účinné od roku 1954), znamenající nejvýznamnější organizační zásah do československé hydrologické a meteorologické služby od roku 1919, kdy byly služby u nás konstituovány. Tímto byla v celostátním měřítku dokončena integrace meteorologické a hydrologické služby (Krška, 1999).

Koncem roku 1958 při změně organizační struktury ústavu byla zřízena pobočka HMÚ v Bratislavě (s odbory klimatologie a hydrologie). Další významná změna v organizaci nastala v roce 1968 v důsledku uplatnění zákona o československé federaci se vznikem Českého a Slovenského hydrometeorologického ústavu.

Časté reorganizace meteorologické služby odrážely celkové překotné změny, které probíhaly v československé společnosti zvláště v 50. letech. Na začátku 50. let rostl počet stanic dosti živelně. V roce 1962, když byla celá síť přehodnocena, se potom značně zmenšil počet klimatologických stanic označených jako doplňkové stanice (blíže k vývoji počtu stanic viz kap. 2.2). Snahou ústavu bylo ve staniční síti zaměstnat co nejvíce profesionálních pozorovatelů (Krška a Šamaj, 2001).

Vývoj v posledních desetiletích se vyznačoval mohutnou investiční výstavbou objektů, sloužících hydrometeorologickým účelům. Nové budovy HMÚ byly vybaveny novými zařízeními pro automatizaci měření, zpracování, archivování a předávání hydrometeorologických informací veřejnosti. Zásadně se změnilly mnohé pracovní postupy, vznikly nové metodiky a podstatně se rozšířila působnost ústavu, zejména vzrostl jeho význam v ochraně životního prostředí.

V 70. letech se zvýšily požadavky krajských institucí na hydrometeorologické informační a předpovědní činnosti, což vedlo ke zvýšení stavů pracovníků ve střediscích, která se v roce 1973 změnila v pobočky Otrava, Brno, Ústí nad Labem, a postupně též v Českých Budějovicích, Plzni, Hradci Králové a Praze, tedy ve všech krajských městech.

Koncem 80. let měl ČHMÚ kolem 54 samostatných pracovišť (včetně hydrologických zařízení) rozmístěných po celém území České republiky. Rozsah investiční výstavby v 70. a 80. letech byl tak velký, že nemá obdobu v celé historii české hydrometeorologické služby.

Na počátku 90. let byly všechny profesionální meteorologické stanice vybaveny automatickými pozorovacími systémy popř. měřicími systémy vyššího stupně (Krška a Šamaj, 2001). Základní klimatologické stanice jsou postupně automatizovány od konce 90. let. Přejít na automatizovaná měření vedl mj. k lepší dostupnosti a podstatně většímu objemu naměřených údajů, na druhé straně takováto zásadní změna ve způsobu měření nemůže zůstat zcela bez odezvy, pokud jde o charakter měřených řad meteorologických prvků. Dopady automatizace, až budou příslušné řady dostatečně dlouhé, bude potřeba v budoucnu detailně posoudit, aby závěry klimatologických studií mohly být korektní.

2.2 Vytvoření databáze dlouhodobých řad měsíčních průměrů teploty vzduchu

Základem pro studium variability klimatu v České republice (dále jen ČR) v období přístrojových měření byly průměrné měsíční teploty vzduchu z 19. a 20. století. V další části jsou vyloženy způsoby získávání těchto údajů, včetně problémů s tím spojených, až po sestavení databáze teplotních údajů.

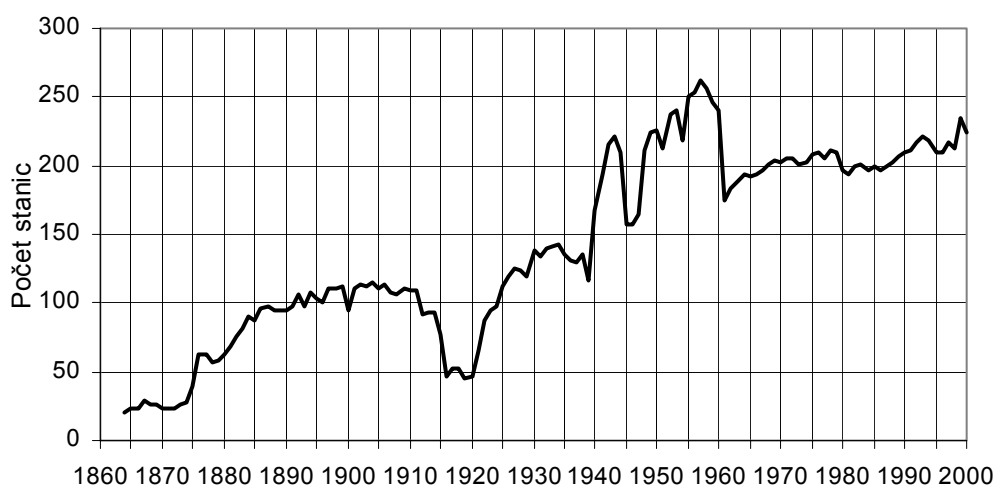
2.2.1 Zdroje údajů

Průměrné měsíční teploty vzduchu stanic na území ČR byly získávány z různých zdrojů. Pro nejstarší období byly teplotní údaje vypisovány z ročenek meteorologických pozorování, a to z ročenky Ústředního ústavu pro meteorologii a zemský magnetismus ve Vídni (Jahrbücher der k. k. Zentral-Anstalt für Meteorologie und Erdmagnetismus) pro roky 1848–1856 a 1864–1915, ze zpráv meteorologické komise přírodovědného spolku v Brně (Bericht der meteorologischen Commission des naturforschenden Vereines in Brünn) pro léta 1881–1911 a nakonec z Ročenky povětrnostních pozorování meteorologických stanic v Československu pro období 1916–1960. Od roku 1961 do současnosti pak bylo využito databáze Českého hydrometeorologického ústavu (dále ČHMÚ) s digitalizovanými měřeními. V případech, že na dané stanici existovala měření, ale tato nebyla uveřejněna v ročenkách, popř. bylo třeba údaje z ročenek prověřit, bylo využíváno archivních údajů ČHMÚ. Pro ověření nebo doplnění hodnot či celých úseků řad byla rovněž přebírána měření teploty vzduchu z husté sítě srážkoměrných stanic, zveřejňovaných v Hydrologických zprávách pro jednotlivá povodí v letech 1913–1925, popř. z výkazů těchto stanic v archivu. V některých případech byly použity i údaje, které již byly připraveny v rámci dřívějších diplomových prací (Křek 1993, Macková 1997, Štěpánek 1998). Zdroj údajů konkrétních úseků řad použitých v této práci uvádí příloha 1e.

Při homogenizaci byla též využita dlouhodobá měření stanic mimo vlastní území ČR. Jednalo se o stanice na území dnešního Rakouska, Německa, Slovenska a Polska (zdroj dat viz vysvětlivky v příloze 1c), které mají význam především v období nejstarších měření, kdy je na území ČR k dispozici velmi málo stanic pro tvorbu kvalitních referenčních řad.

2.2.2 Vývoj počtu klimatologických stanic na území České republiky

Obr. 2.1 ukazuje vývoj počtu klimatologických stanic na území České republiky v období přístrojových měření. Uvedené počty stanic vycházejí ze seznamů stanic uvedených v použitých ročenkách (viz kap. 2.2.1). Nejsou zde tedy zohledněny např. srážkoměrné stanice měřící též teplotu vzduchu a stanice, jejichž měření je možno získat pouze v archívech.



Obr. 2.1. Počet klimatologických stanic v České republice v období 1864 – 2000. Údaje před rokem 1961 jsou uvedeny podle Jahrbücher der k. k. Zentral-Anstalt für Meteorologie und Erdmagnetismus (1848–1915), Bericht der meteorologischen Commission des naturforschenden Vereines in Brünn (1881–1911) a Ročenek povětrnostních pozorování meteorologických stanic (1916–1960), po roce 1961 podle databáze ČHMÚ

Změny počtu stanic v jednotlivých letech jsou poplatné reorganizacím staniční sítě, změnám organizační struktury ústavů, odpovědných za tyto sítě, válečným událostem atd. První významnější změna v počtu stanic nastala roku 1876, kdy počet klimatologických stanic vzrostl ze 39 na 63. Poté následoval rychlý nárůst počtu stanic až do roku 1884, přičemž v období 1884 až 1914 bylo k dispozici přes 90 stanic a v prvních letech 20. století dokonce 115 stanic. V důsledku první světové války a následných změn je patrný výrazný pokles počtu stanic v letech 1916–1920, kdy v roce 1916 došlo k úbytku ze 77 na 46 stanic. Od roku 1916 byla měření stanic uveřejňována již Státním ústavem meteorologickým v Praze. V roce 1921 nastal růst počtu stanic ze 46 na 66, který pokračoval až do roku 1934 (143 stanic), od kdy potom přišel mírný pokles k roku 1939. V období německé okupace došlo ke značnému zvýšení počtu stanic mezi roky 1940 až 1944, z toho v letech 1942 až 1944 měřilo přes 200 klimatologických stanic a v roce 1943 dokonce 222. Po druhé světové válce byl v letech 1945 až 1947 zaznamenán pokles počtu stanic – měřilo jich okolo 160. Mezi roky 1948 a 1960 počet stanic opět postupně narůstal ze 211 na 240. Po reorganizaci staniční sítě a redukci počtu stanic v roce 1962 se počet stanic zvyšoval z tehdejších 175 stanic na zhruba 230 stanic v současnosti. Přibližně od roku 1997 jsou v síti stanic ČHMÚ zaváděna automatizovaná měření (blíže viz kap. 3.3.6).

2.2.3 Výběr stanic pro zpracování

Z výše uvedených zdrojů dat (viz kap. 2.2.1) byly pro homogenizaci a následnou analýzu vybrány pouze stanice se souvislým měřením v délce minimálně 20 let.

Před vlastním zpracováním řad se pomocí souřadnic analyzovaly vzdálenosti jednotlivých stanic, aby mohly být blízké stanice na sebe navázány (tj. v případě, že jedna stanice skončila měření a nedaleko začala měřit jiná stanice) a byla tak získána delší řada měření z daného místa. Čas tohoto napojení byl zaznamenán do metadat a tato informace byla později využita při homogenizaci řad. Takto byla sloučena například měření Telče a Kostelní Myslové, Znojma a Kuchařovic (v obou těchto případech na starší měření před rokem 1961 navázala měření současných profesionálních stanic).

Pokud se v dané řadě vyskytlo období s více než 5 za sebou jdoucími lety s chybějícími hodnotami, byla řada rozdělena a dále se pracovalo s těmito dvěma úseky samostatně.

Seznam zpracovávaných stanic je uveden v příloze 1a (sloupce *Pův_ZAC* a *Pův_KON* udávající začátek a konec měření v původních datech před homogenizací) a v příloze 1b (vyřazené stanice v průběhu homogenizace).

2.2.4 Některé problémy při získávání údajů

Při získávání teplot vzduchu za celé zkoumané období přístrojových měření (od roku 1771) a pro relativně rozsáhlé území bylo potřeba řešit řadu problémů, z nichž nejzávažnější jsou zmíněny dále.

Ve starých rakouských ročenkách (Jahrbücher der k. k. Zentral-Anstalt für Meteorologie und Erdmagnetismus) byly do roku 1870 teploty vzduchu uváděny ve stupnici Réaumura, a to s přesností na dvě desetiny. Data v tomto období byla přepočítána na stupně Celsia podle vztahu: $1^{\circ}\text{R} = 1,25^{\circ}\text{C}$.

Rakouské ročenky byly vydávány od roku 1848, v letech 1857–1863 ale nevycházely. Pozorování byla částečně zveřejňována v Přehledu počasí v Rakousku (Uebersichten der Witterung in Oesterreich), měsíční a roční výsledky pozorování na rakouských stanicích v letech 1853–1858 v rámci zpráv ze zasedání Akademie věd a později (1859–1863) v samostatných spisech. Pokud se nepodařilo najít jiný zdroj než zmíněné rakouské ročenky (např. v archívu), k nepřerušnému zdroji dat se bylo možné dostat teprve po roce 1864.

Od roku 1864 do roku 1895 byly v rakouských ročenkách mimo obvyklý způsob výpočtu průměrných měsíčních teplot (z denních průměrných hodnot spočtených pomocí termínových měření) zveřejňovány v přehledech také měsíční průměry spočtené z denních teplot vzduchu získaných přepočtem na 24 hodinový průměr (způsob výpočtu je uveden v ročenkách pro rok 1883, strana XIV–XVI, a pro rok 1884, strana 352). Průměrné hodnoty teploty vzduchu získané pomocí tohoto 24-hodinového přepočtu se liší nepatrně od průměrů počítaných dnešním způsobem (na našem území), tedy jako vážený aritmetický průměr $(T_{07h}+T_{14h}+2*T_{21h})/4$. Použitím těchto přepočítaných hodnot byl vyřešen problém různých termínů měření na stanicích ve starších obdobích měření. Od roku 1896 je již v rakouských ročenkách (až na pár výjimek) uváděn výpočet průměrné teploty vzduchu ze

sjednocených termínových měření 7, 14, 21 hodin a průměr je počítán jako v současnosti (večerní termín započten dvakrát).

Zatímco před rokem 1895 byly řady pořizovány především z rakouských ročenek, pro roky 1895 až 1903 se využily údaje stanic na Moravě a ve Slezsku ze Zpráv meteorologické komise přírodovědného spolku v Brně. Ve Zprávách byly uváděny průměry teploty vzduchu přepočtené na 24 hodinový průměr (od roku 1883). Přepočet na 24 hodinový průměr se před rokem 1895 (včetně) mezi Zprávami a rakouskými ročenkami nepatrně liší.

Ve Zprávách i v rakouských ročenkách jsou samozřejmě uváděny stanice pod německými názvy (české názvy ve Zprávách se užívají od roku 1907). V Ročenkách povětrnostních pozorování jsou mezi lety 1919–1929 též německé názvy stanic (vydáváno za německé okupace), pro roky 1916–1918 a od roku 1930 jsou názvy české (vydáváno od 30. let 20. století). Přehled českých názvů stanic a jejich německých ekvivalentů uvádí příloha 1d.

Hydrologické zprávy bylo možné využít jako dodatečný zdroj měsíčních průměrů teploty vzduchu pouze do roku 1925 (včetně), dále už nebyly teploty vzduchu ve zprávách uváděny. Od roku 1930 byly potom údaje z některých hydrologických stanic (měřících teplotu vzduchu) publikovány v Ročenkách povětrnostních pozorování. Poslední možností bylo získání dat ze srážkoměrných výkazů v archívech ČHMÚ.

3. Kontrola kvality dat a homogenizace řad

Většina časových řad atmosférických dat s rozlišením desetiletí až století bohužel obsahuje nehomogenity způsobené např. přesuny stanic, výměnou pozorovatelů, přístrojů, změnami v okolí stanice (např. v důsledku urbanizace), zavedením rozdílných pozorovacích praktik (nový vzorec pro výpočet denního průměru teploty vzduchu, rozdílné pozorovací časy), atd. Např. podle Auerové et al. (2001) typická délka homogenního úseku řad nepřesahuje 30 až 40 let. Čím je řada delší, tím samozřejmě roste pravděpodobnost výskytu nehomogenit v těchto řadách. Pokud pracujeme s dlouhodobými řadami (v rozsahu několika desetiletí), které dostatečně neověříme, zda jsou homogenní, můžeme při jejich analýze dojít k chybným závěrům.

V minulých letech bylo věnováno značné úsilí vyvinutí, případně zdokonalení, technik pro identifikaci neklimatických změn (nehomogenit) v časových řadách. Přehled statistických testů pro nalezení nehomogenit v klimatologických řadách uvádí např. Peterson (1998) nebo Szalai et. al. (1999). Nejrozšířenější jsou testy tzv. relativní homogenity, kdy porovnáváme hodnoty testované řady s hodnotami řady referenční. O relativní homogenitě s ohledem na jinou řadu (homogenní) se hovoří tehdy, jestliže difference (např. u teplot vzduchu) popř. podíly (např. u srážek) odpovídajících si dvojic hodnot tvoří řadu náhodných čísel, která vyhovuje zákonu chyb (Conrad, Pollak, 1950, in Brázdil, Štěpánek, 1998).

V časových řadách se může vyskytovat několik druhů nehomogenit. Některé neklimatické změny způsobují skokovou změnu úrovně (změnu v průměru), jiné změny, především změny v okolí stanice, mohou způsobovat postupnou změnu (trend). Další neklimatické změny mohou mít za následek např. změnu rozptylu dané řady. V této práci byl zkoumán pouze vliv změny v průměru, protože je to jednak nejčastější, jednak nejsnadněji detekovatelná nehomogenita v klimatologických časových řadách (viz přehled testů in Peterson, 1998).

Přesná detekce nehomogenit v časových řadách je úkol značně problematický, neboť výsledky statistických testů většinou nedovolují dělat jednoznačné závěry o nalezených nehomogenitách (bližší viz kap. 3.2.5.3). S ohledem na co nejkvalitnější homogenizaci bylo v této práci použito několika statistických testů na homogenitu, více způsobů výpočtu referenčních řad, a kromě měsíčních řad se testovaly také řady sezónních a ročních průměrů. Ze statistického vyhodnocení detekcí nehomogenit ve všech těchto variantách se potom dá se značnou, nebo přinejmenším více známou, dávkou spolehlivosti usuzovat na nehomogenity v testovaných řadách: čím více se detekce dané nehomogenity shoduje v jednotlivých testováních, tím ji lze považovat za závažnější.

V kapitole 3.1 je popsán postup homogenizace teplotních řad na území ČR v období přístrojových pozorování. Veškeré výpočty byly aplikovány na řady měsíčních průměrů (resp. sezónních a ročních průměrů). V kap. 3.2 jsou potom podrobně popsány dílčí kroky v rámci testování homogenity, s popisem a zdůvodněním nastavení jednotlivých parametrů (doplněno příklady ukazujícími výsledky pro různá nastavení parametrů). Konkrétní výstupy a zhodnocení homogenizace jsou uvedeny v kap. 3.3.

3.1 Postup při zpracování řad

Postup zpracování řad v souvislosti s jejich homogenizací byl následující: nejprve byly zjištěny a ověřeny vychýlené hodnoty (odlehlá pozorování, tzv. outliery, též extrémní hodnoty). Dále v několika kolech (iteracích) probíhalo testování řad na homogenitu pomocí softwaru AnClim (Štěpánek, 2003a), a to testy Alexandessona, Easterlinga a Petersona a metodou Vincentové, s vyhodnocením a opravou případných nehomogenit. Každé kolo homogenizace zahrnovalo mj. vyhodnocení chybějících hodnot, spočtení vzdáleností a korelačních koeficientů mezi všemi stanicemi, převod řad na anomálie, spočtení referenčních řad několika způsoby, atd. Přitom podle výsledků testů byly některé úseky řad vyloučeny z dalšího zpracování, např. v případě příliš nekvalitních měření. V několika případech musely být dokonce vyřazeny celé stanice (viz příloha 1b). Občas bylo nutno měření stanice dodatečně rozdělit na více částí – např. pokud byla měření v daném časovém úseku nekvalitní a obsahovala navíc větší množství chybějících hodnot, které by ztěžovaly případnou opravu dané řady (viz příloha 1a, sloupec *Pův_ZAC*).

Homogenizace probíhala v několika kolech z důvodu postupného zpřesňování výsledků testů: nekvalitní úseky či dokonce celé stanice byly postupně vylučovány, v dalších kolech homogenizace byly pro tvorbu referenčních řad používány již homogenizované řady, v opravených datech se snadněji hledaly další případné nehomogenity. Aby výsledky homogenizace byly maximálně kvalitní, byla konečná oprava řad vypočtena z původních údajů (při znalosti všech nehomogenit detekovaných v předchozích kolech homogenizace), přičemž opravy byly získány pomocí referenčních řad počítaných z již homogenních řad (po posledním kole homogenizace).

Chybějící hodnoty byly v řadách během testování homogenity ponechány a byly doplněny až po homogenizaci, neboť v případě přítomnosti nehomogenit v řadách je doplnění chybějících hodnot problematické (blíže viz kap. 3.2.8).

3.1.1 Software použitý pro zpracování dat

Pro zpracování tak velkého množství údajů bylo potřeba použít různé techniky pro manipulaci s daty a jejich analýzu. Z tohoto důvodu bylo zpracování provedeno pomocí různých softwarů.

Pořizovaná data (z ročenek, archivů, atd. viz kap. 2.1) byla ukládána v sešitech MS–Excel. Pro efektivní práci s tak velkým množstvím údajů byla vytvořena makra (automatizace základních operací). Pro následné zpracování již MS Excel nevyhovoval a bylo proto potřeba přejít do některého databázového prostředí. Samotné zpracování homogenizace a část analýzy dat probíhalo především v prostředí MS Visual FoxPro (5.0 až 7.0), v němž autor vyvinul vlastní software pro zpracování dat ProClimDB (Štěpánek, 2003b, software je průběžně aktualizován). Statistické testování probíhalo pomocí softwaru AnClim, rovněž vyvinutého autorem (Štěpánek, 2003a). Analýza použitím vícerozměrných metod byla prováděna v softwaru Statistica 6.1, prostorová analýza v softwaru ESRI ArcView.

3.1.2 Oprava vychýlených hodnot

Před začátkem homogenizace byly v řadách zjišťovány a ověřovány pro jednotlivé měsíce vychýlené hodnoty (metodika je uvedena v kap. 3.2.1). Protože v této fázi ještě nebyly k dispozici 3 typy referenčních řad pro každou testovanou řadu, byly řady diferencí s testovanými řadami vytvořeny pomocí údajů třech vybraných stanic. Stanice pro porovnání se vybíraly tak, aby měly jednak dlouhou dobu měření, jednak aby byly pokud možno již ověřené na homogenitu v předchozích pracích. Tyto srovnávací stanice byly zvoleny různě pro Čechy, Moravu a Slezsko. Pro stanice v Čechách byly zvoleny stanice Praha–Klementinum, Čáslav, Tábor, pro Moravu Praha–Klementinum, Brno, Bystřice pod Hostýnem, a pro Slezsko Praha–Klementinum, Olomouc, Brno¹. Po ověření a případné opravě byly vychýlené hodnoty v řadách zjišťovány ještě dvakrát (ve dvou iteracích). Tímto postupem (několikerym testováním) byly odhaleny i vychýlené hodnoty, které mohly být původně maskovány přítomností jiných vychýlených hodnot v řadě.

Podle závažnosti (součet detekcí vychýlených hodnot pro daný měsíc a rok, nabývající hodnot 1–8, blíže viz kap. 3.2.1) se vychýlené hodnoty ověřovaly v ročenkách, popř. v archívech ČHMÚ. Počet detekcí 1 (tzn. že daná vychýlená hodnota byla pro ten samý měsíc v daném roce detekována pouze jedenkrát z daného množství testování) se vyskytl v téměř 6000 případech. Takovéto množství údajů nebylo možné manuálně projít, navíc se jen v malém počtu případů jedná o skutečné chyby, většinou jde o náhodnou složku řad. Pokud byl počet detekcí vychýlených hodnot pro daný měsíc a rok 2 (tzn. že daná vychýlená hodnota byla detekována pomocí více referenčních řad, popř. jako vychýlená i extrémní hodnota), byl ověřován zápis hodnoty v ročenkách (popř. v archívech), pokud byl 3 a vyšší, byla provedena kontrola přepočtu průměrné hodnoty z termínových pozorování, případně byla hodnota ověřována z jiných zdrojů, atd. K tomuto bodu je nutno poznamenat, že v ročenkách se vyskytuje značné množství chyb (např. špatně vypočítaných průměrů z termínů). Kromě nejzávažnějších případů nebylo možné ověřovat výpočty jednotlivých termínových měsíčních průměrů z denních hodnot vzhledem k velkému množství údajů a časovému omezení této práce.

Konkrétní počty vychýlených hodnot pro zpracovávané řady jsou uvedeny v kap. 3.3.4.

¹ Korelační koeficienty jsou v případě teploty vzduchu vždy dostatečně vysoké.

3.1.3 První kolo homogenizace

Testování na homogenitu probíhalo pro měsíční, sezónní a roční průměry zpracovávaných řad. Pro každou testovanou řadu (resp. její 40leté úseky) byly vypočteny tři typy referenčních řad (viz kap. 3.2.4). Pro testování byly použity tři různé testy homogenity (viz kap. 3.2.5).

Problematické v této fázi homogenizace bylo testování řad před rokem 1875, kdy v rámci českých zemí je pro toto období k dispozici málo stanic pro vytváření kvalitních referenčních řad (počty řad pro jednotlivé roky viz obr. 5.3., kap. 5.1) a nebyly ještě k dispozici všechny pomocné řady z území mimo ČR uvedené v příloze 1c. Proto pro uvedené období byly této fázi homogenizace použity jako referenční homogenní řady třech rakouských stanic Kremsmünster, Wien a Innsbruck (Auerová et al., 2001), kdy testování dané řady probíhalo postupně s každou z těchto tří stanic.

Oprava nehomogenit byla provedena v případech, kdy podíl počtu významných nehomogenit v daném roce na všech nehomogenitách dané stanice překročil 20%. Navíc musela daná nehomogenita jasně vyplývat z grafů diferencí s referenčními stanicemi, z rozložení detekcí v jednotlivých měsících, atd. (viz kap. 3.2.6.1). Jestliže byla pro tuto opravu nalezena podpora v metadatech², mohl být podíl menší – nad 15%. Určení velikostí těchto limitních podílů je blíže rozvedeno v následující kap. 3.1.4. V případech, kdy to bylo zjevné, rozlišoval se měsíc vzniku nehomogenity a oprava byla potom provedena vzhledem k tomuto měsíci. Kde to nebylo možné, byla oprava provedena pro celý rok stejně. Řady s měřeními před rokem 1875 byly opraveny pomocí referenčních řad z Rakouska, stejně jako tomu bylo při testování relativní homogenity (viz výše).

Analýza výše zmíněných výstupů z homogenizace vedla k tomu, že některé části pozorování, popř. dokonce celé řady, byly vyjmuty z databáze zpracovávaných stanic (např. v případech, kdy výsledky ukazovaly na značně nekvalitní měření na dané stanici, některé hodnoty nebo úseky řad byly příliš podezřelé a oprava nehomogenit by byla problematická) (seznam vyřazených stanic viz příloha 1b). Pokud ale byly nehomogenity vyjádřeny nejasně a výsledky neukazovaly na vysloveně nekvalitní měření na dané stanici, nebylo opravováno nic s tím, že případná oprava vyplyne v některém z následujících kol homogenizace.

² Pomocí metadat byly především ověřovány souřadnice a nadmořské výšky stanic, zda nedošlo k jejich přemístění.

3.1.4 Druhé kolo homogenizace

Po první opravě nehomogenit byla vytvořena nová databáze stanic, a to sloučením databáze opravených řad se zbytkem řad, které opravovány nebyly. Znovu byly přepočteny korelační koeficienty, řady převedeny na anomálie a vypočteny referenční řady. Pro tvorbu referenčních řad bylo v tomto kole homogenizace k dispozici již 27 stanic mimo území ČR, měřících v nejstarším období (jejich seznam viz příloha 1c): Krakow – Polsko (Trepinska, 1997), Hurbanovo – Slovensko (Lapin 1995), homogenní řady Rakouska (Auerová et al., 2001), řady Německa homogenizované po roce 1880 (Herzog a Müller–Westermeier, 1998).

Kritériem pro opravu detekovaných nehomogenit byl především jejich alespoň 15% podíl na teoreticky možném počtu výskytů nehomogenit v dané řadě (tedy už ne podíl na počtu všech detekovaných významných nehomogenit jako v předchozím kole homogenizace), popř. 10% podíl v případě podpory v metadatech. Hranice velikosti těchto podílů byla v tomto i předchozím kole homogenizace určena empiricky z vybrané skupiny stanic, na základě grafů a dalších použitých pomocných charakteristik tak, aby byly opravovány pouze zjevné nehomogenity. Volba této hranice byla motivována především tím, aby se zabránilo přehlédnutí některé nehomogenity při subjektivním zpracovávání tak velkého objemu dat (počty zpracovávaných řad udává tab. 3.10).

Nalezené nehomogenity byly zaznamenány a řady podruhé opraveny. Při této druhé opravě byly pro tvorbu referenčních řad použity chronologie opravené již v prvním kole homogenizace. Poté byla databáze stanic opět aktualizována a byly přepočítány korelace mezi stanicemi a jejich referenční řady.

Po této druhé opravě nehomogenit a aktualizaci referenčních řad byly znovu hodnoceny a případně opraveny vychýlené hodnoty v řadách. V tomto případě již byly pro tvorbu řad diferencí s danou testovanou řadou použity tři typy referenčních řad jako při homogenizaci (průměrná řada ČR, referenční řada počítaná jednak pomocí korelací a jednak pomocí vzdáleností, viz kap. 3.2.4). Tato druhá analýza výskytu vychýlených hodnot byla provedena proto, že upřesňovala analýzu vychýlených hodnot před samotnou homogenizací, kdy byly v řadách ještě přítomny nehomogenity, které mohly mít na detekci vychýlených hodnot negativní vliv.

3.1.5 Třetí kolo homogenizace

Před třetím kolem homogenizace byla opět vytvořena nová databáze stanic. Vzala se původní neopravená data, tj. stav před prvním kolem homogenizace (již bez stanic, resp. úseků měření, vyloučených v průběhu prvního a druhého kola homogenizace např. z důvodu nekvalitních měření), a tato data byla potom opravena na všechny nehomogenity detekované v prvním a v druhém kole homogenizace. Oprava z původních údajů se znalostí všech dosud detekovaných nehomogenit je takto přesnější, neboť pro opravu používané 20leté období (na obě strany od dané nehomogenity) je zkracováno v případě přítomnosti jiné nehomogenity v řadě. Referenční řady byly přitom počítány pomocí homogenních řad získaných po druhém kole homogenizace³.

Pro takto nově vzniklou databázi stanic byly opět provedeny testy homogenity. Zpracování jejich výsledků proběhlo jako v předchozím kole homogenizace. Byly analyzovány především případy, kdy podíl počtu detekcí dané nehomogenity na teoreticky možném počtu detekcí pro danou řadu překročil 15%. Oprava byla nakonec provedena již jen pro 5 stanic. Další testování homogenity řad již tedy nemělo při zachování stejného postupu (tj. metodiky a nastavení parametrů) význam.

Řady se od tohoto okamžiku považují za relativně homogenní. Konkrétní výstupy z průběhu homogenizace jsou uvedeny v kap. 3.3.

3.1.6 Doplnění chybějících hodnot

Teprve po dokončení homogenizace byly v řadách doplněny chybějící hodnoty. Důvody jsou vyjmenovány a prodiskutovány v rámci kap. 3.2.8. Počty doplněných hodnot jsou uvedeny v kap. 3.3.4, resp. v příloze 1a.

³ Pro tvorbu referenčních řad se nepoužily opravené řady, ale rovněž původní neopravené řady, přičemž oprava nehomogenit byla provedena dvakrát: poprvé na původních neopravených datech, a podruhé pro tytéž nehomogenity již na opravených datech. Toto nové provedení opravy je zde proto, že k opravě dat se používají okolní stanice, které v prvním kole ještě nejsou homogenní, ve druhém kole potom dávají kvalitnější podklady pro opravu dané řady. Mezi výsledky z první, resp. druhé opravy jsou většinou minimální rozdíly.

3.2 Popis jednotlivých kroků zpracování řad při homogenizaci

V následujícím textu jsou popsány jednotlivé procedury použité během zpracování řad při homogenizaci (uvedené v kap. 3.1). Jsou zde nastíněny základní výhody a nevýhody použitých postupů spolu s porovnáním některých jejich vlastností při různém nastavení použitých parametrů. Uvedený postup homogenizace a nastavení parametrů bylo uzpůsobeno zpracovávání měsíčních průměrů teploty vzduchu stanic na území ČR.

3.2.1 Vychýlené hodnoty

Pro hodnocení vychýlených hodnot byly použity jejich charakteristiky známé z běžných statistických softwarů (např. Statistica, Matlab, SPSS). Vychýlené hodnoty jsou definovány jako hodnoty ležící mimo interval:

$$(q_{0.25} - \text{koef}(q_{0.75} - q_{0.25}), q_{0.75} + \text{koef}(q_{0.75} - q_{0.25}))$$

kde $q_{0.25}$ a $q_{0.75}$ je dolní, resp. horní kvartil, *koef* se pokládá roven 1,5 (v případě vychýlených hodnot označovaných v anglické literatuře jako *outliers*) nebo 3,0 (v případě vychýlených hodnot označovaných jako *extremes*).

V češtině bohužel není zaužívané označení pro oba anglické termíny, v dalším textu je pro ně používáno jednotné označení vychýlené hodnoty. Pokud je potřeba tyto pojmy navzájem odlišit, používá se termín vychýlené hodnoty pro *outliers* a extrémní hodnoty pro *extremes*.

Vychýlené hodnoty byly v dané zkoumané řadě zjišťovány jednak z řady samotné, dále potom z diferencí této řady s jejími třemi různými referenčními řadami (viz kap. 3.2.4), a to pro každý měsíc zvlášť. Použitím diferencí by měly řady obsahovat pouze náhodnou složku, čímž je správná detekce vychýlených hodnot spolehlivější. Vychýlené hodnoty byly v řadách zjišťovány a případně opravovány jednak před homogenizací (viz kap. 3.1.2), jednak znovu po druhém kole homogenizace (viz kap. 3.1.4). Před homogenizací je důležité prověřit vychýlené hodnoty v řadách proto, aby tyto potom nezesnadňovaly detekci nehomogenit. Na druhé straně před homogenizací jsou v řadách přítomny nehomogenity, které mohou mít na správnou detekci vychýlených hodnot negativní vliv. Proto byly vychýlené hodnoty prověřovány ještě jednou v již homogenizovaných řadách před závěrečným kolem homogenizace.

Pro každou stanicí, příslušný měsíc a rok byly všechny detekce vychýlených hodnot sečteny. Počet detekcí v daném měsíci a pro daný rok mohl nabývat hodnot 1 až 8: sčítaly se detekce z řady samotné, detekce z řad diferencí dané řady s jejími 3 referenčními řadami, a to jak pro vychýlené tak pro extrémní hodnoty (nastavení intervalů viz výše). Hodnota počtu detekcí určitého roku a měsíce potom ukazuje na závažnost vychýlené hodnoty. Pokud byl např. počet detekcí téhož roku a měsíce 2, byla vychýlená hodnota buď potvrzena detekcí z jiného zdroje (např. v diferencích s jinou referenční řadou), nebo v téže řadě musela být rovněž extrémní hodnotou. Pokud počet přesáhl 4, musela být hodnota

detekována minimálně v jednom případě také jako extrémní hodnota, atd. Podle závažnosti se vychýlené hodnoty dále zpracovávaly (viz kap. 3.1.2).

Konkrétní počty detekovaných vychýlených hodnot ve zpracovávaných řadách jsou uvedeny v kap. 3.3.4.

3.2.2 Korelační koeficienty

Pro provedení homogenizace bylo třeba spočítat korelační koeficienty pro všechny stanice mezi sebou navzájem. Hodnoty korelačních koeficientů se používaly například při výběru stanic pro tvorbu jednoho z typů referenčních řad (viz kap. 3.2.4) nebo pro převod řad na anomálie (viz kap. 3.2.3). Korelační koeficienty byly vypočteny pro každý měsíc zvlášť. Z měsíčních hodnot korelačních koeficientů se potom stanovil medián, který byl použit jako reprezentující hodnota do dalších výpočtů. Korelační koeficienty se počítaly z řad prvních diferencí daných dvou řad, a to pouze pro řady s délkou společného období minimálně 20 let. V následujících kapitolách je tento postup rozebrán a zdůvodněn.

3.2.1.1 Diskuse ke způsobu výpočtu korelačních koeficientů

Pro výpočty související s homogenizací bylo potřeba zvolit takovou charakteristiku korelačního koeficientu, která by jednou hodnotou charakterizovala všechny měsíce. Brát do úvahy všechny měsíční hodnoty korelačních koeficientů by značně ztížilo již tak dost složité a náročné výpočty. Jako reprezentativní hodnota byl proto nakonec vybrán medián z měsíčních hodnot korelačních koeficientů. Medián byl zvolen proto, že průměrná hodnota může být ovlivněna některou z extrémně nízkých měsíčních hodnot korelačních koeficientů. Jinou možností mohlo být např. použití hodnoty korelačního koeficientu počítaného z ročních průměrů teploty vzduchu. V této práci je ale základ v hodnocení měsíčních řad, proto byla snaha vycházet z měsíčních hodnot korelačních koeficientů. Navíc hodnoty korelací počítaných z ročních hodnot se téměř neliší od mediánu z měsíčních korelací. Např. pro homogenní řady ČR je průměrná hodnota mediánů měsíčních korelací 0.935, průměrná hodnota z průměrů měsíčních korelací 0,928 a průměrná hodnota z korelací ročních řad 0.936 (viz tab. 5.3a, kap. 5.2.2).

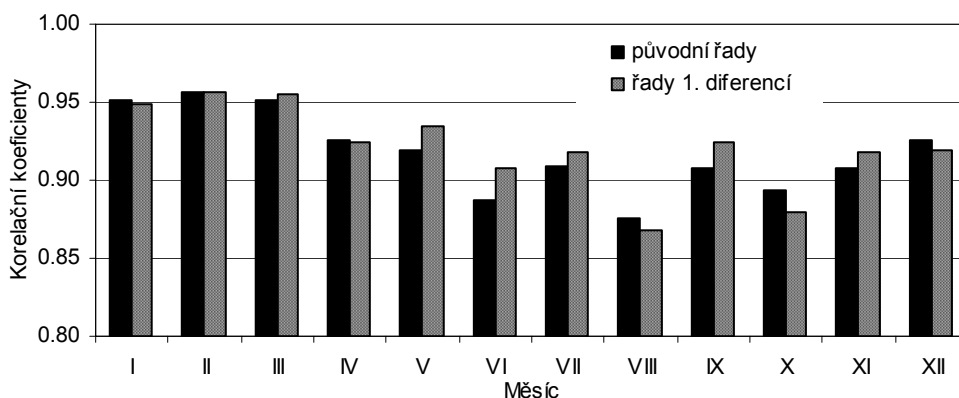
Korelační koeficienty byly počítány z řad prvních diferencí z toho důvodu, že pracujeme s nehomogenními daty (se změnou v úrovni – průměru). Pokud je v řadě zlom (změna v průměru), tak jsou ovlivněny při výpočtu korelací z původních hodnot všechny hodnoty před, resp. za zlomem. Jestliže vycházíme z řad prvních diferencí, zlom se projeví pouze v jediné hodnotě. Použití řady prvních diferencí se proto jeví jako vhodnější (Easterling, Peterson, 1995, Alexandersson, Moberg, 1996, Peterson 1998, Vincent 1998).

Jak se liší korelační koeficienty vypočtené z původních řad a z řad prvních diferencí ukazuje tab. 3.1 a obr. 3.1. Výpočty byly provedeny pro všechny řady (tedy stanice na území ČR i v okolí – seznam viz příloha 1a a příloha 1c) před závěrečným kolem homogenizace (viz kap. 3.1), řady jsou tedy již

„téměř“ homogenní. V každém případě bylo zpracováno 14 230 řad. Použité charakteristiky aritmetický průměr a medián se liší pro oba druhy výpočtů korelačních koeficientů průměrně o 0,002 (medián je ve všech měsících vyšší než průměr – na průměr mají vliv „extrémní“ nízké hodnoty korelací). Hodnoty korelačních koeficientů z normálních řad a z řad prvních diferencí se v homogenizovaných řadách téměř neliší: v zimě jsou si téměř rovny, rozdíl je především v letních měsících, kdy jsou korelace (oproti zimě) obecně nižší a více variabilní. Pro použití korelačních koeficientů z řad prvních diferencí potom hovoří fakt, že v případě nehomogenizovaných řad mohou být výpočty značně ovlivněny nehomogenitami v těchto řadách (viz výše).

Tab. 3.1. Charakteristiky korelačních koeficientů počítaných různým způsobem pro jednotlivé měsíce (výpočet z 14 230 hodnot, před závěrečným kolem homogenizace). V posledních dvou sloupcích je spočten průměr, resp. medián z daných měsíčních hodnot

Charakteristika	Měsíc													Průměr	Medián	
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII				
Normální korelační koeficienty (počítané z původních řad)																
Průměr	0.93	0.94	0.93	0.90	0.89	0.86	0.89	0.84	0.88	0.87	0.88	0.90	0.892	0.899		
Medián	0.95	0.96	0.95	0.93	0.92	0.89	0.91	0.88	0.91	0.89	0.91	0.93	0.913	0.921		
Směr. odch.	0.07	0.06	0.06	0.09	0.09	0.10	0.08	0.12	0.09	0.09	0.10	0.08				
Minimum	0.58	0.56	0.55	0.16	0.40	0.24	0.24	0.11	0.23	0.18	0.33	0.03				
Maximum	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00				
Korelační koeficienty počítané z řad 1. diferencí																
Průměr	0.92	0.93	0.94	0.90	0.91	0.88	0.89	0.83	0.90	0.85	0.88	0.89	0.894	0.905		
Medián	0.95	0.96	0.96	0.92	0.93	0.91	0.92	0.87	0.92	0.88	0.92	0.92	0.915	0.926		
Směr. odch.	0.08	0.06	0.06	0.09	0.08	0.09	0.08	0.13	0.08	0.12	0.10	0.09				
Minimum	0.39	0.35	0.37	0.16	0.32	0.25	0.09	0.11	0.10	0.03	0.18	-0.12				
Maximum	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00				



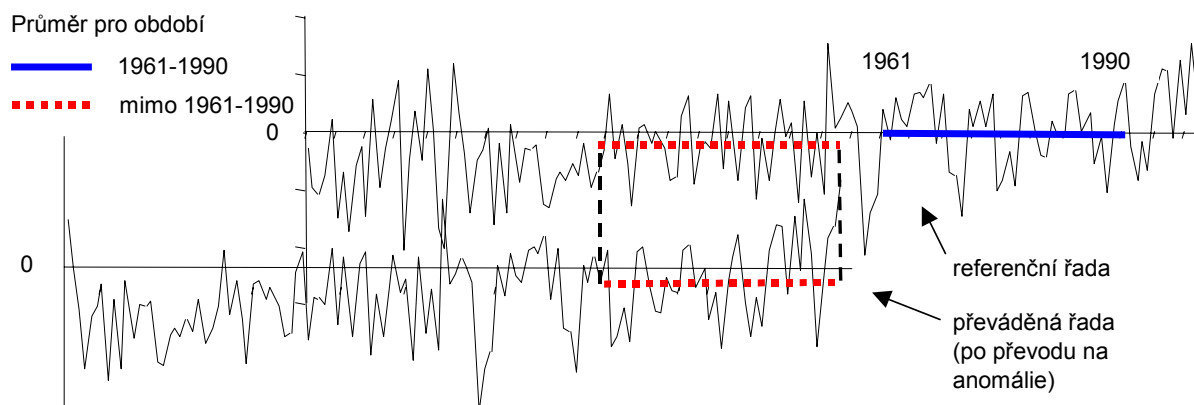
Obr. 3.1. Medián korelačních koeficientů z původních řad a z řad prvních diferencí pro jednotlivé měsíce (počítáno z 14 230 hodnot před závěrečným kolem homogenizace)

Minimální společná délka období pro výpočet korelačních koeficientů byla zvolena 20 let, a to proto, aby byl výpočet na jedné straně reprezentativní a na druhé straně se ještě daly homogenizovat stanice s krátkou délkou měření (řady nemohly být převedeny na anomálie, pokud jejich délka byla kratší než 30 let, přesto ale byly tyto řady homogenizovány). Časové řady kratší než 20 let se ve zpracovávané databázi nenacházejí.

3.2.3 Převod řad na anomálie

Aby bylo možno stanice měřící v různém období mezi sebou navzájem porovnávat (z hlediska úrovně), bylo třeba převést jednotlivé řady na anomálie (tj. odchylky hodnot od průměru za určité období). Řady anomálií potom mohly být využity např. pro tvorbu referenčních řad pomocí všech dostupných stanic (viz kap. 3.2.4). Anomálie byly počítány pro každý měsíc zvlášť vzhledem k referenčnímu období 1961–1990, přičemž výpočet zahrnoval dva kroky:

V prvním kroku byly převedeny na anomálie řady stanic, jejichž měření pokrývala celé období 1961–1990. Tyto řady byly převedeny tak, aby v tomto období měly nulový průměr (v daném měsíci). Ve druhém kroku byly převedeny řady stanic, jejichž měření nepokrývala celé období 1961–1990 nebo v něm neměřily vůbec. Řady se braly postupně podle ukončení měření a postupovalo se od současnosti do minulosti. Tyto chronologie byly převáděny na anomálie pomocí řad již na anomálie převedených. Byl vždy spočten průměr pro dané období a danou řadu, která se převáděla, a dále pro to samé období průměr referenční řady, pomocí níž byla daná řada převáděna. Období pro výpočet průměrů bylo vymezeno podle posledního roku měření převáděné stanice tak, aby délka tohoto období byla 30 let. Tyto dva průměry byly porovnány pomocí diferencí a určila se oprava pro převáděnou řadu. Referenční řada byla spočtena jako průměr 10 stanic vybraných na základě nejvyšších korelačních koeficientů s danou převáděnou stanicí. Limit pro výběr stanic podle korelací byl stanoven na 0,90, přičemž stanice s nižším korelačním koeficientem nebyly brány do výpočtů. Schematické znázornění převodu je ukázáno na obr. 3.2.



Obr. 3.2. Schematické znázornění převodu řady na anomálie vzhledem k období 1961–1990, pokud pro toto období nejsou k dispozici měření. Popis postupu viz text

3.2.3.1 Diskuse k metodě převodu řad na anomálie

Třicetileté období pro porovnání průměrů ve druhém kroku převodu hodnot na anomálie bylo zvoleno proto, že je to délka normálového období 1961–1990 použitého pro převod v prvním kroku. V případě kratšího období by převod (výpočet průměrů) nemusel být tak přesný v důsledku vlivu náhodné složky v řadách; na druhé straně u delšího období by se mohly projevit nehomogenity. Deset referenčních stanic bylo zvoleno proto, aby se eliminoval vliv nehomogenit (5 stanic sice dostačuje, ale větší nehomogenity nebo vychýlené hodnoty by se stále ještě mohly projevit). Více stanic již nemělo smysl uvažovat pro malé rozdíly mezi takto vytvořenými řadami. Mezi výpočtem z 5 a 10 stanic nebyl nalezen žádný významný rozdíl (rozdíl pro jednotlivé měsíce maximálně do 0,1°C – blíže viz porovnání referenčních řad vypočtených různými způsoby v kap 3.2.4.2).

Výběr stanic byl proveden na základě korelačních koeficientů – z mediánů měsíčních hodnot (viz kap. 3.2.2). Pro všechny měsíce dané převáděné stanice byl tedy zvolen stejný výběr stanic pro výpočet referenční řady. Provádět selekci stanic pro každý měsíc zvlášť by bylo příliš časově náročné a neefektivní. Korelační koeficienty byly brány jako kritérium výběru stanic pro svou reprezentativnost (pokud by se jako kritérium zvolila např. vzdálenost, vybrané stanice by nemusely mít nejtěsnější vazbu – např. vlivem různé nadmořské výšky stanic a tím i jiného mikroklimatu).

Stanice s krátkým obdobím měření (méně než 30 let) nemohly být na anomálie převedeny. Pro další výpočty (např. pro výpočet referenčních řad) již nebyly brány v úvahu.

3.2.4 Výpočet referenčních řad

Pro spolehlivější detekci nehomogenit (blíže viz kap. 3.2.6) byly pro každou testovanou řadu vypočteny tři typy referenčních řad, stanovené následovně:

1. **Průměrná řada ČR.** Výpočet byl proveden ze všech dostupných stanic v daném roce (jejich počet ukazuje obr. 5.3., kap. 5.1), pro každý měsíc a rok se z dostupných hodnot vypočítal prostý aritmetický průměr. Stanice musely být nejdříve převedeny na anomálie (viz kap. 3.2.3), aby byly navzájem porovnatelné z hlediska úrovně, i když měřily v různých obdobích. Takto stanovená referenční řada byla stejná pro všechny testované řady, přičemž při testování homogenity se používal její 40letý časový úsek (viz dále).
2. **Aritmetický průměr ze stanic vybraných podle korelací.** Pro každou testovanou stanici bylo vybráno 5 stanic s nejvyššími hodnotami korelačních koeficientů vzhledem k této testované stanici (bral se medián z měsíčních hodnot korelací, viz kap. 3.2.2). Stanice s korelačními koeficienty nižšími jak 0,80 nebyly brány do úvahy a navíc byly akceptovány pouze stanice v průměru s méně než 1 chybějící hodnotou na 1,5 roku. Z takto vybraných stanic byla referenční řada vypočtena jako prostý aritmetický průměr.

3. **Aritmetický průměr ze stanic vybraných podle vzdáleností.** Podobně jako v předchozím případě se vybralo 5 stanic, které ale byly vybrány na základě vzdáleností od dané testované stanice (nejbližší stanice). Vzhledem k husté síti stanic nebyla aplikována žádná krajní mez pro vzdálenosti vybíraných stanic, pouze jako v předchozím případě byly vybrány jen stanice v průměru s méně než 1 chybějící hodnotou na 1,5 roku. Pro výpočet referenční řady byl opět použit prostý aritmetický průměr z vybraných stanic.

Všechny tři typy referenčních řad byly počítány jako průměr z několika stanic. Díky tomuto lze předpokládat, že tyto referenční řady budou homogenní (to je jedna z důležitých podmínek použitých statistických testů homogenity). Jelikož byly použity především statistické testy pro detekci jednoho zlomu v řadě, byly řady testovány na homogenitu po 40letých úsecích, neboť podle Auerové et al. (2001) typická délka období s jednou nehomogenitou nepřekračuje 30–40 let. Pokud byla testovaná řada delší než 40 let, byla rozdělena na více úseků, které se navzájem překrývaly s délkou 10 let. Úsek řady mohl mít nejvýše délku 50 let (řady kratší jak 50 let nebyly rozdělovány). Nejkratší možná délka byla zvolena 30 let, pro poslední a předposlední úseky řad byl tedy překryv většinou delší než 10 let.

Referenční řady byly počítány s ohledem na tyto 40leté úseky testovaných řad zvlášť pro každý měsíc. Výpočet byl prováděn ze všech stanic dostupných v daném úseku, tj. pro různé 40leté úseky testované řady byly příslušné referenční řady vytvořeny pomocí různých výběrů stanic. Díky tomuto přístupu mohly být referenční řady bez problémů vytvořeny také pro stanice s dlouhodobými pozorováními, u kterých jinak není k dispozici dostatek stanic měřících v celém období jejich měření.

Řady použité k výpočtu referenčních řad lze standardizovat tak, aby měly stejný průměr a směrodatnou odchylku jako testovaná řada. To je výhodné především v případech, kdy se v řadách vyskytují chybějící hodnoty a průměry nebo rozptyly použitých řad se značně odlišují.

K výpočtu referenčních řad bylo též využito teplotních řad mimo území ČR (většinou z Rakouska a Německa – viz příloha 1c), především kvůli absenci dostatečného počtu stanic na území ČR v období nejstarších pozorování.

Referenční řady byly vypočítány pro všechny řady, tedy i pro ty nepřevedené na anomálie (tj. řady s délkou měření kratší než 30 let – viz kap. 3.2.3).

3.2.4.1 Diskuse ke způsobům výpočtu referenčních řad

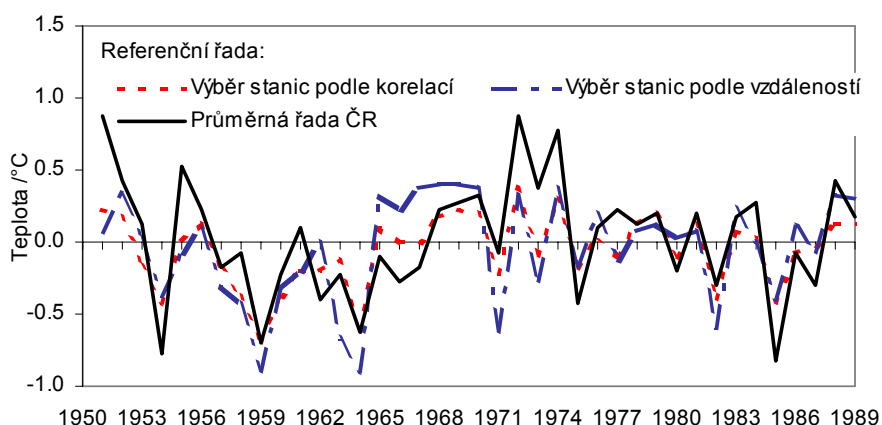
Každý ze způsobů výpočtu referenční řady má určité aspekty:

1. Průměrná řada ČR. Možné nehomogenity a vychýlené hodnoty ve vstupních řadách jsou v tomto případě potlačeny nejvíce ze všech uvedených postupů. Na druhé straně má tato referenční řada nejmenší vazbu (tj. je nejméně korelovaná) s danou testovanou řadou. Tato vazba je však v případě teploty vzduchu pro území ČR a nejbližší okolí stále dosti vysoká (viz korelační koeficienty v kap. 5.2.2).
2. Aritmetický průměr ze stanic vybraných podle korelací. Tato řada má k dané testované řadě nejtěsnější vazbu a je si s ní nejvíce podobná v porovnání s ostatními typy referenčních řad.

Pro testování relativní homogenity se tedy jeví jako nevhodnější. Korelační koeficienty jako kritérium výběru mohou na druhé straně vést k tomu, že pro tvorbu tohoto typu referenční řady budou vybírány stanice s podobnými nehomogenitami jako v testované řadě. Použití korelačních koeficientů počítaných z řad prvních diferencí však tento nedostatek potlačuje (viz kap. 3.2.2).

3. Aritmetický průměr ze stanic vybraných podle vzdáleností. V tomto případě je zachována geografická blízkost vybíraných stanic. Na druhé straně i blízko ležící stanice mohou mít různé mikroklimatické podmínky (např. z důvodu různé nadmořské výšky). Průměrná minimální vzdálenost mezi stanicemi v této práci byla asi 13 km (viz tab. 5.1., kap. 5.1).

Každý způsob výpočtu referenční řady v sobě nese určité přednosti a nedostatky s ohledem na testování homogenity. Výhodné je využít všechny možné způsoby výpočtu referenčních řad, protože s různými referenčními řadami dostaneme pro tutéž testovanou řadu většinou rozdílné výsledky. Posouzením více výsledků lze lépe statisticky vyhodnotit a tím i správněji stanovit nehomogenity v řadách. Obr. 3.3 je příkladem, jak se mohou lišit difference dané testované řady s různými typy referenčních řad. Nutno poznamenat, že porovnáním samotných referenčních řad mezi sebou tak velké rozdíly nevzniknou. Do testů ale vstupují řady diferencí mezi danou referenční a testovanou řadou, rozdílnost různých typů referenčních řad se potom pomocí těchto řad diferencí už projevuje.



Obr. 3.3. Příklad diferencí mezi testovanou řadou a různými typy referenčních řad (stanice Aš, zimní průměry)

Referenční řady byly vždy počítány jako průměr z určitého souboru stanic. Díky tomuto můžeme referenční řady považovat za homogenní (důležitá podmínka použitých statistických testů homogenity, viz kap. 3.2.5). K výpočtu byl použit prostý aritmetický průměr z vybraných stanic, nikoli průměr vážený (váhy by se mohly brát v případě používání korelací jako druhé mocniny korelací dvou stanic – Peterson, 1998), v případě vzdáleností jako reciproká hodnota čtverců vzdáleností stanic). Před samotnou homogenizací byly porovnány výpočty referenčních řad pomocí obou typů průměrů, z něhož vyplynulo, že při zpracování měsíčních teplotních průměrů v rámci ČR a blízkého okolí není mezi prostým a váženým průměrem významný rozdíl (viz níže, kap. 3.2.4.2). Pro výpočty referenčních řad byl tedy zvolen prostý aritmetický průměr, který obnáší menší výpočetní náročnost.

3.2.4.2 Konkrétní porovnání referenčních řad vypočtených různým způsobem

K dokumentaci předchozích tvrzení vztahujících se k výpočtu referenčních řad byly porovnány různé způsoby jejich výpočtu. Bylo analyzováno 16 stanic z Čech (vybraných náhodně podle abecedy ze seznamu v příloze 1a, Aš – Cheb). Řady těchto 16 stanic byly rozdělených do 34 čtyřicetiletých úseků (průměrná délka úseku byla 38,3 roku, medián 40 let). Pro výpočet referenčních řad byly používány všechny dostupné stanice v ČR i v okolí. Z porovnání kombinací různých způsobů výpočtů referenčních řad (různé typy referenčních řad, prostý nebo vážený aritmetický průměr z vybraných stanic, počet průměrovaných stanic, atd.) mimo jiné vyplynulo následující (v textu jsou zmiňovány průměry absolutních hodnot diferencí; směrodatné odchylky diferencí jsou uvedeny v tab. 3.2):

- **Porovnání referenčních řad vypočtených pomocí korelací, vzdáleností nebo průměru ze všech stanic:** řady vypočtené pomocí korelací a vzdáleností se od sebe liší v jednotlivých měsících v průměru absolutních diferencí přibližně o $0,1^{\circ}\text{C}$. Největší je rozdíl vypočteného průměru ze všech stanic se zbylými způsoby (rozdíl až $0,21^{\circ}\text{C}$ s referenční řadou stanovenou pomocí vzdáleností z 5 stanic váženým průměrem). Dále byla pomocí korelačních koeficientů posuzována vazba mezi testovanou řadou a vytvořenými referenčními řadami. Nejtěsnější vazbu má samozřejmě testovaná řada s referenční řadou vytvořenou pomocí korelací a váženého průměru (průměr a medián těchto korelací pro všechny stanice ČR – vypočtené před homogenizací – byl 0.956, resp. 0.966), těsně následuje způsobem výpočtu pomocí vzdáleností a váženého průměru (pro všechny stanice ČR je průměr 0.953, medián 0.963), nejmenší vazba je u způsobu výpočtu pomocí průměrné řady ČR (0.940, resp. 0.953). Je nutno dodat, že hodnocení pomocí korelačního koeficientu je poplatné dané metodě, takže nejlépe je samozřejmě vyhodnocena řada spočtená na základě korelačních koeficientů. Pro naše účely je důležité, že v dalších výpočtech jsou používány 3 typy odlišných referenčních řad (blíže viz tab. 3.2, skupiny 3 a 4), takže dostaneme různé výsledky statistických testů homogenity, které můžeme statisticky vyhodnocovat, a v konečném důsledku tak přesněji stanovit nehomogenity (blíže viz kap. 3.2.6).
- **Porovnání průměru vypočítaného z 5 nebo 10 stanic:** nejmenší rozdíly mezi referenčními řadami počítanými jako průměr z 5 nebo 10 stanic jsou mezi způsobem výpočtu referenčních řad pomocí vzdáleností použitím váženého průměru, kdy v jednotlivých měsících je průměr absolutních hodnot diferencí maximálně $0,03^{\circ}\text{C}$ (vzdálené stanice mají díky malým váhám malý vliv). Naproti tomu největší rozdíly jsou mezi referenčními řadami vypočítanými pomocí vzdáleností a prostého průměru (průměr diferencí je maximálně $0,09^{\circ}\text{C}$). U výpočtu pomocí korelací (zde není rozdíl, zda se použije průměr vážený nebo prostý) jsou také relativně vyšší rozdíly (maximálně $0,07^{\circ}\text{C}$). Stačí tedy počítat referenční řady z 5 stanic, které se téměř neliší od výpočtu z 10 stanic (v

průměru měsíčních diferencí maximálně o 0,1 °C). Směrodatné odchylky diferencí mezi různými typy referenčních řad jsou uvedeny v tab. 3.2, skupina 2.

- **Porovnání váženého a prostého aritmetického průměru:** Váhy byly použity tak, jak již bylo popsáno v kap. 3.2.4.1. Mezi referenčními řadami vypočítanými pomocí korelací byly minimální rozdíly mezi použitím váženého nebo prostého aritmetického průměru (z 5 i 10 stanic), váhy jsou u korelací téměř stejné, průměr prostý a vážený se v jednotlivých měsících pro průměr absolutních diferencí liší maximálně o 0.01 °C. Naproti tomu při výpočtu pomocí vzdáleností již byly značné rozdíly mezi váženým a prostým průměrem, maximálně ale 0,10 °C u výpočtu z 10 stanic, přičemž z 5 stanic to bylo méně (se vzdáleností roste různorodost klimatických podmínek) (viz tab. 3.2, skupina 1). U korelací tedy nezáleží, zda se použije prostý nebo vážený průměr, i když nakonec je lepší použít prostý průměr jako méně výpočetně náročný. U vzdáleností by bylo jistě lepší používat vážený průměr (liší se značně od referenčních řad vypočtených jiným způsobem), ale může zde nastat problém nadhodnocení vlivu nejbližších stanic a tím i jejich případných nehomogenit (nelze potom zaručit, že referenční řada je skutečně homogenní). Takže nakonec jak u korelací, tak i u vzdáleností, byl použit obyčejný aritmetický průměr.

Tab. 3.2. Směrodatná odchylka (°C) diferencí mezi různými typy referenčních řad pro vybraných 16 stanic (viz kap. 3.2.4.2). Vysvětlivky: *k* – použití korelačních koeficientů pro výběr stanic – průměr prostý, *kw* – korelační koeficienty – průměr vážený, *v* – použití vzdáleností – průměr prostý, *vw* – vzdálenosti – průměr vážený. *5* – průměr z 5 stanic, *10* – průměr z 10 stanic, *CR* – průměrovaná řada ČR. Hodnoty průměrů diferencí viz text.

Výpočet		Měsíc														Průměr
Řada 1	Řada 2	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII			
1	kw5	k5	0.04	0.05	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.03	0.03	0.03	0.04	
	vw5	v5	0.30	0.30	0.20	0.15	0.16	0.15	0.16	0.15	0.18	0.22	0.21	0.30	0.21	
2	k5	k10	0.18	0.19	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.19	0.14	
	kw5	kw10	0.18	0.19	0.13	0.12	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.19	0.14	
	v5	v10	0.24	0.25	0.17	0.15	0.15	0.14	0.14	0.14	0.16	0.17	0.17	0.23	0.18	
	vw5	vw10	0.08	0.09	0.06	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.08	0.06	
3	k5	v5	0.29	0.29	0.19	0.16	0.15	0.15	0.18	0.18	0.18	0.22	0.21	0.28	0.21	
	k5	Vw5	0.34	0.34	0.23	0.18	0.18	0.18	0.19	0.19	0.22	0.24	0.24	0.32	0.24	
	k10	v10	0.24	0.25	0.15	0.13	0.12	0.12	0.13	0.14	0.15	0.19	0.18	0.22	0.17	
4	k5	CR	0.50	0.55	0.42	0.35	0.33	0.29	0.33	0.30	0.30	0.37	0.38	0.47	0.38	
	v5	CR	0.52	0.55	0.43	0.36	0.33	0.30	0.33	0.32	0.31	0.36	0.40	0.48	0.39	
	vw5	CR	0.62	0.64	0.48	0.39	0.36	0.33	0.36	0.35	0.37	0.43	0.45	0.58	0.45	

3.2.4.3 Diskuse k délce testovaných řad

Řady byly vytvářeny s ohledem na následující testování relativní homogenity. Protože byl největší důraz kladen na Alexanderssonův a bivariační test, což jsou testy určené pro nalezení jednoho zlomu v řadě, byly řady rozděleny na dílčí úseky po 40 letech. Tato délka byla zvolena proto, že u delších řad se může vyskytnout více nehomogenit v řadě. Pokud má řada více nehomogenit, není potom splněna jedna ze základních podmínek těchto testů, a testy nemusí tudíž nehomogenity detekovat správně

(především není správně určena jejich významnost). Na druhé straně pro příliš krátké řady testy nejsou tak spolehlivé. Délka 40 let se z těchto důvodů jeví tedy jako rozumná.

Testované řady byly rozděleny tak, aby překryv dvou na sebe navazujících úseků byl 10 let, protože detekování nehomogenit při krajích časových řad (na začátku či na konci) může být problematické a navíc některé testy v těchto koncových úsecích nadhodnocují nehomogenity, tj. dávají vyšší hodnotu testovací statistiky (Alexandersson, 1995). Pro hodnocení homogenity dané řady se potom při detekci nehomogenit blízko konců daného úseku dalo přihlídnout k chování daného roku v sousedním úseku. Jestliže řada měla délku mezi 40 a 50 roky, nebyla rozdělována. Na druhé straně, pokud poslední úsek měl mít délku kratší než 30 let, byly do něj začleněny předchozí roky tak, aby této délky dosáhl (příliš krátké řady nejsou pro testy ze statistického hlediska tolik vhodné).

3.2.4.4 Diskuse: další aspekty

Omezení výběru pouze na stanice s řadami, ve kterých je v průměru méně než 1 chybějící hodnota na 1,5 roku, se jeví jako rozumné, aby bylo zaručeno dostatečné množství hodnot pro výpočet kvalitních referenčních řad. Navíc ve většině případů platí, že čím více se v řadě vyskytuje chybějících hodnot, tím jsou měření méně kvalitní. Referenční stanice samozřejmě již žádné chybějící hodnoty neobsahují.

Při tvorbu referenčních řad bylo rovněž využito stanic z území mimo ČR: Tyto stanice byly důležité především u nejstarších pozorování, kdy nebyl dostatek stanic na území ČR. Porovnání s těmito stanice mělo svůj význam ale též v celém období pozorování, především pro zjištění případné nehomogenity, která by se týkala celé pozorovací sítě – např. změn způsobu měření zavedené pro všechny stanice během krátké doby (kdy porovnáním „postižených“ stanic pouze mezi sebou se nic nedá zjistit).

Výpočet referenčních řad významně ovlivňuje kvalitu homogenizace. V případě analyzovaných měsíčních průměrů teploty vzduchu na území ČR byl výpočet kvalitních referenčních řad bezproblémový. Vybrané statistické charakteristiky řad podstatné pro tvorbu referenčních řad jsou uvedeny v tab. 3.3 (výsledky po 2. kole homogenizace). Je vidět, že korelační koeficienty jsou dostatečně vysoké i v rámci stanic mimo území ČR (jejich seznam viz příloha 1c).

Tab. 3.3. Tvorba referenčních řad: statistické charakteristiky řad po 2. kole homogenizace (viz kap. 3.1.4). Údaje pro všechny možné dvojice testována – referenční řada. Vysvětlivky: Vzdálenost je uváděna pro nejbližší stanici. Počty případů znamenají počty analyzovaných dvojic stanic

Charakteristika	Stanice na území ČR		Stanice ČR a v okolí	
	Korelace	Vzdálenost /km	Korelace	Vzdálenost /km
Průměr	0.973	50.2	0.953	86.0
Medián	0.977	39.8	0.971	54.9
Směr. odchylka	0.016	41.9	0.041	79.2
Počet případů	1625	1535	2206	2224

3.2.5 Testování relativní homogenity řad

Pro kvalitnější homogenizaci bylo vedle různých způsobů výpočtu referenčních řad (viz kap. 3.2.4) použito také několik statistických testů na zjištění relativní homogenity řad. Před samotnou homogenizací byla zkoumána síla různých testů, případně jejich modifikací, dostupných v softwaru AnClim (Štěpánek, 2003a). Podle porovnání schopností těchto testů detekovat nehomogenity (podrobnosti viz dále) byly pro homogenizaci použity v této práci následující statistické testy:

- Alexanderssonův test (Standard Normal Homogeneity Test – SNHT) pro jednoduchý zlom (Alexandersson, 1986, 1995), aplikovaný na řady měsíčních, sezónních a ročních průměrných teplot vzduchu.
- Bivariační test Maronny a Yohaie (Potter, 1981), též aplikovaný na měsíční, sezónní a roční průměry teploty vzduchu.
- Test Vincentové založený na vícenásobné lineární regresi (Multiple Linear Regression method – MLR) – model 3 – skok (Vincent, 1998), aplikovaný pouze na sezónní a roční průměry (pro velkou výpočetní náročnost).

Alexanderssonův a bivariační test jsou testy založené na kumulativních hodnotách (viz kap. 3.2.5.1 a 3.2.5.2). Test Vincentové je modifikací testu Easterlinga a Petersona, který používá dvoufázovou lineární regresi. Tento test zde z důvodu rozsahu uveden není.

Alexanderssonův a bivariační test byly v softwaru AnClim modifikovány tak, že při testování byla řada rozdělena na dvě části (subperiody) před a po detekované nehomogenitě (ta nemusela být přitom statisticky významná), a test proběhl ještě pro každou tuto část zvlášť. Pokud se v řadě vyskytlo více nehomogenit, tímto způsobem bylo možné je odhalit a hlavně správně statisticky posoudit, neboť tyto testy jsou určeny pouze pro hodnocení jedné nehomogenity v řadě. Více než jedno dělení nemělo pro používané 40leté úseky testovaných řad význam. Test Vincentové byl modifikován tak, že do regresního modelu vstupovala jako nezávislá proměnná pouze jediná veličina – referenční řada (v původním testu vstupuje do modelu několik veličin – řad vybraných stanic).

Hladina významnosti testů byla zvolena $\alpha = 0,05$. Výsledky homogenizace jsou uvedeny v kap. 3.3.

3.2.5.1 Alexanderssonův test homogenity pro jednoduchý zlom

Alexanderssonův test (SNHT) je ve světě hojně používán pro svoji jednoduchost a snadnou aplikovatelnost. Kromě testování jednoho zlomu v řadě existují jeho modifikace pro testování dvou a více zlomů, trendu, změny v rozptylu (Alexandersson, 1995).

Nejprve se vytvoří řada poměrů (v případě srážek) nebo diferencí (v případě teplot vzduchu) mezi testovanou a referenční řadou (možný způsob konstrukce referenční řady udává např. Alexandersson, 1986, 1995). Tato řada $\{q_i\}$ je následně standardizována:

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

kde \bar{q} je hodnota aritmetického průměru poměrů nebo diferencí $\{q_i\}$, s_q je směrodatná odchylka této řady (s váhou $n-1$, což ovlivňuje hodnotu testovacího kritéria a hladinu významnosti).

Nulová hypotéza je definovaná následovně (Alexandersson, 1995):

$$H_0 : z_i \in N(0,1), \quad i \in \{1, \dots, n\}.$$

Alternativní hypotéza:

$$H_1 : z_i \in N(\mu_1, 1), \quad i \in \{1, \dots, a\}, \\ z_i \in N(\mu_2, 1), \quad i \in \{a+1, \dots, n\},$$

kde $1 \leq a < n$ a $\mu_1 \neq \mu_2$, $z_i \in N(0,1)$ značí, že řada z_i má normální rozdělení s nulovým průměrem a jednotkovou směrodatnou odchylkou.

Testovací kritérium T_0 se získá ze vztahu:

$$T_0 = \max_{1 \leq a < n-1} \{T_a\} = \max_{1 \leq a < n-1} \{a\bar{z}_1^2 + (n-a)\bar{z}_2^2\}$$

$$\text{kde: } \bar{z}_1 = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a z_i, \quad (\bar{z}_1 \approx \mu_1)$$

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{(n-a)} \sum_{i=a+1}^n z_i, \quad (\bar{z}_2 \approx \mu_2).$$

Hodnota a určuje rok, ve kterém s největší pravděpodobností došlo ke zlomu. Přesněji řečeno, je to poslední rok s prvním průměrem μ_1 .

Jestliže hodnota T_0 je větší než určitá kritická hodnota (tab. 3.4), řadu hodnotíme jako nehomogenní na dané hladině významnosti. Hodnoty T_a můžeme dále vynést do grafu a podle nich potom soudit na charakter řady $\{q_i\}$ ⁴.

Poměr \bar{q}_2/\bar{q}_1 , resp. rozdíl $\bar{q}_2 - \bar{q}_1$, kde \bar{q}_1, \bar{q}_2 jsou průměrné hodnoty řady poměrů (rozdílů) před a po možném zlomu, udávají hodnotu opravy testované řady.

Nevýhodou testu je, že rok nejpravděpodobnější změny má tendenci se vyskytovat blízko začátku a konce řady. V testu není ani specifikováno rozdělení samotných řad. Prostě se předpokládá, že poměry (rozdíly) mají alespoň přibližně normální rozdělení. Je proto dobré řady, které nemají normální rozdělení, na toto rozdělení transformovat.

Uvedený test může být aplikován pouze na jednoduchý zlom (posun v průměru).

Tab. 3.4. Kritické hodnoty k Alexanderssonova testu pro rozsah řady n a hladinu významnosti 0,05 (Alexandersson, 1986)

n	10	20	40	60	80	100	150	200
k	5.7	7.0	8.1	8.7	9.0	9.2	9.4	9.6

⁴ Pokud je se v řadě vyskytuje jednoduchý zlom, vykreslené hodnoty T_a tvoří křivku s ostrým vrcholem v bodě změny. Pokud je v řadě více zlomu, těchto vrcholů je více. V případě trendu v testované řadě není vrchol ostrý ale zaoblený.

3.2.5.2 Bivariační test

V následujícím textu je referenční řada označena jako $\{x_i\}$, testovaná řada jako $\{y_i\}$.

Nechť $\{x_i, y_i\}$ je nezávislá řada n dvourozměrných náhodných vektorů, kde každý vektor má dvourozměrné normální rozdělení. Nulová hypotéza pro bivariační test je dána vztahem (Maronna, Yohai, 1978):

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

Pro alternativní hypotézu H_1 (změna v průměru pro řadu y_i od roku i_0 dále) platí:

$H_1 : \text{pro } 0 < i_0 < n \text{ a } d \neq 0 \text{ má } \{x_i, y_i\} \text{ rozdělení}$

$$N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho) \text{ pro } i \leq i_0$$

$$\text{a } N(\mu_x, \mu_y + d, \sigma_x^2, \sigma_y^2, \rho) \text{ pro } i > i_0.$$

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

Test pravděpodobnostního poměru H_0 oproti H_1 je založen na následujících statistikách:

$$X_i = 1/i \sum_{j=1}^i x_j, Y_i = 1/i \sum_{j=1}^i y_j, \bar{X} = X_n, \bar{Y} = Y_n$$

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

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

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

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

Testovací statistika je dána vztahem:

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

Nulová hypotéza H_0 se zamítá, je-li T_0 větší než nějaká konstanta k (viz tab. 3.5). Hodnota i , pro kterou je T_0 maximální, je maximální pravděpodobnostní odhad i_0^* pro i_0 . $D_{i_0}^*$ je maximální pravděpodobnostní odhad pro d .

Aplikace bivariačního testu předpokládá řadovou nezávislost a dvourozměrné normální rozdělení. Rovněž se předpokládá, že řada je stacionární s výjimkou možného skoku v průměru řady $\{y_i\}$. Za předpokladu nulové hypotézy jsou kritické hodnoty v tab. 3.5 nezávislé na korelačním koeficientu ρ mezi $\{x_i\}$ a $\{y_i\}$. K tomu je třeba normovat $\{x_i\}$ a $\{y_i\}$ jejich průměry a směrodatnými odchylkami. Bivariační test se heuristicky podobá analýze homogenity pomocí dvojnásobné součtové čáry.

Tab. 3.5. Kritické hodnoty k pro statistiku T_0 , pro rozsah řady n a hladinu významnosti 0,05 (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

3.2.5.3 Schopnost testů detekovat nehomogenity

Před samotnou homogenizací teplotních řad ČR byla pomocí uměle vytvořených řad posuzována schopnost správné detekce nehomogenit různými statistickými testy (obsažených v softwaru AnClim, Štěpánek, 2003a). Do těchto testovaných řad byly mj. implementovány různě velké nehomogenity, a to na různých místech řady. Řady byly generovány v několika variantách tak, aby odrážely statistické vlastnosti řad průměrných teplot vzduchu v různých obdobích roku, a to pro zimu, léto a celý rok (zima má nejvyšší a léto nejnižší směrodatnou odchylku, podzim a jaro mají podobné směrodatné odchylky, o trochu vyšší než léto – viz např. tab. 5.9 v kap. 5.3.2).

Protože se zkoumala detekce nehomogenit pomocí testů na relativní homogenitu, musely být sestaveny jednak řady testované, jednak řady referenční. Nejprve byla vygenerována řada testovaná a řada diferencí (diference mezi testovanou a referenční řadou). Řada referenční se potom získala tak, že se k řadě testované přičetla řada diferencí, tedy:

$$y_i = x_i + d_i,$$

kde y je řada referenční, x řada testovaná, d řada diferencí, n je délka řad, $i = 1, \dots, n$. Testovaná řada a řada diferencí byly generovány tak, aby byly nekorelované. Proto referenční řada, získaná jako jejich součet, má stejnou směrodatnou odchylku jako řada testovaná. Protože u teplotních řad je korelace mezi testovanou a referenční řadou dosti vysoká (téměř rovna 1), je směrodatná odchylka diferencí relativně malá.

Náhodné řady byly generovány tak, aby měly vlastnosti teploty vzduchu měřené na stanicích ČR. Tyto vlastnosti byly zjištěny ze všech stanic v databázi (pouze stanice na území ČR, stav před 1. opravou, viz kap. 3.1.3). Pro tyto stanice je průměrná směrodatná odchylka pro zimu 1,9 °C, pro léto 0,9 °C a pro rok 0,8 °C. Dále byla určena také průměrná směrodatná odchylka řad diferencí mezi řadami všech stanic a průměrnou řadou pro ČR (jako řadou referenční), též pro zimu (0,4 °C), léto (0,4 °C) a rok (0,3 °C).

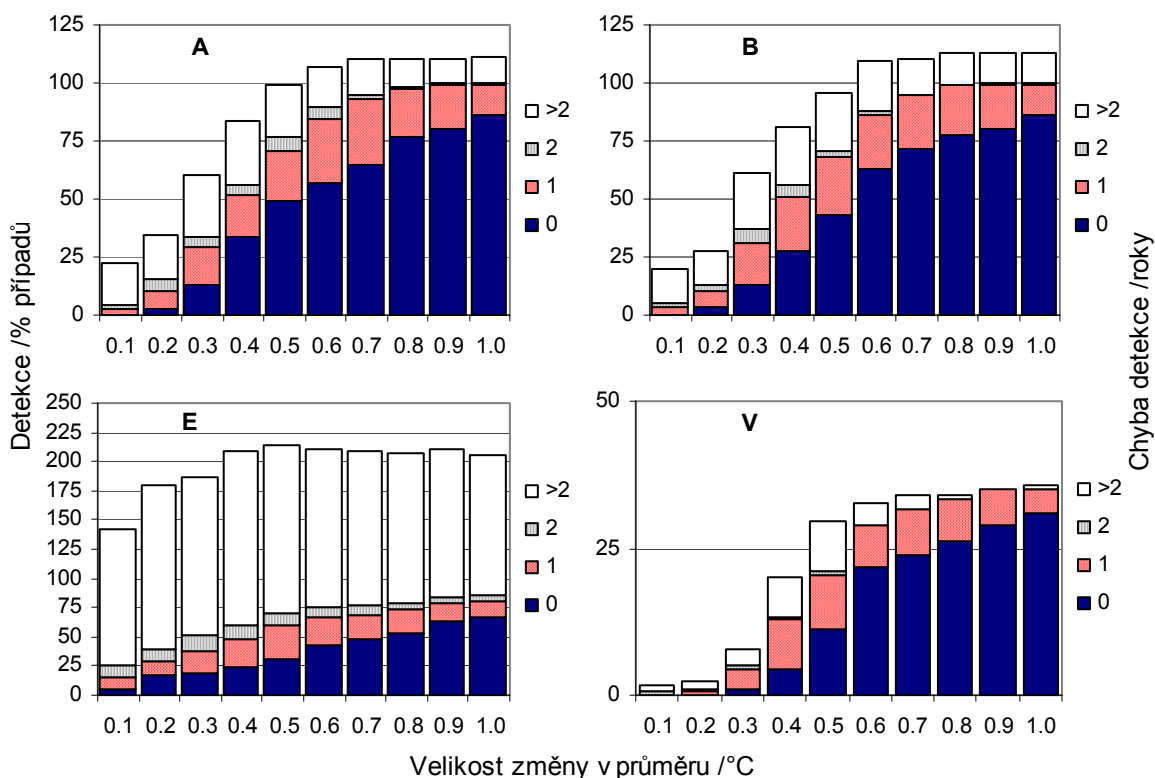
Pro každou variantu směrodatné odchylky (zimní, letní a roční) bylo vytvořeno 5 náhodných řad, tj. celkově 15 řad (jak v případě testovaných, tak v případě referenčních řad), s délkou 100 let. Z nich se potom generovaly další varianty řad s různými vlastnostmi. Modifikace testované řady byly následující:

- různá délka řad (měnila se od 10 do 100 roků)
- poloha nehomogenity – změny v průměru – v určité části řady (posun se aplikoval po každých 5 letech)
- různá velikost nehomogenity (používala se změna v průměru s krokem 0,1 °C, od 0,1 až do posunu 1,0 °C).

Kromě výše uvedených modifikací podstatných pro tuto práci se dále ověřovaly detekce testů v případě přítomnosti více nehomogenit v řadách (do vytvářených řad se aplikoval druhý zlom na různé pozice, měnila se velikost této druhé nehomogenity, atd.). Pro potřeby této práce byl ale hodnocen pouze vliv jednoduchého zlomu, takže výsledky detekcí více nehomogenit se v této práci neuvádějí.

Všechny zmíněné modifikace řady se samozřejmě navzájem kombinovaly. Pro různé délky řad, pro různou polohu nehomogenit v různých částech řad, pro různé velikosti nehomogenit, pro zimu, léto a rok, bylo dohromady vygenerováno 57 000 testovacích řad. Pomocí softwaru AnClim byly všechny tyto řady otestovány následujícími testy: Alexanderssonův test pro jednoduchý zlom (označovaný dále v textu jako *A*) (Alexandersson, 1986), bivariační test (*B*) (Potter, 1981), test Vincentové (*V*) (Vincent, 1998), Easterlingův a Petersonův test (*E*) (Easterling, Peterson, 1995), Alexanderssonův test pro dva zlomy (*A2*) (Alexandersson, 1995). Získané výsledky byly zpracovány a statistické charakteristiky vypočteny pomocí softwaru ProClimDB (Štěpánek, 2003b). Vybrané výsledky jsou znázorněny na obr. 3.4. Z výsledků mimo jiné vyplynulo, že:

- za hraniční lze považovat velikost nehomogenity 0,5 °C (změna v průměru), kdy je nehomogenita s touto velikostí správně (tj. přesně pro daný rok) detekována v asi 50% případech výskytu této nehomogenity (především u testů *A* a *B*, přičemž u *E* je úspěšnost správné detekce nižší). U menších nehomogenit rychle klesá úspěšnost správného odhalení, u větších naopak roste.
- testy *A* a *B* si jsou v detekci nehomogenit dosti podobné.
- u testů *A* a *B* není oproti ostatním testům výrazný rozdíl v detekcích pro délky řad méně nebo více jak 50 let (pouze pro délky řad méně jak 50 let se značně snižuje počet detekcí s chybou 2 roky u vyšších velikostí nehomogenit).
- test *E* dává příliš mnoho nesprávných detekcí nehomogenit (s chybou více jak 2 roky) – vybraná hladina významnosti testu je nejspíše příliš vysoká pro naše účely. Počet správných detekcí se jinak blíží výsledkům testů *A* a *B* (především pro řady delší než 50 roků, kde ovšem na druhé straně závratně roste také počet nesprávných detekcí).
- test *V* uspokojivě detekuje nehomogenity pro řady s délkou méně než 50 roků. Čím kratší je délka řady, tím více detekuje (správných) nehomogenit. Pro délky řad více než 50 roků je počet detekcí (správných i nesprávných) velice nízký. Hladina významnosti testu je pro naše účely zvolena zřejmě příliš nízkou.
- pro zimní období je počet detekcí nehomogenit o trochu nižší než pro letní období, což je způsobeno vyšší směrodatnou odchylkou v zimě. Zajímavé je, že pro test *V* je v zimě zaznamenáno více detekcí (pouze pro vyšší velikosti nehomogenit).



Obr. 3.4. Procenta detekovaných nehomogenit (ze všech přítomných nehomogenit v řadě) v generovaných řadách s roční směrodatnou odchylkou, rozdělené podle velikosti nehomogenity, pro jednotlivé testy (A: Alexanderssonův test, B: bivariační test, E: test Easterlinga a Petersona, V: metoda Vincentové, $\alpha = 0,05$), pro řady s délkami méně jak 50 let. Odlišeny jsou správné detekce nehomogenit (0 – detekované správně pro daný rok) a chybné detekce o 1, 2 a více roků. Bylo testováno 180 řad pro každou velikost nehomogenity (změnu v průměru). Více jak 100% detekcí je dáno dělením řad na úseky během jejich testování (blíže viz kap. 3.2.5)

3.2.6 Posuzování homogenity řad

Posuzování nehomogenit v klimatologických řadách je úkol značně obtížný. Přispívá k tomu také fakt, že dokumentace k dané stanici s informacemi o výměně pozorovatelů, přístrojů, přesunutí stanice atp. (tzv. metadata) je ve většině případů neúplná. Čím více jdeme do minulosti, tím je složitější dohledat všechny informace, které by mohly objasňovat příčiny nehomogenit. V takových případech je potom nutné spoléhat se pouze na výsledky statistických testů, což však může být zavádějící již jen proto, že testované řady málokdy beze zbytku splňují všechny podmínky pro aplikaci testů. Navíc je v řadách většinou silná šumová složka (nepřesnost detekcí dokumentuje obr. 3.4). Při posuzování nehomogenit je tedy nutné výsledky statistických testů nějakým způsobem korigovat, čímž se homogenizace řad stává do značné míry subjektivní. Jistý prostor pro objektivizaci zde však je a v této práci byla snaha jej maximálně využít.

Zvýšení objektivit posuzování nehomogenit v teplotních řadách bylo v této práci dosaženo pomocí několika opatření. Především to bylo použití několika statistických testů (viz kap. 3.2.5), dále použití několika typů referenčních řad pro každou testovanou řadu (viz kap. 3.2.4) a testování měsíčních,

sezónních a ročních průměrů. Výsledky testování v rámci každé této skupiny jsou málokdy shodné. Často pro tutéž testovanou a referenční řadu při použití různých testů dostaneme různé výsledky, přičemž to samé platí i při použití stejného testu, ale pro různé typy referenčních řad. Rozdíly jsou též často v detekcích nehomogenit mezi měsíci a sezónami.

Při homogenizaci byla snaha pro každou testovanou řadu získat co největší počet výsledků testování homogenity. Kombinací výše uvedených opatření bylo k dispozici pro každou stanici, resp. její testovaný 40letý úsek, 123 testování homogenity (blíže viz následující kapitola). Statistickým vyhodnocením těchto výsledků (např. podle pravděpodobnosti dané nehomogenity, tj. podílu počtu detekcí dané nehomogenity na teoreticky možném počtu detekcí) lze potom v konečném důsledku zkvalitnit určování nehomogenit. Jinými slovy, aby byla případná nehomogenita opravena, musela být detekována v dostatečném počtu testování. Díky tomuto postupu se značně omezuje nebezpečí oprav nehomogenit, které ve skutečnosti nejsou nehomogenitami, ale které mohou být detekovány jako nehomogenity jako důsledek existence náhodné složky v řadách, chybné aplikace testů nesplněním všech potřebných podmínek atp.

3.2.6.1 Zpracování výsledků testování a stanovení nehomogenit

Pro každou stanici bylo z výsledků testování homogenity vypočítáno několik charakteristik. Pro každý rok byly sečteny případy detekcí nehomogenit v daném roce, byl stanoven podíl počtu detekcí daného roku na počtu všech detekovaných nehomogenit v dané řadě a byl vypočten podíl počtu detekcí daného roku na teoreticky možném počtu nehomogenit pro danou řadu (tzn. pravděpodobnost dané nehomogenity). Dále byly sečteny případy a vypočteny uvedené podíly pro skupiny roků s větším počtem nehomogenit, neboť nehomogenita se někdy může projevovat ve více blízkých rocích, např. v případě, kdy k narušení homogenity došlo v průběhu roku (nehomogenity v předchozích měsících jsou potom detekovány o rok později). Nakonec byly sečteny případy a spočteny podíly pro všechny nehomogenity dané stanice za celé její testované období. Tato charakteristika může sloužit mj. jako ukazatel kvality měření, tj. spolehlivosti dané stanice. Kvalita měření zpracovávaných stanic je takto charakterizována v příloze 3.

Při rozhodování, který rok označit za nehomogenní (a v dalším kroku tuto nehomogenitu opravit), se vycházelo především z pravděpodobnosti dané nehomogenity, tj. z podílu počtu výskytu nehomogenit daného roku na teoreticky možném počtu nehomogenit daného testovaného úseku (popřípadě se takto hodnotily i skupiny roků), kdy byl brán v úvahu výskyt (rozložení) dané homogenity v různých měsících a sezónách (příklady podkladů viz tab. 3.6 a tab. 3.7). Dále se hodnotily grafy diferencí s různými referenčními řadami, přihlíželo se též např. k tomu, zda se okolo dané nehomogenity nevyskytují chybějící hodnoty (související mnohdy se změnami podmínek na stanicích), atd.

Pro snadnější orientaci ve velkém objemu výsledků testování byly stanoveny hraniční limity výše zmíněných pravděpodobností (podílů) detekovaných nehomogenit. Byly určeny empiricky porovnáváním výše zmíněných charakteristik na vybraném vzorku stanic a nastaveny tak, aby byly

získány a dále zkoumány pouze nepochybné nehomogenity v řadách, což bylo pro účely této práce dostačující. Určené limity jsou samozřejmě subjektivní a poplatné zde použitým řadám, pro jiné druhy řad (případně jiné soubory stanic) by je bylo třeba přizpůsobit konkrétní situaci.

V prvním kole homogenizace (viz kap. 3.1.3) byl daný rok označen jako nehomogenní, pokud jeho podíl na celkovém počtu detekcí přesáhl 20%. Pokud byl podíl mezi 15–20%, musela být nalezena podpora pro tuto nehomogenitu v metadatech. Při nižších podílech nebyla nehomogenita opravována. Ve druhém kole homogenizace (viz kap. 3.1.4) byla hranice pro zjevnou nehomogenitu určena jako 15% podíl z teoreticky možného počtu detekcí pro danou stanic. Pokud byl výskyt mezi 10–15%, musela být opět nalezena podpora v metadatech. Tyto meze sloužily především k automatizaci homogenizace a zároveň bylo takto zaručeno, že nebude přehlédnuta žádná významná nehomogenita. V každém případě se navíc přihlíželo ke všem již dříve zmíněným pomocným charakteristikám.

Tab. 3.6. Ukázka detekovaných nehomogenit (roky) v řadách průměrných měsíčních, sezónních a ročních teplot vzduchu na příkladu třetího čtyřicetiletého úseku stanice Čáslav (1911–1950) před první opravou.

Vysvětlivky: *Test*: *A* – Alexanderssonův SNHT test, *B* – bivariační test, *V* – test Vincentové (citace viz kap. 3.2.5). *Ref*: *a* – referenční řada spočtená jako průměr všech dostupných stanic, *k* – referenční řada vytvořená pomocí korelací, *v* – referenční řada vytvořená pomocí vzdáleností. Více detekcí nehomogenit pro daný test a danou referenční řadu je dáno dělením řad na více částí během testování

Test	Ref	Měsíc												Sezóny a rok				
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok
A	a	1927	1929	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
A	a		1930															
A	k	1927	1927	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
A	k			1939		1938	1939	1940	1922						1937	1937		1935
A	v	1927	1928	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
A	v		1930								1940							1918
B	a	1927	1928	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
B	a								1922									
B	k	1927	1927	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
B	k			1936		1938	1939	1944	1922					1935	1937	1937		1935
B	k								1937									
B	v	1927	1928	1927	1927	1927	1928	1927	1926	1926	1926	1926	1926	1927	1927	1927	1926	1927
B	v	1930									1940			1931			1913	1918
V	k													1927			1926	
V	k														1937	1922		1935
V	k															1937		
V	v													1927	1927	1927		
V	v																	1918

Tab. 3.7. Ukázka vyhodnocení nehomogenit: počty (podíly) detekcí nehomogenit pro jednotlivé roky a skupiny roků, na příkladu třetího čtyřicetiletého úseku stanice Čáslav (1911–1950) před první opravou.

Vysvětlivky: Na prvním řádku je informace pro celý testovaný úsek dané stanice (charakterizující kvalitu měření jako celek), následují seřazené dekované nehomogenity (roky) podle významnosti, dále následují významné skupiny roků a desetiletí. *Začátek*, *Konec*, *Délka*: začátek, konec období a jeho délka, *Rok*: detekovaný rok nehomogenity, *Počet detekcí*: počet detekcí nehomogenit pro dané časové období. *Detekce*: podíl počtu detekcí dané nehomogenity na počtu všech skutečně detekovaných nehomogenit v daném testovaném úseku, *Detekce možné*: podíl počtu detekcí dané nehomogenity na teoreticky možném počtu detekcí nehomogenit pro daný testovaný úsek (může být i více jak 100%, neboť řady se v testech dělily na více částí). *Konec*: počet roků do konce/začátku řady, *Chybí*: počet chybějících za sebou jdoucích měsíců v okolí dané nehomogenity

Začátek	Konec	Délka	Rok	Počet detekcí	Detekce /%	Detekce možné /%	Konec /roky	Chybí /měsíce
1911	1950	40		140	100.0	134.6		
			1927	60	42.9	57.7		
			1926	37	26.4	35.6		
			1928	9	6.4	8.7		4
			1937	7	5.0	6.7		
			1922	4	2.9	3.8		
			1935	4	2.9	3.8		
			1918	3	2.1	2.9		
			1930	3	2.1	2.9		
			1939	3	2.1	2.9		
			1940	3	2.1	2.9		2
			1938	2	1.4	1.9		
			1913	1	0.7	1.0	3	3
			1929	1	0.7	1.0		
			1931	1	0.7	1.0		
			1936	1	0.7	1.0		
			1944	1	0.7	1.0		
1926	1927	2		97	69.3	93.3		
1926	1931	6		111	79.3	106.7		
1935	1940	6		20	14.3	19.2		
1911	1920	10		4	2.9	3.8		
1921	1930	10		114	81.4	109.6		
1931	1940	10		21	15.0	20.2		
1941	1950	10		1	0.7	1.0		

Při tak velkém rozsahu dat a výsledků, jaký byl zpracováván v této práci, bylo využíváno metadat pouze do té míry, pokud byla přístupna v ročenkách (např. změna polohy stanice, výměna pozorovatele, změna termínů pozorování atd.). Metadata tohoto rozsahu se jeví pro účely této práce jako dostačující. Případné nehomogenity naznačené v dalších metadatech, které nebyly autorovy přístupny, by stejně nebyly opraveny, pokud by nevyplývaly také z výsledků testování tak, jak zde bylo popsáno (překročení daných limitů, grafy diferencí atp.).

Snahou bylo určit začátek nehomogenit s přesností na měsíce, přičemž k určení nejpravděpodobnějšího měsíce vzniku nehomogenity sloužilo rozložení detekcí jednotlivých roků

v měsících a sezónách ze všech kombinací testování (příklad viz tab. 3.6). Kde nebylo možné jednoznačně určit měsíc vzniku nehomogenity, vzal se pro opravu všech měsíců stejný rok.

Hodnoty některých stanic byly příliš problematické (tj. nekvalitní) v určitém úseku či dokonce v celém průběhu měření, což se dalo dobře posuzovat pomocí uvedených součtů a podílů nehomogenit za skupiny roků či celé období měření (viz výše). V těchto případech byly dané úseky stanic vyloučeny z dalšího zpracování (viz příloha 1a), popř. byly tyto stanice z dalšího zpracování vyřazeny úplně (viz příloha 1b).

3.2.7 Oprava nehomogenit

Oprava nehomogenních chronologií byla provedena pomocí referenčních řad, které byly vypočítány jako průměr řad 5 stanic vybraných podle nejvyšších korelačních koeficientů s danou opravovanou stanicí (výpočet referenční řady byl stejný jako je uvedeno v kap. 3.2.4). Samotná velikost opravy se získala tak, že se vzalo 20 hodnot (roků) daného měsíce na každou stranu okolo detekované nehomogenity (změny v průměru). Pro toto období a difference mezi opravovanou a referenční řadou se vypočítal rozdíl průměrů před a po dané nehomogenitě, který byl potom použit jako oprava dané testované řady. Uvažované období (± 20 let okolo dané nehomogenity) bylo zkráceno, pokud se vyskytla v daném období další nehomogenita nebo bylo dosaženo začátku či konce řady.

Aby byla řada opravena, musely být k dispozici do konce (resp. od začátku) řady alespoň 4 roky. Pokud bylo k dispozici hodnot méně, nebylo možné opravu uskutečnit pro příliš málo hodnot použitelných pro výpočet průměru. Takovéto krátké nehomogenní úseky musely být z dalšího zpracování vyřazeny (jde o relativně častý problém v případě přechodu stanic na automatická měření v posledních letech – viz kap. 3.3.6). Oprava nehomogenit byla prováděna vždy do minulosti, aby mohly být nově naměřené hodnoty bez problému přidávány k již homogenizovaným řadám.

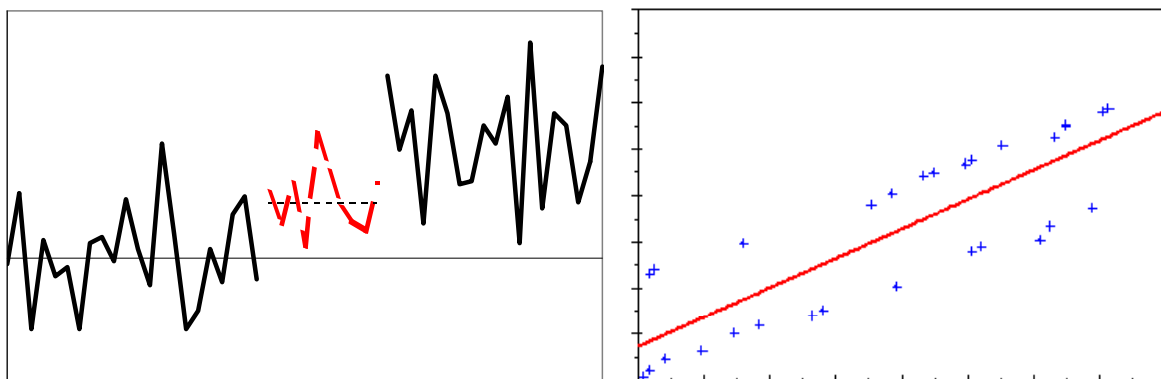
Pro hodnocení vhodnosti dané opravy byly vypočteny hodnoty korelačních koeficientů mezi opravovanou a referenční řadou před a po opravě. Především se hodnotilo, zda korelace po opravě neklesly. V takovém případě řada opravena nebyla. Korelace byly počítány již ne z řad prvních diferencí, ale z normálních hodnot, aby bylo možné posoudit kvalitu opravy. Kromě korelačních koeficientů byl pro posuzování vhodnosti oprav prováděn také t -test rozdílů mezi průměry diferencí (mezi testovanou a referenční řadou) před a po dané nehomogenitě, kdy by tento rozdíl měl být významný. Dále bylo přihlíženo k rozdílům ve směrodatné odchylce diferencí a k přítomnosti trendu, tj. zda se jedná čistě o změnu v průměru nebo zda jsou v řadách přítomny ještě jiné typy nehomogenit (subjektivní posouzení proběhlo již dříve analýzou grafů diferencí, přičemž pochybné úseky řad byly přitom z dalšího zpracování vyloučeny).

Aby hodnoty oprav v jednotlivých měsících byly lépe fyzikálně zdůvodnitelné (hladký roční chod), mohou být tyto hodnoty shlazený např. nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem. Dobré výsledky dává např. použití shlazení pro 5 hodnot (měsíců). Podobný výsledek dostaneme shlazením pomocí váženého aritmetického průměru s váhami 1–2–1.

Počty opravených nehomogenit a jejich velikosti pro homogenizované řady ČR jsou analyzovány v kap. 3.3.

3.2.8 Doplnění chybějících hodnot

Chybějící hodnoty byly v řadách během homogenizace ponechány a byly doplněny teprve po homogenizaci těchto řad. Jedním z důvodů bylo, že výpočet doplňovaných hodnot by byl před homogenizací zatížen chybou, protože by při něm byly použity nehomogenní řady. Dalším důvodem bylo, že by hodnoty doplněné před homogenizací znesnadňovaly správnou detekci a opravu případných nehomogenit – zlomů v řadě, především v případech, kdy chybí v řadě více roků za sebou. Příklad problematického doplnění chybějících hodnot ilustruje obr. 3.4 (použita metoda lineární regrese, její popis viz dále v textu).



Obr. 3.4b. Nalevo: příklad doplnění chybějících hodnot (čárkovaně) při několikaletém přerušení měření a v případě nehomogenity (zlomu) v řadě. Napravo je ilustrační obrázek závislosti mezi doplňovanou a referenční řadou (pro uvedený typ doplňované řady), proloženo regresní přímkou

Jak již bylo uvedeno dříve, počty chybějících hodnot mohou ukazovat na kvalitu měření na dané stanici. Během homogenizace byly pro jednotlivé řady počítány následující charakteristiky, týkající se chybějících hodnot: počet chybějících hodnot za celé období měření, maximální počet za sebou jdoucích chybějících hodnot (v měsících), počet všech chybějících hodnot v řadě připadajících na 1 měsíc (počet všech chybějících hodnot dělený součinem délky řady a 12). Tyto charakteristiky byly použity při převodu řad na anomálie a při výpočtu referenčních řad jako jedno z kritérií výběru referenčních stanic. Navíc bylo k těmto charakteristikám přihlíženo při posuzování vyřazení nekvalitního úseku dané řady nebo vyřazení celé stanice z databáze zpracovávaných stanic.

Samotné doplnění chybějících měsíčních hodnot bylo provedeno pomocí metody lineární regrese mezi doplňovanou řadou (závisle proměnná) a referenční řadou (nezávisle proměnná), vytvořenou jako průměr řad 5 stanic s nejvyššími korelačními koeficienty vzhledem k dané doplňované stanici. Hranice korelačních koeficientů pro výběr stanic byla zvolena 0,80. Do výpočtu se bralo 20 hodnot (roků) na každou stranu od doplňované hodnoty, přičemž byly vybírány pouze hodnoty stejného měsíce jako byla daná chybějící hodnota. Chybějící hodnota byla stanovena dosažením odpovídající hodnoty referenční

řady do vypočtené rovnice lineární regrese. Pro každé doplnění hodnoty byl pomocí *t*-testu porovnáván průměr diferencí mezi doplňovanou a referenční stanicí před a po dané doplňované hodnotě, a sledovalo se, zda se průměry těchto úseků významně neliší (po předchozí homogenizaci by se totiž již lišit neměly).

Počty chybějících hodnot ve zpracovávaných řadách jsou uvedeny v příloze 1a (sloupec *Chybi*) a v kap. 3.3.4.

3.2.8.1 Diskuse k doplňování chybějících hodnot

Na vybraném vzorku stanic, v jejichž řadách bylo 100 původních (naměřených) hodnot nahrazeno chybějícími hodnotami, byl testován vliv délky použitých úseků řad na kvalitu doplnění. Rozdíl mezi doplněnými hodnotami získanými z úseků dlouhých 20, 15, 10, resp. 5 roků (na každou stranu) okolo doplňované hodnoty byl nepatrný (vzhledem k původním hodnotám byl tento rozdíl většinou v rozmezí 0,0–0,2 °C). Nakonec byla pro doplňování zvolena délka úseku 20 let, protože v případech, kdy se v řadě vyskytuje více chybějících hodnot, by při výběrech s menší délkou úseku mohlo být k dispozici relativně málo hodnot pro kvalitní doplnění.

Dále bylo porovnáváno doplnění chybějících hodnot pomocí lineární regrese a s pomocí jednoduchého aritmetického průměru (z diferencí). V případě doplnění pomocí aritmetického průměru se z řady diferencí mezi řadou doplňovanou a referenční vypočítal (z daného počtu let okolo dané chybějící hodnoty) průměr pro úsek před a za doplňovanou hodnotou a rozdíl těchto průměrů se pak připočetl k hodnotě referenční stanice pro daný doplňovaný rok. Rozdíl mezi těmito dvěma metodami byl minimální (do 0,1°C pro používanou délku úseků 20 let na každou stranu okolo dané doplňované hodnoty).

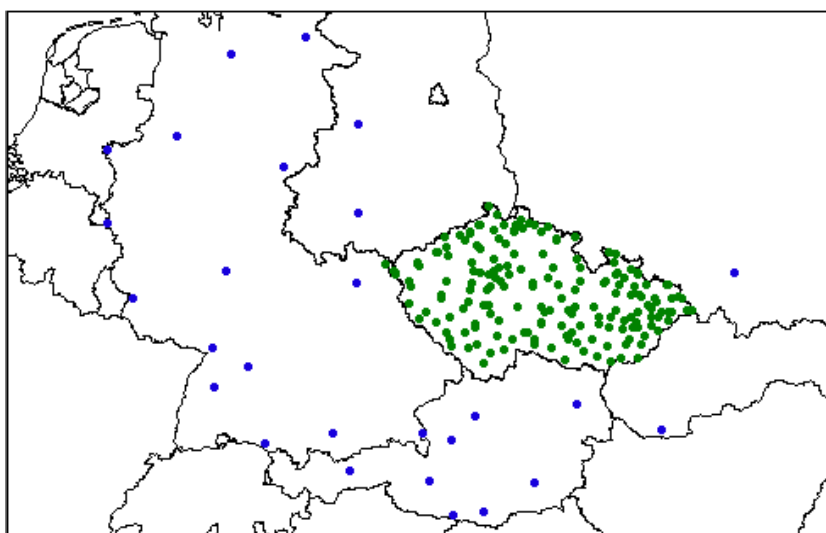
3.3 Vybrané výsledky homogenizace a kontroly kvality dat

V této kapitole jsou uvedeny konkrétní výsledky vztahující se k testování homogenity teplotních řad ČR postupem popsaným v kap. 3.1.

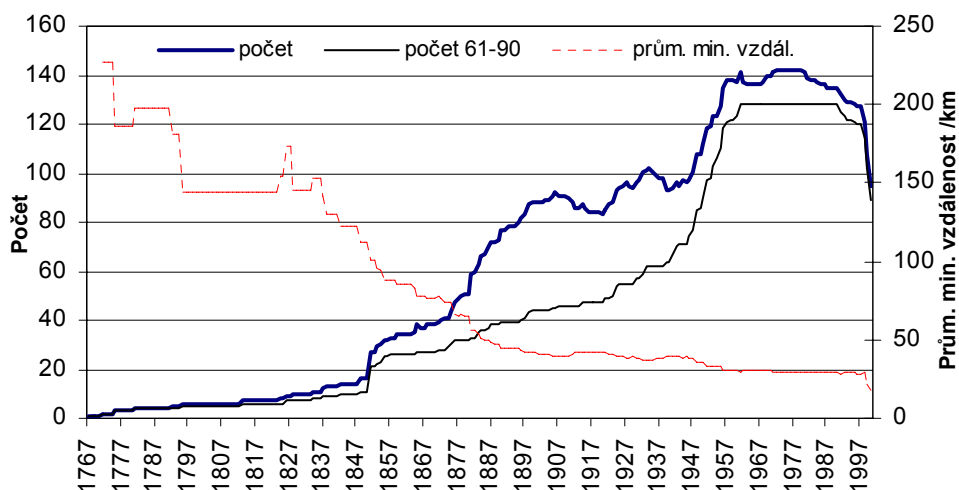
3.3.1 Geografické rozložení a počty stanic

Obr. 3.5 znázorňuje geografické rozložení všech stanic, použitých při homogenizaci teplotních řad ČR. Další obr. 3.6 ukazuje počty stanic, které byly k dispozici v jednotlivých letech, navíc byla z těchto stanic pro jednotlivé roky vypočtena průměrná minimální vzdálenost. Počty stanic samozřejmě rostou od minulosti do současnosti, průměrná minimální vzdálenost naopak s přibývajícím počtem stanic klesá. Menší počet stanic po roce 1997 je způsobem vyřazováním úseků řad, u kterých byla nalezena nehomogenita (oprava však nemohla být provedena pro malý počet roků použitelných k opravě řad), nebo se tento koncový úsek jevil jako podezřelý. Tyto nehomogenity často souvisejí s automatizací měření. V příloze 1a a v příloze 1c jsou prezentovány seznamy těchto stanic spolu s obdobími jejich měření. Další charakteristiky homogenních řad ČR jsou uvedeny v kap. 5.1.

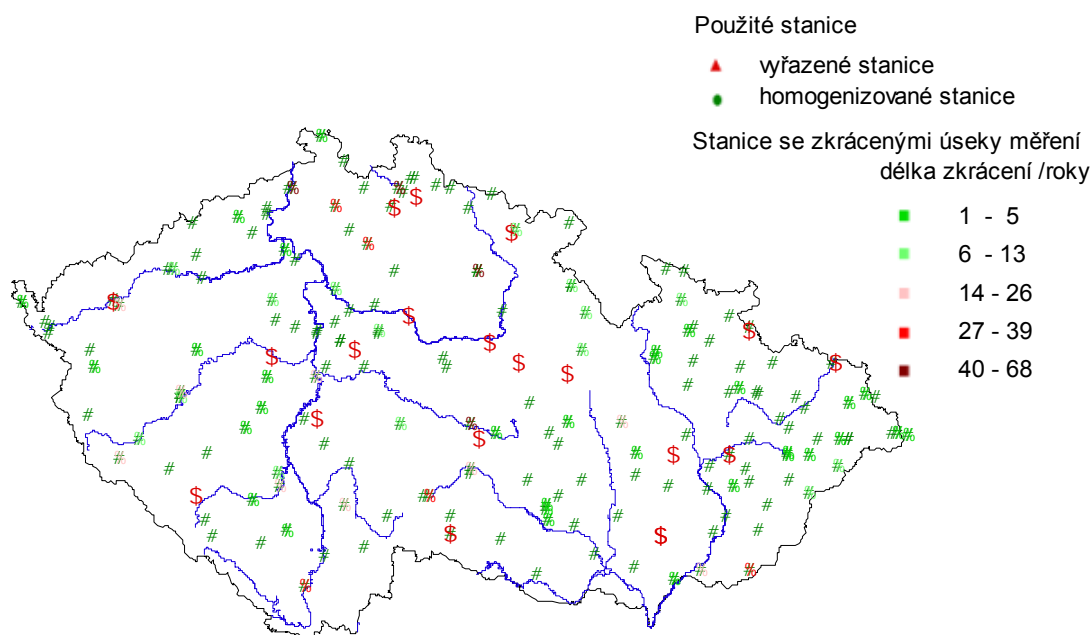
Obr. 3.7 znázorňuje polohu stanic vyřazených během homogenizace a stanic se zkrácenými pozorováními (v důsledku nekvalitních pozorování atp.). Je z něho patrné, že nekvalitní stanice nejsou rozmístěny rovnoměrně a existují oblasti, kde problematických stanic či jejich úseků bylo oproti jiným územím více. Vyšší koncentrace vyřazených stanic nebo úseků se nachází např. na severu Čech.



Obr. 3.5. Geografické rozložení všech stanic (na území ČR i mimo ně) použitých při homogenizaci



Obr. 3.6. Počet všech použitých stanic (na území ČR i mimo ně) a počet těchto stanic měřících v celém období 1961–1990 spolu s průměrnou minimální vzdáleností stanic, které byly k dispozici v jednotlivých letech



Obr. 3.7. Vyřazené stanice a stanice se zkráceným pozorováním během homogenizace na území ČR

3.3.2 Oprava vychýlených hodnot v řadách

Vychýlené hodnoty byly detekovány a ověřovány již před prvním kolem homogenizace (viz kap. 3.1.2), aby neovlivňovaly správnou detekci nehomogenit v řadách. Později byly vychýlené hodnoty zjišťovány znovu v již homogenizovaných řadách (po 2. kole homogenizace – viz kap. 3.1.4), neboť v homogenních řadách je detekce vychýlených hodnot snadnější a spolehlivější. O způsobu detekce vychýlených hodnot bylo blíže pojednáno v kap. 3.2.1.

Porovnání počtů vychýlených hodnot v původních a konečných datech ukazuje tab. 3.8. Je z ní patrné, že nejzávažnější chyby se z řad podařilo odstranit. Méně závažné vychýlené hodnoty jsou v řadách stále ve velkém počtu zastoupeny. Je ovšem nutné poznamenat, že se většinou jedná o náhodnou složku řad. V některých případech sice může jít o neopravené chyby měření, bez dalších informací z metadat ale není možné tyto hodnoty spolehlivě korigovat.

Tab. 3.8. Počet detekovaných vychýlených hodnot v měsíčních řadách homogenizovaných řad podle jejich závažnosti (tj. součtu detekcí pro daný měsíc a rok v rozmezí 2 až 8 – metodika viz kap. 3.2.1)

Závažnost	Počet výskytů	
	Data původní	Data opravená
2	1331	1271
3	378	362
4	160	120
5	47	29
6	77	8
7	36	0
8	61	1
Celkem:	2090	1791

V tab. 3.9 jsou prezentovány roky s nejvyšším podílem výskytu vychýlených hodnot v homogenizovaných řadách. Tyto roky mají většinou objasnitelnou příčinu. Např. v roce 1929 jsou vychýlené hodnoty detekovány většinou v měsíci únoru, ve kterém se v důsledku specifických synoptických situací vyskytovalo hodně teplotních inverzí (blíže viz např. Křivancová, 1999).

Tab. 3.9. Počty vychýlených hodnot pro vybrané roky a jejich závažnost (součet detekcí pro daný měsíc a rok v rozmezí 2 až 8) v homogenních řadách v období 1848–2000. Uvedeny jsou případy, kdy podíl počtu vychýlených hodnot na počtu všech měsíců a počtu dostupných stanic v daném roce byl větší nebo roven 3% (sloupec *Výskyt*). Sloupec *Počet stanic* znamená počet všech dostupných stanic v databázi.

Rok	Závažnost /počet výskytů								Počet stanic	Výskyt /%
	2	3	4	5	6	7	8	Suma		
1858	4	1						5	9	4.3
1859		3	1					4	10	3.1
1860	2	1	2					5	10	3.8
1861	9	3	1					13	10	10.0
1862	4	2						6	10	4.6
1863	1	2	1					4	10	3.1
1879	9	3	2					14	28	3.8
1895	26	3	1					30	66	3.5
1907	21	4	2					27	69	3.0
1914	17	4	5					26	65	3.1
1926	25	7						32	72	3.4
1929	39	22	21	4	2		1	89	72	9.5
1947	32	8	4	2				46	89	4.0
1956	42	11	1	3				57	118	3.7
1959	77	9	2					88	123	5.5
1969	51	8	6	1				66	123	4.1

3.3.3 Homogenizace teplotních řad ČR

Při nekompletnosti metadat a dané spolehlivosti statistických testů detekovat nehomogenity (viz kap. 3.2.5.3) byl v této práci hledán způsob, jak co nejpřesněji a nejspolehlivěji určit nehomogenity v řadách. Zde navržený postup využívá statistického vyhodnocení velkého množství výsledků testování homogenity pro jednotlivé stanice (viz kap. 3.2.6.1). Pro testování homogenity řad byl použit autorem vyvinutý software AnClim (2003a) a pro zpracování řad autorem vyvinutý databázový software ProClimDB (2003b).

Homogenizace měsíčních průměrů teploty vzduchu stanic na území ČR probíhala v několika kolech (popis metodiky viz kap. 3.1). V průběhu homogenizace byly na základě výsledků testování postupně vyřazovány stanice (či jejich úseky) s problematickými a nekvalitními měřeními. Dále byly u některých stanic zkráceny začáteční nebo koncové úseky řad, pokud se detekovaná nehomogenita vyskytla příliš blízko začátku, resp. konci řady, kde je k dispozici malý počet hodnot pro dostatečně kvalitní opravu. V posledních letech dochází k narušení homogenity měření v těchto koncových úsecích stále častěji v důsledku zavádění automatizovaných měření (viz kap. 3.3.6).

Přehled počtu stanic zpracovávaných během homogenizace spolu s počtem testovaných řad a detekovaných nehomogenit udává tab. 3.10, další upřesnění pak tab. 3.11. Zatímco před homogenizací bylo v databázi 192 stanic, po homogenizaci zůstalo k dispozici 174 stanic (seznam stanic s homogenizovanými měřeními je uveden v příloze 1a, seznam vyřazených stanic v příloze 1b). Vysoké počty zpracovávaných řad jsou důsledkem kombinace tří různých testů homogenity (viz kap. 3.2.5), při testování se používaly 40leté úseky řad, každá testovaná řada (resp. 40letý úsek) byla porovnávána se třemi typy referenčních řad (viz kap. 3.2.4), a to pro měsíční, sezónní a roční průměry (metoda Vincentové pouze pro sezóny a rok).

Během homogenizace bylo v řadách opraveno celkem 231 nehomogenních roků, přičemž opravy byly provedeny na měsíčních řadách (seznam oprav viz příloha 2). Jedna nehomogenita tedy připadá při průměrné délce řad 59,1 roku (viz tab. 5.1) v průměru na 44,5 let, při použití délky řad 50 let (hodnota mediánu) je to v průměru 37,7 let. Tyto hodnoty jsou v souladu s výsledky výše citované studie z Rakouska (Auerová et al., 2001).

Tab. 3.10. Přehled počtu zpracovávaných řad při homogenizaci

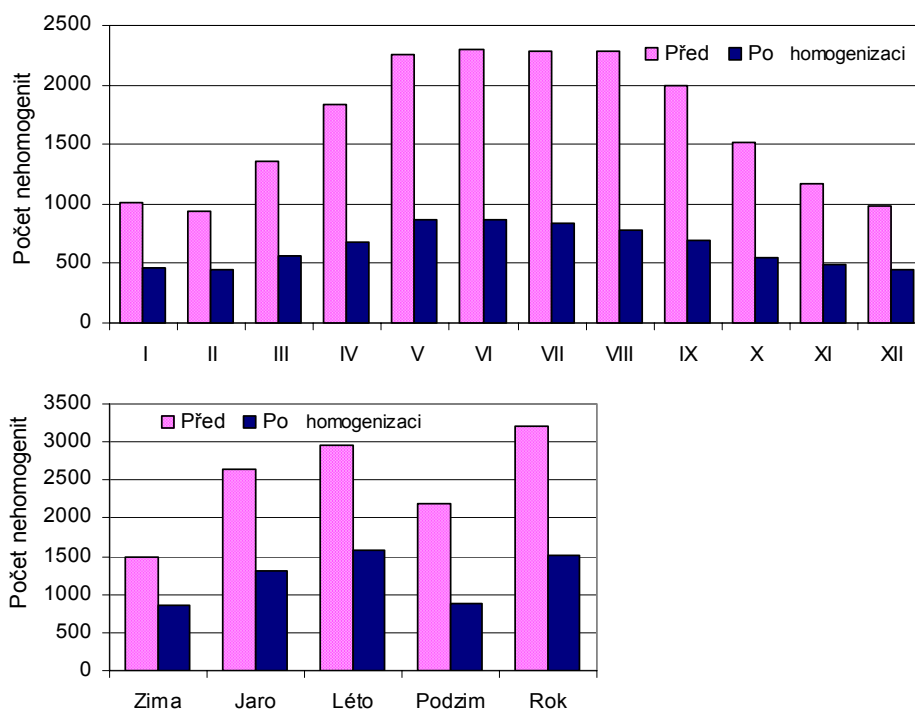
Charakteristika	Data	
	původní	opravená
Počet stanic	192	174
Počet 40letých úseků řad	348	307
Počet oprav - nehomogenních roků		231
Počet testovaných řad celkem	40716	35919
Počet významných nehomogenit ($p=0.05$)	32445	13802
<i>Podíl významných nehomogenit na počtu řad</i>	<i>79,7%</i>	<i>38,4%</i>

Tab. 3.11. Počet testovaných řad pro 192 stanic na území ČR na začátku homogenizace

Test	Počet 40letých úseků řad	Typy referenčních řad	Měsíce	Sezóny a rok	Počet řad pro test celkem
Alexanderssonův	348	3	12	5	17748
Bivariační	348	3	12	5	17748
Vincentové	348	3		5	5220
Celkem					40716

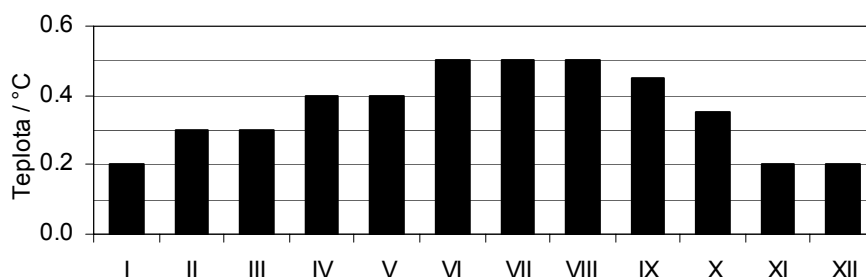
Jak je patrné z tab. 3.10, po homogenizaci zůstává v řadách stále vysoký podíl nehomogenit: 80% řad bylo nehomogenních před homogenizací a 38% zůstalo nehomogenních po provedené homogenizaci. Na výsledky statistických testů je však nutno pohlížet s jistou opatrností, neboť nemalý podíl významných nehomogenit je způsoben náhodnou složkou řad. Navíc, jak plyne z analýzy schopnosti správné detekce nehomogenit jednotlivými testy (kap. 3.2.5.3), do velikosti změny průměru o 0,5 °C nejsou nehomogenity ve většině případů detekovány správně (buď nejsou detekovány vůbec nebo je chybně určen rok nehomogenity). Nicméně je třeba konstatovat, že v řadách jisté procento skutečných nehomogenit zůstává. Bez dalších informací z metadat však není možné tyto nehomogenity v řadách spolehlivě opravit.

Jak se změnil počet detekovaných významných nehomogenit ($\alpha=0,05$) před homogenizací a po konečné opravě nehomogenit ukazuje obr. 3.8. Nehomogenity byly detekovány především v letních měsících, v neopravených údajích to bylo více než dvakrát tolik co v zimních měsících. Po opravě klesl počet významných nehomogenit v letních měsících na třetinu, v zimních měsících na polovinu.



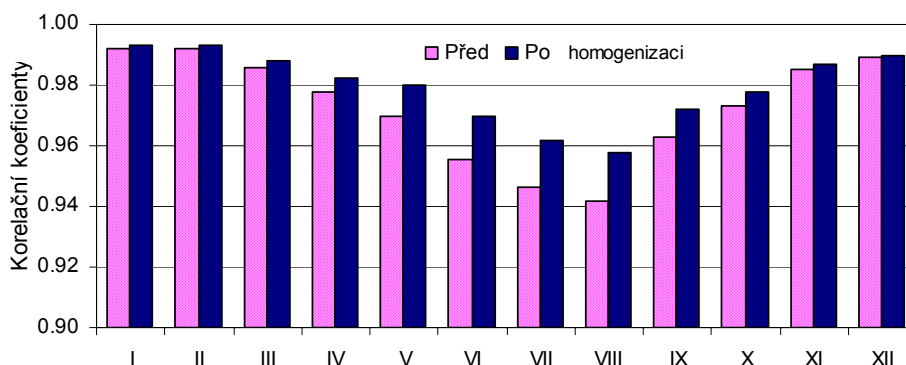
Obr. 3.8. Počet statisticky významných nehomogenit detekovaných před a po homogenizaci ($\alpha = 0,05$) pro měsíční, sezónní a roční průměry teploty vzduchu (pro téměř 41 000, resp. 36 000 testovaných řad)

Po třetím kole homogenizace (viz kap. 3.1.5) byla v řadách provedena konečná oprava nehomogenit. Nejvyšší hodnoty oprav se vyskytly v létě, nejnižší v zimě (viz obr. 3.9), přičemž v letních měsících byla oprava v absolutní hodnotě dvaapůlkrát vyšší než v zimních měsících. Z rozdílné velikosti oprav nehomogenit v jednotlivých měsících je evidentní, že příčinou vyššího počtu detekcí nehomogenit v letním období a nižšího počtu v zimním období (viz obr. 3.8) není pouze rozdílná variabilita teploty vzduchu v těchto obdobích. Pokud by tomu tak bylo, tak by opravy nehomogenit musely mít stejnou velikost ve všech měsících, neboť rozptyl řady nemá na velikost opravy nehomogenity (posun v průměru) žádný vliv.



Obr. 3.9. Velikosti oprav nehomogenit pro jednotlivé měsíce vyjádřené jako medián absolutních hodnot všech oprav (pro 231 opravovaných nehomogenních roků)

Rozdíl ve velikostech nehomogenit (u teploty vzduchu) v zimním a letním období je dán odlišným vlivem aktivního povrchu na utváření chodu (režimu) teploty vzduchu v těchto obdobích. Zatímco v zimě je tento vliv v důsledku převládajících cirkulačních faktorů a redukováného vegetačního krytu (tráva, listy) menší, v létě je jeho vliv v důsledku převládajících radiačních faktorů (a většího objemu vegetace) větší. Pokud dojde na stanici k nějaké změně (např. přesunutí), tak se tato změna v důsledku popsaných faktorů projeví v řadách především v létě, ať už se jedná o vyšší počet detekcí nehomogenit nebo jejich velikost, méně se potom projeví v zimě. Rozdílná role aktivního povrchu se dále odráží např. v tom, že v zimě jsou korelační koeficienty mezi stanicemi vyšší (klimatické podmínky jsou podobné na velkém území), v létě jsou nižší (klimatické podmínky jsou odlišné v rámci malého území) (viz obr. 3.10). Korelační koeficienty vzrostly po opravě v důsledku vyšších hodnot oprav především v létě, zatímco v zimě byl jejich nárůst po homogenizaci minimální v důsledku menších hodnot oprav spolu s vyšší proměnlivostí (rozptylem) teploty vzduchu.

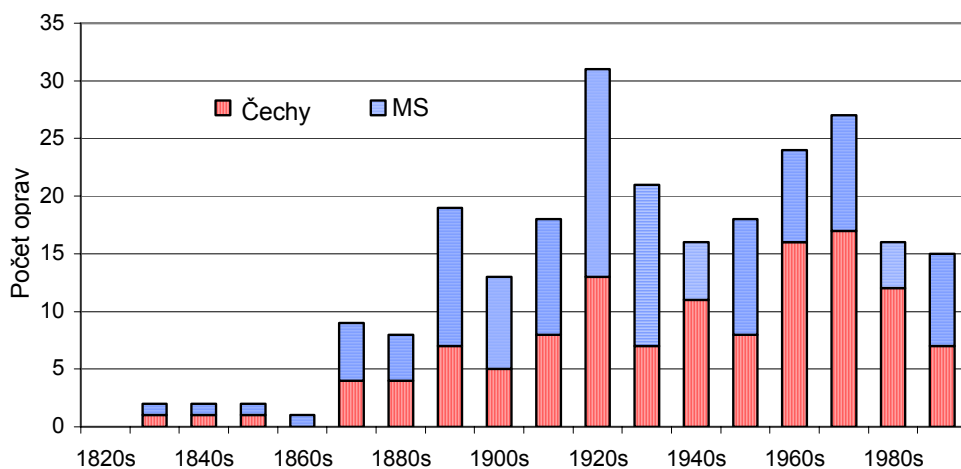


Obr. 3.10. Medián hodnot korelační koeficientů mezi testovanými a referenčními řadami před a po homogenizaci pro jednotlivé měsíce (pro 231 opravovaných nehomogenních roků)

3.3.3.1 Analýza oprav nehomogenit

Pokud budeme uvažovat všechny homogenizované řady v ČR pro všechna období jejich měření, dostaneme jako průměrný rok všech těchto řad hodnotu 1946,2 roku (medián je roven roku 1954, protože převládají řady z mladšího období – viz obr. 5.3). Průměrný rok opravy byl rok 1940,3 (hodnota mediánu roků oprav je 1940). Porovnáním těchto výsledků můžeme tedy konstatovat, že více oprav bylo provedeno v minulosti než v současnosti.

Obr. 3.11 ukazuje počet oprav pro jednotlivá desetiletí. Je z něho vidět, že nejvíce oprav bylo provedeno ve 20. letech 20. století, dále potom v 70. letech (tehdy bylo k dispozici nejvíce řad, viz obr. 5.3). Vedle obrázku jsou uvedeny roky s nejvyššími počty oprav. Pokud bychom vyjádřili daný počet oprav pro jednotlivé roky (desetiletí) v procentech celkového počtu dostupných řad v daném roce (desetiletí), opět budou nejvíce zastoupena 20. léta minulého století, potom 90. léta 19. století, dále 10. a 30. léta minulého století. Pokud jde o podíl počtu oprav na počtu řad pro jednotlivé roky, tak pro roky 1915 a 1921 činí tento podíl okolo 10%, pro roky 1923, 1926, 1929 přesahuje 8%, přičemž dále následují roky z první poloviny 19. století, kde ale ještě bylo k dispozici velmi málo řad. V druhé polovině 20. století byl tento podíl relativně nízký. Roky oprav pro jednotlivé stanice jsou uvedeny v příloze 2.



Rok	Počet
1895	4
1915	6
1921	6
1923	5
1926	6
1929	6
1935	4
1952	4
1954	5
1961	6
1965	4
1967	4
1973	4
1974	5
1989	4
1993	4

Obr. 3.11. Počet oprav v rámci daného desetiletí pro Čechy (*Čechy*) a Moravu se Slezskem (*MS*). V tabulce jsou uvedeny počty oprav pro vybrané konkrétní roky

Tab. 3.12 ukazuje statistické charakteristiky pro hodnoty oprav všech homogenizovaných řad (konkrétní hodnoty viz příloha 2, všechny opravy byly provedeny do minulosti). Plyne z ní mimo jiné, že průměr všech oprav je ve všech měsících záporný (pro říjen je nulový, pro většinu měsíců nedosahuje ani $-0,1$ °C). Opravy provedené před rokem 1950 mají nulový průměr, po roce 1950 je průměrná oprava záporná (průměrně $-0,1$ °C ve všech měsících kromě října). Medián je ve všech třech případech pro většinu měsíců roven nule. Koeficient asymetrie je pro opravy po roce 1950 ve všech měsících záporný,

tztn. že počtem převládají kladné opravy. Záporných oprav je sice méně, ale mají vyšší hodnotu, proto je průměr nakonec záporný.

Tab. 3.12. Statistické charakteristiky velikostí oprav nehomogenit jednotlivých měsíců pro celé období měření (pro 231 opravovaných nehomogenních roků), pro období před rokem 1950 (131 opravovaných roků) a po roce 1950 včetně (100 opravovaných roků). Opravy byly provedeny do minulosti

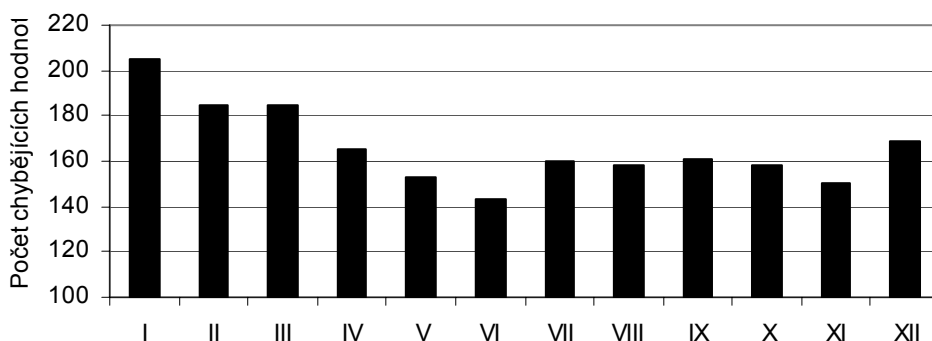
Statistická charakteristika	Měsíc											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Celé období												
Průměr	-0,06	-0,04	-0,05	-0,04	-0,03	-0,05	-0,06	-0,05	-0,04	0,00	-0,02	-0,04
Směrodatná odchylka	0,37	0,45	0,47	0,55	0,63	0,67	0,68	0,66	0,59	0,50	0,38	0,39
Koeficient asymetrie	-0,32	0,08	-0,61	-0,06	0,16	0,24	0,55	0,44	0,28	0,05	-0,34	-0,42
Maximum	1,4	2,3	1,3	1,7	2,6	3,0	3,5	3,3	2,3	1,8	1,4	1,1
Minimum	-1,7	-1,7	-2,0	-1,8	-1,8	-2,0	-1,8	-2,0	-1,8	-1,8	-1,6	-1,6
Percentil 10%	-0,5	-0,5	-0,6	-0,7	-0,8	-0,9	-0,9	-0,9	-0,8	-0,6	-0,5	-0,5
Percentil 25%	-0,3	-0,3	-0,3	-0,4	-0,5	-0,5	-0,6	-0,5	-0,5	-0,3	-0,2	-0,3
Medián	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Percentil 75%	0,2	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,2	0,2
Percentil 90%	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,6	0,5	0,4	0,4
Období před 1950												
Průměr	-0,04	0,00	-0,04	-0,01	0,00	-0,01	-0,03	-0,03	-0,02	0,02	0,00	-0,03
Směrodatná odchylka	0,38	0,48	0,49	0,58	0,68	0,73	0,76	0,75	0,67	0,55	0,37	0,39
Koeficient asymetrie	-0,23	0,30	-0,60	-0,05	0,23	0,39	0,77	0,53	0,33	0,01	-0,04	-0,15
Období po 1950												
Průměr	-0,08	-0,09	-0,06	-0,09	-0,08	-0,09	-0,09	-0,07	-0,07	-0,03	-0,05	-0,07
Směrodatná odchylka	0,34	0,40	0,45	0,51	0,54	0,57	0,56	0,52	0,48	0,41	0,39	0,38
Koeficient asymetrie	-0,54	-0,65	-0,63	-0,15	-0,20	-0,34	-0,39	-0,15	-0,08	0,01	-0,67	-0,85

3.3.4 Doplnění chybějících hodnot

Po dokončení homogenizace byly pomocí lineární regrese (popis viz kap. 3.2.8) doplněny chybějící hodnoty v měsíčních řadách teploty vzduchu jak v řadách ČR (dohromady 1992 měsíčních hodnot) tak také v použitých řadách mimo území ČR (46 hodnot).

Pro posouzení kvality doplňovaných řad se při doplňování hodnot testoval pomocí t-testu rozdíl mezi průměrem diferencí testované a referenční řady před a po doplňované hodnotě. Tento rozdíl byl v řadách ČR významný ve 170 případech ($\alpha = 0,05$). Toto relativně vysoké číslo (8,5% případů) souvisí s tím, že z řad nemohly být odstraněny všechny nehomogenity, kdy bez metadat mohly být odstraněny pouze nejzjevnější z nich. Navíc ne všechny detekované zlomy jsou skutečnými nehomogenitami (vliv náhodné složky řad atd.). Zde existuje jistý prostor pro zdokonalení použitých technik. V budoucnu bude metoda doplnění dále zkoumána a případně vylepšena.

Počet doplňovaných hodnot pro jednotlivé stanice je uveden v příloze 1a (sloupec *Chybí*). Rozložení počtu chybějících hodnot v jednotlivých měsících ukazuje obr. 3.12. Je z něj např. patrné, že v zimě byl výskyt chybějících hodnot vyšší než v létě. Největší rozdíl je mezi měsíci leden a červen.



Obr. 3.12. Počet chybějících hodnot pro homogenizované teplotní řady na území ČR v jednotlivých měsících

3.3.5 Další využití homogenizovaných řad

Díky možnosti konstruovat homogenní referenční řady (pomocí velkého množství zpracovávaných řad) a díky potlačení běžných nedostatků statistických testů (pomocí statistického vyhodnocení velkého množství výsledků testování – viz kap. 3.2.6) mohla být homogenizace řad provedena kvalitněji než doposud v jiných pracích (při zpracování pouze několika řad, kdy např. jako referenční řada byla zvolena řada jediné stanice).

Uvedeným postupem homogenizace byly z řad odstraněny pouze zjevné nehomogenity (změny v průměru), takže v řadách se mohou stále vyskytovat problémy (další nehomogenity, vychýlené hodnoty, atd.), které se ale bez dalších údajů z metadat nedají z řad spolehlivě odstranit. Při použití jednotlivých homogenizovaných řad pro konkrétní studie by měla být daná řada v závislosti na účelu, ke kterému má být použita, dále detailněji zkoumána, mj. na nehomogenity související s trendy, změnou v rozptylu, atd.

Výstupem této práce jsou jednak homogenizované řady (a s nimi i údaje o opravených nehomogenitách, resp. velikostech těchto oprav, viz příloha 2), jednak také údaje o možných dalších nehomogenitách ve zpracovávaných řadách, které vzhledem k rozsahu práce nemohly být spolehlivě vyřešeny. Tyto další potenciální nehomogenity, týkající se změn v průměru, jsou uvedeny v příloze 3. V ní jsou rovněž sečteny všechny detekce významných nehomogenit pro danou stanici. Tyto souhrnné údaje se dají brát jako ukazatel kvality měření v příslušném časovém úseku na dané stanici.

3.3.6 Přejchod stanic na automatizovaná měření

Homogenita řad meteorologických prvků je v poslední době narušována přechodem stanic na automatizovaná měření (postupně od roku 1997). Příloha 4 obsahuje seznam stanic, které jsou použity v této práci a přešly na automatizovaná měření (do roku 2000 včetně). Jak je z přílohy patrné, u některých řad byly odstraněny jejich koncové úseky, protože se jeví jako nehomogenní, ale pro jejich malou délku nemohla být zatím provedena oprava. U dalších stanic nebyly detekované nehomogenity považovány za natolik významné, aby musely být koncové úseky z řad odstraněny, nicméně výsledky homogenizace naznačují, že homogenita je v těchto úsecích diskutabilní (viz spolehlivost měření v uvedené příloze). Naproti tomu některé stanice se zatím jeví jako homogenní v koncových úsecích řad i po přechodu na automatizovaná měření.

Komplexní posouzení homogenity řad po přechodu na automatizovaná měření bude možné provést spolu s případnou opravou teprve tehdy, až budou k dispozici dostatečně dlouhé řady měření po tomto přechodu (pokud neexistují srovnávací měření tradičního a automatického způsobu pozorování). Bez této homogenizace nebo alespoň dostatečně podrobného posouzení vlivu tohoto přechodu je zatím bohužel problematické také doplňování měření po roce 2000 k již homogenizovaným řadám.

K budoucímu posouzení vlivu přechodu stanic na automatizovaná měření je ještě třeba poznamenat, že až budou automatizovaná měření zavedena na všech stanicích, nebude už možné spolehlivě vyhodnotit narušení homogenity řad (s ohledem na tato automatizovaná měření), neboť nebudou k dispozici žádné homogenní referenční řady, s nimiž by se dané testované řady daly porovnávat. Z tohoto hlediska by bylo vhodné mít srovnávací měření manuálního i automatického měření na dostatečném počtu stanic po dostatečně dlouhé období.

4. Metody zpracování

4.1 Jednorozměrné statistické charakteristiky řad

Základní statistické charakteristiky jako je aritmetický průměr, směrodatná odchylka, koeficient asymetrie a špičatosti zde uvedeny nejsou, jejich definice je uvedena např. in Brázdil et al.(1992).

4.1.1 Korelační koeficient

Korelační koeficient r_{xy} jako míra těsnosti lineárního vztahu dvou řad $\{x_t: t = 1, \dots, n\}$ a $\{y_t: t = 1, \dots, n\}$ se počítá ze vztahu (Brázdil, 1986):

$$r_{xy} = \frac{1}{n} \frac{\sum_{i=1}^n x'_i y'_i}{s_x s_y},$$

kde $x'_i = x_i - \bar{x}$ a $y'_i = y_i - \bar{y}$ jsou odchylky hodnot řad od odpovídajících průměrů \bar{x} a \bar{y} , s_x a s_y jsou směrodatné odchylky řad, n je délka řad.

Vzhledem k tomu, že se výpočet korelačního koeficientu opírá o směrodatnou odchylku obou výběrů, je zřejmé, že jeho použití předpokládá normální rozdělení obou výběrů. Není-li tato podmínka splněna, je třeba rozdělení výběrů na normální převést. Další podmínkou použití korelačního koeficientu je tzv. dvojrozměrnost normálního rozdělení, což znamená, že každé hodnotě znaku veličiny x_t odpovídá soubor hodnot y_t , který má normální rozdělení a naopak. Poslední podmínkou aplikace korelačního koeficientu je linearita vztahu hodnot x_t a y_t (regresní čára musí být přímka) (Brázdil et al., 1992).

Korelační koeficient nabývá hodnot od -1 do 1 . V případě stejné variability znaků náhodných veličin existuje mezi oběma řadami dokonalá přímá lineární závislost ($r_{xy} = 1$). V případě, že mezi řadami korelační závislost neexistuje, $r_{xy} = 0$. Při $r_{xy} = -1$ je mezi sledovanými řadami nepřímá lineární závislost.

Výpočet koeficientu korelace se někdy doplňuje tzv. koeficientem determinace r_{xy}^2 , který kolísá v mezích 0 až 1 a udává tu část rozptylu řady y_t (závisle proměnné), která je podmíněna změnami hodnot řady x_t (nezávisle proměnné).

Pro testování významnosti korelačního koeficientu může být použit t -test s nulovou hypotézou $\rho=0$ (tzn., že mezi dvěma základními soubory nepředpokládáme žádný korelační vztah) a s testovacím kritériem:

$$t^{\wedge} = \frac{r_{xy} \sqrt{(n-2)}}{\sqrt{(1-r_{xy}^2)}},$$

kde počet stupňů volnosti $v = n-2$.

V případě, že není splněna podmínka normálního rozdělení analyzovaných řad, pro určení významnosti r_{xy} se použije tzv. r_{xy}^* – transformace podle Fishera (Schönwiese, 1983, in Brázdil, 1986) podle vztahu:

$$r_{xy}^* = 1/2 \ln \frac{1 + r_{xy}}{1 - r_{xy}} .$$

Intervaly spolehlivosti korelačního koeficientu jsou potom určeny následovně:

$$u_r = \left(r_{xy}^* - \frac{z}{\sqrt{n-3}} ; r_{xy}^* + \frac{z}{\sqrt{n-3}} \right) ,$$

kde z je parametr standardizovaného normálního rozdělení. Statistický test je potom vyhodnocen vzhledem k hodnotě:

$$z^\wedge = r_{xy}^* \sqrt{n-3} .$$

Na závěr lze zmínit problém tzv. zdánlivé korelace. Zdánlivá korelace spočívá v tom, že je někdy možno pozorovat silnou závislost mezi proměnnými i v případě, kdy ve skutečnosti mezi těmito proměnnými závislost buď skoro nebo vůbec neexistuje. Dochází k ní zejména tehdy, kdy obě proměnné vykazují stejný lineární trend (někdy se mluví v tomto smyslu o kolinearitě řad) (Kozák a Seger, 1970).

4.1.2 Autokovariance a autokorelační koeficient

Vnitřní závislost mezi následujícími členy dané časové řady může být popsána pomocí autokovariance nebo autokorelačního koeficientu. Autokovariance $V_x(\tau)$ se počítá jako (Brázdil, 1986):

$$V_x(\tau) = \frac{1}{n-\tau} \sum_{i=1}^{n-\tau} x'_i x'_{i+\tau} ,$$

kde $\tau = 0, 1, 2, \dots, m$ je posun v časových jednotkách řady, m je maximální posun. Autokorelační koeficient $r_x(\tau)$ dostaneme standardizováním autokovariance rozptylem řady, tedy:

$$r_x(\tau) = \frac{V_x(\tau)}{V_x(0)} = \frac{n \sum_{i=1}^{n-\tau} x'_i x'_{i+\tau}}{(n-\tau) s_x^2} .$$

Intervaly spolehlivosti v případě, kdy normální rozdělení řady nelze potvrdit, se mohou spočítat opět pomocí Fisherovy transformace (viz kap. 4.1.1). Při grafické prezentaci však meze spolehlivosti autokorelační funkce studované řady mohou být vyjádřeny pomocí Andersonova testu (Brázdil, 1986):

$$r_x(\tau) = \frac{-1 \pm t_\alpha \sqrt{n-\tau-2}}{n-\tau-1} ,$$

kde pro hladinu významnosti $\alpha = 1-p = 0,05$ je $t_{0,05} = 1,645$, a pro $\alpha = 0,01$ je $t_{0,01} = 2,326$.

Čím více s časovým posunem τ klesají hodnoty autokorelačního koeficientu, tím se v řadě pozoruje slabší perzistence. Pokud se v časové řadě projevuje periodičita, projeví se jako vyšší hodnota autokorelačního koeficientu v okamžiku, kdy se posun τ blíží periodě kT , kde $k=1,2,\dots$ a T je perioda.

Doporučené hodnoty maximálního posunu m jsou 10–30 % délky zkoumané časové řady (Brázdil, 1986).

4.1.3 Vzájemná korelace časových řad

V časových řadách se často setkáváme s případem, že vliv jednoho jevu se neprojevuje ve stejných obdobích, ale projevuje se často po určité době, tj. po jednom, dvou nebo více obdobích. V tomto případě mluvíme o tzv. opožděné asynchronické korelaci.

Vzájemnou (opožděnou, křížovou) korelaci v časových řadách lze zkoumat stejnými metodami jako korelaci mezi dvěma stejnými časovými obdobími pouze s tím rozdílem, že posunujeme jednu časovou řadu (závisle proměnnou) o jedno, dvě či více období dále. Tím zjistíme, zda vliv nezávisle proměnné na závisle proměnnou je omezen pouze na dané období, nebo zda působí i na následující období (Kozák a Seger, 1970).

Koeficient vzájemné korelace (cross-correlation coefficient) $r_{xy}(\tau)$ se vypočítá ze vztahu:

$$r_{xy}(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{n-\tau} x'_i y'_{i+\tau}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-\tau} x'^2_i} \sqrt{\sum_{i=1+\tau}^n y'^2_i}} .$$

kde x'_i a y'_i jsou odchylky hodnot řad od jejich průměrů. Výraz v čitateli dělený $n-\tau$ (resp. n) je vzájemná kovarianční funkce (resp. její odhad). Koeficient vzájemné korelace nabývá hodnot od -1 do 1 .

4.1.4 Model lineární regrese

Nejjednodušší typ závislosti proměnných je lineární závislost. Pro tento typ závislosti se používá model lineární regrese tvaru:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + e_i \quad (i=1, \dots, n),$$

kde y_i označuje hodnotu vysvětlované proměnné (přediktant) odpovídající hodnotám vysvětlující proměnné x_i (prediktor). V případě, kdy zkoumáme vývoj časové řady, dosazujeme za hodnoty x_i čas. O náhodných odchylkách e_i se předpokládá, že kolísají kolem nulové úrovně, mají konstantní neznámý rozptyl σ_e^2 a jsou navzájem nekorelované. β_0 a β_1 jsou regresní parametry, jejich odhady budeme značit jako b_0 a b_1 . Tyto odhady se získají nejčastěji z podmínky, aby součet čtverců odchylek naměřených (y_i) a odhadnutých (y_i^{\wedge}) hodnot byl minimální:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - y_i^{\wedge})^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 = \min.$$

Tento výraz je minimální, jsou-li jeho parciální derivace podle b_0 a b_1 nulové.

Definujme dále následující výpočty (Rektorys, 1995):

$$s_E^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - y_i^{\wedge})^2, \quad s_T^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \quad s_R^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i^{\wedge} - \bar{y})^2, \quad s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_i - y_i^{\wedge})^2$$

kde s^2 je nestranný odhad rozptylu σ_e^2 (s se označuje jako statistický odhad směrodatné chyby, root mean square error – RMSE), s_E^2 je reziduální rozptyl hodnot y_i kolem regresní funkce, s_T^2 je celkový rozptyl hodnot y_i kolem průměru a s_R^2 je rozptyl regresních odhadů kolem průměru. V modelu lineární regrese platí: $s_T^2 = s_R^2 + s_E^2$. Koeficient determinace definujeme jako:

$$R^2 = \frac{s_R^2}{s_T^2} = 1 - \frac{s_E^2}{s_T^2}$$

a vyjadřuje, nakolik je daný model schopen vysvětlit výběrový rozptyl vysvětlované proměnné.

V normálním modelu lineární regrese (kromě již zmíněných předpokladů musí mít náhodné odchylky e_i normální rozdělení) můžeme aplikovat následující test významnosti parametru β_1 (test linearity) (Anděl, 1993). $H_0: \beta_1 = 0$ proti $H_1: \beta_1 \neq 0$:

$$T_1 = \frac{|b_1|}{s_{b_1}} = \frac{|b_1|}{s} \sqrt{\left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)},$$

kde s_{b_1} je směrodatná odchylka (chyba) odhadu b_1 . Jeli $T_1 \geq t_{1-\alpha/2}(n-2)$, pak zamítáme H_0 . Hypotéza H_0 v tomto případě vlastně říká, že y_i na x_i vůbec nezávisí. Alternativou je zde $\beta_1 \neq 0$, kdy se konstatuje lineární závislost y_i na x_i , maskovaná náhodnými chybami e_i .

Pás spolehlivosti kolem regresní přímky lze vytvořit spojením krajních bodů intervalů spolehlivosti následovně:

$$b_0 + b_1 x \pm t_{1-\alpha/2}(n-2) s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

4.2 Analýza cykličnosti časových řad a jejich filtrace

Cykly lze v časových řadách studovat několika způsoby. V této práci byla použita metoda spektrální analýzy. Její detailní popis je uveden např. in Štěpánek (1998), zde budou uvedeny pouze její obecné principy a aplikace na klimatické řady. Uvedené metody jsou součástí softwaru AnClim (Štěpánek, 2003a). Další možností, jak studovat cykly v řadě, je použití wavelet analýzy (dostaneme při ní obdobné výsledky jako při použití dynamické spektrální analýzy), v klimatologii tuto metodu použil např. Pišoft et al. (2004).

Popsané metody byly přežaty z cizojazyčné literatury, kde se v rámci spektrální analýzy používá většinou pojem variančně spektrální analýza (variance spectrum analysis, nebo power spectrum analysis).

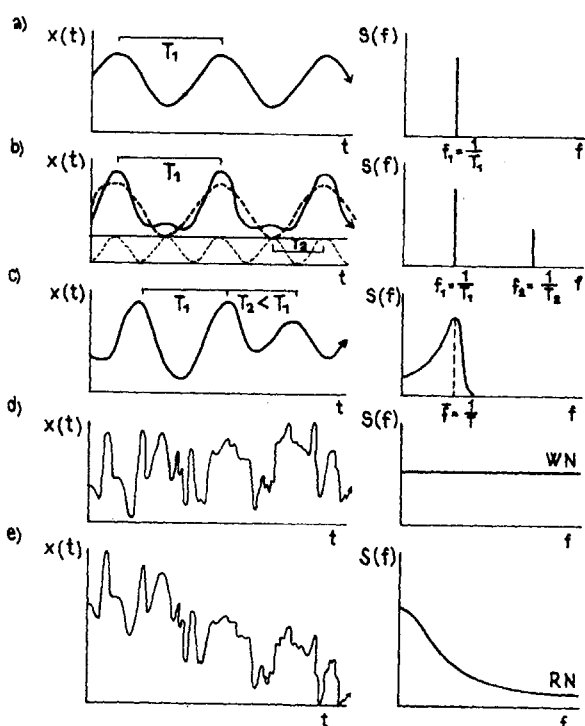
Variančně spektrální analýza, jinak známá jako zobecněná harmonická analýza, je odvozena z principů poprvé zmíněných Wienerem (Wiener, 1930, 1949, in Mitchell et al., 1966) a nezávisle na něm rovněž Chinčinem (např. 1934, in Cipra, 1986). Je založena na předpokladu, že časová řada není nutně složena z konečného počtu oscilací, kde každá z oscilací má konečnou délku periody (wavelength) (jak se mlčky předpokládá při klasické harmonické analýze), ale vychází z toho, že se časová řada skládá spíše z nekonečného počtu malých oscilací v rámci kontinuálního rozdělení různých délek period. Spektrum (odhad spektrální hustoty) potom udává míru rozdělení rozptylu v časové řadě přes spojitou oblast všech možných délek period – v rozmezí od nekonečných délek (lineární trend) až k nejkratším délkám (rovným dvojnásobku intervalu mezi dvěma po sobě jdoucími pozorováními v řadě) (Mitchell et al., 1966).

V dalším textu se bude spektrální hustota označovat jako spektrum. Je přitom samozřejmé, že v přesném vyjádření jde o spektrální odhady (tj. odhady spektrální hustoty). Pro frekvenci se používá označení f . Takto pojatá frekvence vychází z toho, že uvažujeme frekvence v počtech cyklů za časový úsek. Frekvence f potom nabývá hodnot od 0 (nekonečná délka periody) do 0,5 (délka periody 2).

Procedury pro výpočet spektrálních odhadů se liší, většinou však vychází z postupu vytvořeného Tukeyim nebo Blackmanem a Tukeyim (Tukey, 1950; Blackman a Tukey, 1958, in Mitchell et al., 1966). Výpočet spektrálních odhadů podle Tukeyho, podle Blackmana a Tukeyho a testy jejich statistické významnosti jsou uvedeny např. in Štěpánek (1998).

Z hlediska výsledků je významná volba maximálního posunu autokovariance (autokorelace) m . Mnoho autorů volí délku m jako 10–30% délky zkoumané časové řady (Brázdil, 1986). Je třeba si uvědomit, že čím je m větší, tím je samozřejmě lepší frekvenční rozlišení (rozlišení spektra je přímo úměrné m), na druhé straně je ale spektrum méně stabilní ve statistickém smyslu (odhadovaný rozptyl je úměrný m/n), proto by zase bylo lepší volit m menší (Ghil, Pascal, 1996). K tomuto problému je vhodné ještě poznamenat, že s rostoucím m dostáváme nejen větší detailizaci spektra a že se vrcholy stávají ostřejší, ale že se zde objevují i změny ve významnosti jednotlivých period (Brázdil, 1986). Každopádně je doporučeno, aby m zůstalo menší než $n/2$, kde n je délka řady.

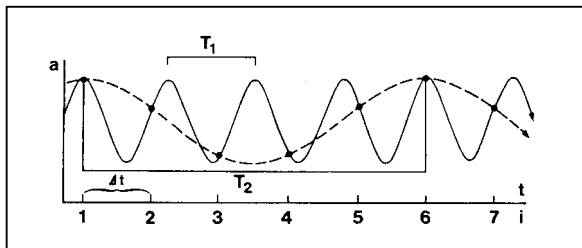
Interpretace různých variančních spekter jsou uvedena na obr. 4.1.



Obr. 4.1. K interpretaci variančního spektra (Schönwiese, 1985). Vlevo je znázorněna časová funkce $x(t)$, vpravo odpovídající varianční spektrum $S(f)$. Jde o následující případy: a) periodická funkce s periodou $T_1 = 1/f_1$; b) překrývání dvou periodických funkcí s periodami T_1 a T_2 ; c) cyklické kolísání se střední periodou T ; d) náhodná čísla (bílý šum) – WN je teoretické bílé spektrum; e) náhodná čísla s trendem (rudý šum) – RN je teoretické rudé spektrum

Ačkoli mohou být spektrální odhady dobře použitelné při rozlišování mezi různými formami nenáhodnosti, měla by být zmíněna i určitá omezení spektrálního přístupu.

Spektrum např. odstraní všechny informace o fázi fluktuací – periodických či jiných – obsažených v původní řadě, takže v případě potřeby odhalit tyto informace o fázích musí být použity další techniky analýzy. Pokud se v řadě projevuje velmi silné periodické kolísání (jako např. roční chod teploty – vyjádřený po sobě jdoucími měsíčními průměry teplot) nebo trend, dochází k tzv. úniku frekvencí (leakage), kdy odhad spektra v okolí jeho lokálních maxim je vychýlen směrem k vyšším hodnotám (Cipra, 1986) (tomuto problému se však dá předejít pomocí „předbělení“ – pre-whitening – původních dat řady před provedením výpočtů, např. převedením měsíčních hodnot na stejný průměr za dané období, trend lze z řady odstranit pomocí metod klasické dekompoziční analýzy). Dále je třeba při spektrální analýze dávat pozor na problém „falešných“ period (aliasing, též tzv. nerozlišitelnost frekvencí): pokud je původní řada tvořena okamžitými pozorováními (např. teplota nebo tlak vzduchu) prováděnými v pravidelných časových intervalech, kolísání krátkých periodických délek může být mylně považováno za kolísání delších periodických délek (viz příklad na obr. 4.2). Nechtěné efekty „falešných“ period mohou být ve spektrální analýze potlačeny nahrazením okamžitých pozorování za v čase průměrovaná pozorování (Mitchell et al., 1966).



Obr. 4.2. Příklad „falešných“ period (aliasing) (Schönwiese, 1985). Pokud máme k dispozici pouze data odpovídající číslům měření i , dvě rozdílné periody se nám mohou jevit stejně (zde $T_1 = (5/4)\Delta t$; $T_2 = 5\Delta t$)

Pro praktické aplikace spektrální analýzy se doporučuje pracovat s řadami, které obsahují alespoň 100 hodnot.

Typické spektrum časové řady nabývá velkých hodnot pro frekvence blízké nule (tj. nekonečné periody), což svědčí o přítomnosti trendu nebo cyklických složek s velkou délkou periody v dané řadě.

4.2.1 Spektrální analýza maximální entropie (MESA)

V metodě MESA (Maximum Entropy Spectral Analysis) jsou spektrální odhady odvozeny z charakteristik propustnosti numerického filtru. V časové doméně se řada transformuje do řady náhodných čísel, ve frekvenční doméně z ní potom plyne přímo spektrum maximální entropie. Algoritmus výpočtu spektrálních odhadů MESA je schematicky znázorněn na obr. 4.3.

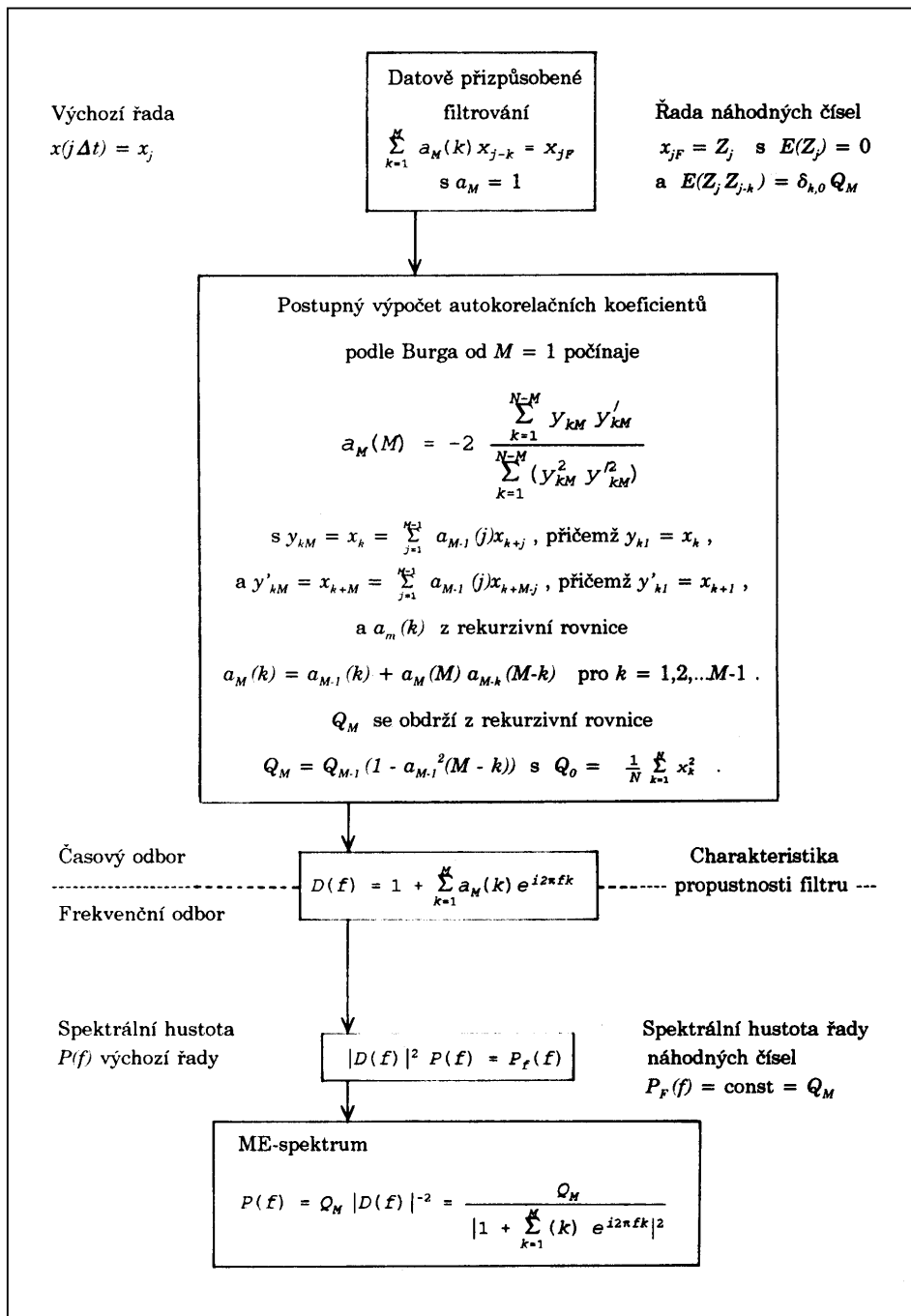
Pokud není řada stacionární nebo jinak blízká autoregresivní, je nutné dbát opatrnosti při aplikaci metody. Protože se počet vrcholů ve spektru zvyšuje s rostoucím M (bez ohledu na spektrální obsah časové řady), horní hranice pro M je obecně brána jako $n/2$ (Ghil a Pascal, 1996).

Meze spolehlivosti se určí ze vztahu:

$$S_{\alpha}(f) = (1 + u_{\alpha} \sqrt{2M/n}) E(S^{\wedge}(f))$$

kde u_{α} je kritická hodnota normálního rozdělení, za $E(S^{\wedge}(f))$ se dosazuje rudé nebo bílé spektrum (Olberg, Rákóczi, 1983).

Délku filtru M se doporučuje volit v rozmezí 10–30 % délky původní řady. Na hodnotě M závisí tvar daného variančního spektra. S rostoucím M dostaneme větší detailizaci spektra a vrcholy ve spektru se stanou ostřejší a budou dosahovat větších hodnot (Brázdil, 1986).



Obr. 4.3. Blokové schéma MESA (Olberg, 1982, in Brázdil, 1991)

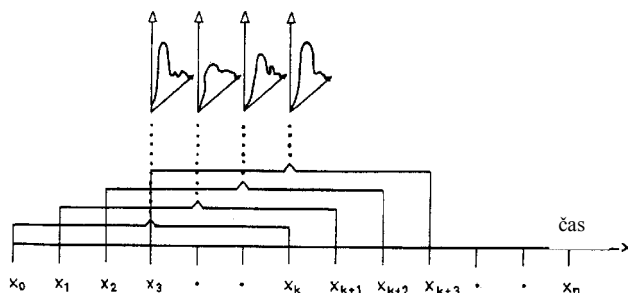
4.2.2 Dynamická spektrální analýza

Varianční spektrum se v čase může značně měnit. Pro studium těchto změn byla vytvořena dynamická (klouzavá) spektrální analýza (dynamic (moving) variance spectrum analysis).

Princip metody spočívá v tom, že časová řada je rozdělena do několika se překrývajících intervalů a každý z těchto intervalů časové řady je spektrálně analyzován. Tímto způsobem mohou být ve vztahu k času sledovány jak změna relativního spektrálního rozptylu tak změna hladin významnosti vrcholů variančního spektra.

Výsledky mohou být vyjádřeny izoliniemi nebo trojrozměrně a dávají přehled o časové variabilitě periodicit ve studované časové řadě jak z hlediska jejich délky tak z hlediska intenzity (viz obr. 4.4).

K dynamické spektrální analýze se dobře hodí MESA (viz kapitola 4.2.1), která má dostatečné frekvenční rozlišení také pro kratší časové řady.



Obr. 4.4. Diagram dynamické MESA (Junk, 1983, in Brázdil, 1986)

4.2.3 Spektrální analýza dvou řad

Charakteristiky spektrální analýzy dvou řad jako je kvadratické spektrum, kospektrum, fázový koeficient, amplituda, koherenční koeficient, jsou definovány např. in Brázdil (1986) nebo Štěpánek (1998). Zde bude uvedena pouze jejich interpretace.

Kladné hodnoty kvadratického spektra znamenají předbíhání druhé řady y_t oproti základní řadě x_t . Záporné hodnoty kvadratického spektra pak znamenají zpoždění druhé řady za první. Znaménko kospektra nám zase dává informaci o povaze kolísání obou řad. Kladné hodnoty znamenají stejnou fázi, záporné hodnoty opačné fáze kolísání (Schönwiese, 1985).

Fázový koeficient $\Theta_{xy}(h)$ nám udává fázový posun, o který je periodická složka s harmonickým členem h řady y_t zpožděna za periodickou složkou se stejným harmonickým členem h řady x_t . Jeho grafický záznam pro $h=0, \dots, m$ se nazývá fázový diagram. Fázový koeficient nabývá hodnot $-\pi/2$ až $\pi/2$, někdy se však k některým úsekům fázového diagramu přidávají násobky čísla π tak, aby tento diagram byl spojitý. Směrnice jednotlivých úseků ve fázovém diagramu jsou rovny právě časovému zpoždění

mezi uvažovanými řadami. Pokud je fázový diagram konstantní, jde o tzv. úhlové zpoždění o velikosti Θ_{xy} řady y_t za řadou x_t (Cipra, 1986).

Koherenční koeficient udává míru závislosti (korelovanosti) mezi řadami x_t a y_t v rámci jejich periodických složek o harmonickém členu h . Nabývá hodnot 0 až 1, přičemž závislost v rámci harmonického členu h je tím větší, čím je bližší jedné. Grafický záznam $h = 1, \dots, m-1$ se nazývá koherenční diagram (Cipra, 1986). V případě koherence dvou řad náhodných čísel, kdy koherenční koeficienty se neliší významně od nuly, jsou řady na sobě navzájem nezávislé. Pokud je koherenční koeficient roven jedné pro všechny frekvence, potom ve statistickém smyslu x_t plně závisí na y_t . (Brázdil, 1986).

4.2.4 Numerické filtry

Tato kapitola (filtry) úzce souvisí se spektrální analýzou. Spektrální analýza, jak bylo uvedeno, poskytuje komplexní obraz o frekvenčním zastoupení periodických složek v časové řadě a umožňuje též vytipovat pomocí statistických testů významné cykly příslušné frekvence. Pomocí numerických filtrů jsme potom schopni z řady odfiltrout složky o určitých frekvencích nebo z určitých frekvenčních pásem, které mají rušivý vliv na studium ostatních frekvenčních složek. Stačí vhodně definovat přenosovou funkci filtru (viz dále).

V dalším textu bude opět kladen důraz na popis aplikace filtrů na klimatické časové řady. Matematický základ je uveden např. in Cipra(1986) nebo in Štěpánek (1998).

Pozornost zde bude věnována pouze symetrickým filtrům, ve kterých se vážení členů řady mění symetricky jak dozadu tak dopředu od střední váhy. Matematicky se dá takový filtr vyjádřit vztahem:

$$z_t = \sum_{i=-n}^{+n} w_i x_{t+i},$$

kde z_t je filtrovaná hodnota řady odpovídající jejímu t -tému členu a w_i je váha, kterou je hodnota řady, vzdálená i jednotek od t , násobena (váhy w_i se též nazývají filtrační koeficienty nebo filter weighting factors – Brázdil, 1986). Délka filtru (klouzavého průměru) definovaného tímto způsobem je $2n+1$ časových jednotek. Pokud je suma použitých vah rovna jedné, průměr původní řady zůstává nezměněn, pokud je nulová, filtrovaná řada je získána ve formě odchylek od průměru.

Ve spektrální doméně může být vztah mezi spektrální hustotou $g(f)$ původní řady x_t a spektrální hustotou $h(f)$ přefiltrované řady z_t vyjádřen jednoduše jako:

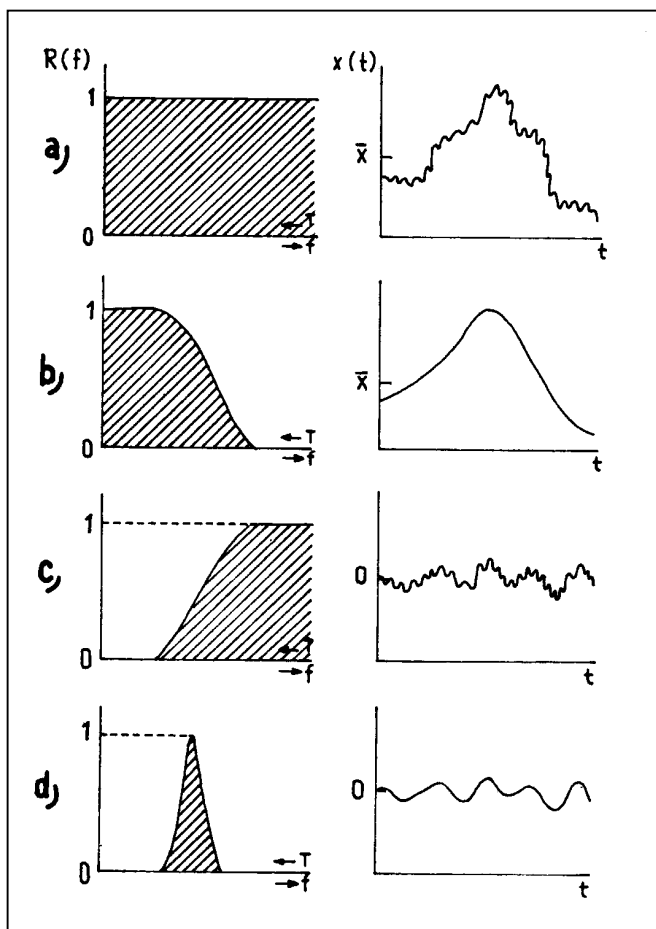
$$h(f) = |R(f)|^2 g(f),$$

kde $R(f)$ je tzv. přenosová funkce (response function) filtru, závisující na frekvenci f , a která může být pro symetrické filtry vyjádřena vztahem:

$$R(f) = w_0 + 2 \sum_{k=1}^n w_k \cos 2 \pi f k,$$

pro $0 \leq R(f) \leq 1$, kde při $R(f) = 0$ jsou dané amplitudy úplně potlačeny, při $R(f) = 1$ zůstávají amplitudy nezměněny.

Na obr. 4.5 jsou znázorněny přenosové funkce pro různé typy filtrů spolu s jejich účinkem na časovou řadu.



Obr. 4.5. K interpretaci výsledků numerické filtrace (Schönwiese, 1985). Vlevo je znázorněna přenosová funkce filtru $R(f)$, vpravo příslušná časová funkce $x(t)$: a) bez filtrace – výchozí data; b) nízkofrekvenční filtrace; c) vysokofrekvenční filtrace; d) pásmová filtrace

4.2.4.1 Typy numerických filtrů

V případě „obyčejného“ klouzavého průměru jsou všechny váhy w_i rovny konstantě $w = 1/\eta$, kde $\eta=2n+1$ je délka klouzavého průměru. Přenosová funkce tohoto speciálního filtru se zmenšuje od jedničky při $f = 0$ (odpovídající nekonečné délce periody nebo trendu) k nule při $f = 1/\eta$ (odpovídající délce periody rovné délce klouzavého průměru). Stává se záporná pro vyšší frekvence, dokud opět při $f=2/\eta$ nedosáhne nuly, a potom opět osciluje opakovaně kolem nuly se stále se zmenšující amplitudou (Mitchell et al., 1966). Skutečnost, že se přenosová funkce stává značně záporná v určitých oblastech period, může způsobit řadu těžkostí pro interpretaci.

Předpokládejme, že chceme studovat kolísání s délkami period delší než T^* . Jednoduchý filtr se značně vylepšenými vlastnostmi přenosové funkce (především jeho přenosová funkce není záporná) můžeme dostat např. položením vah úměrně k pořadnicím Gaussovy pravděpodobnostní křivky

(Gaussovy pořadnice získáme pro hodnoty $0, \pm 1/\sigma_G, \pm 2/\sigma_G$, kde směrodatná odchylka σ_G vychází z rovnosti $6\sigma_G = T^*$). Další možnost je zvolit váhy úměrně k binomickým koeficientům:

$$c_k = \frac{\eta!}{k!(\eta - k)!},$$

kteřé se pro velká η (délka filtru, η se získá ze vztahu $6\sigma_B = 3\sqrt{\eta} = T^*$) blíží pořadnicím Gaussovy křivky. Příslušný faktor úměrnosti je snadno určen z podmínky, že součet vah by měl být roven jedné. Filtr tohoto typu, kdy přenosová funkce je rovna jedné při nekonečné délce periody a s klesající délkou periody se blíží asymptoticky nule (viz obr. 4.5b), je znám jako nízkofrekvenční filtr (low-pass filter), někdy též jako rudý filtr (red filter) (Mitchell et al., 1966).

V některých případech potřebujeme studovat kolísání v řadě, která leží ve vymezeném pásmu délek period, a vyloučit všechny ostatní délky period. Takovýto filtr se nazývá pásmový filtr (band-pass filter). Přenosová funkce se volí tak, aby klesala postupně na obou stranách od střední frekvence (nebo periody), ale věrně zachovávala fázi a amplitudu.

K sestrojení takového filtru může být zvolena např. metoda diferencovaného nízkofrekvenčního filtru: pokud odečteme řadu shlazenou jedním nízkofrekvenčním filtrem od téže řady shlazené jiným nízkofrekvenčním filtrem, výsledek bude stejný, jako kdybychom filtrovali původní řadu pouze jednou pásmovým filtrem. Samotný pásmový filtr může být odvozen pouhým odečtením odpovídajících vah dvou daných nízkofrekvenčních filtrů (Mitchell et al., 1966). Další možností sestrojení pásmového filtru je „přímá“ metoda, její popis je uveden např. in Štěpánek (1998).

Posledním typem filtru je vysokofrekvenční filtr, pomocí kterého se z řady odfiltrují periodické složky s nízkými frekvencemi (delšími periodami) (viz obr. 4.5c). Hodnoty tohoto filtru se dají vypočítat odečtením hodnot nízkofrekvenčního filtru od hodnot neshlazené časové řady.

4.3 Metody prostorové analýzy

V rámci této kapitoly jsou popsány vícerozměrné metody zpracování dat: shluková analýza, analýza hlavních komponent a faktorová analýza. Popis metod je opět obecný, jejich detailní popis a matematický základ lze najít v běžné statistické literatuře.

4.3.1 Shluková analýza

Shluková analýza byla poprvé provedena Tryonem (1939). Zahrnuje mnoho různých algoritmů a metod pro seskupování podobných objektů do příslušných kategorií. Obecně řečeno řeší otázku, jak organizovat pozorovaná data do smysluplných struktur. Požaduje se při ní, aby si objekty uvnitř jednotlivých shluků byly co nejvíce podobné a naopak s objekty z jiných shluků si byly podobné co nejméně. Čím vyšší je úroveň agregace, tím méně jsou si členové dané třídy podobní. Je potřeba zdůraznit, že shluková analýza objevuje struktury v datech bez poskytnutí vysvětlení či interpretace. Používá se většinou v případech, kdy nemáme apriori žádnou hypotézu pro testování. V jistém ohledu tak shluková analýza nachází řešení, které je „nejvýznamnější“. Proto testování statistické významnosti zde není na místě (StatSoft, 1999).

Existují různé techniky pro shlukování. Základní rozdělení je na metody hierarchické a nehierarchické. Nehierarchické metody dělí soubor na několik shluků stejné úrovně, zatímco hierarchické klasifikace vytvářejí shluky, které mají různou hierarchickou úroveň – shluky nejvyšší hierarchické úrovně obsahují shluky nižší úrovně, ty ještě nižší atd. Výsledky hierarchických procedur bývá zvykem znázornit dendrogramem. Hierarchické metody jsou buď aglomerativní nebo divizivní. Podobnost či rozdílnost objektů posuzujeme pomocí různých měr. Pro proměnné intervalového či poměrového typu se nejčastěji používá euklidovská vzdálenost.

Mezi metody nehierarchického shlukování patří metoda k -průměrů: výsledkem této metody je přesně k shluků, které se od sebe co nejvíce liší. Nejlepší počet shluků vedoucí k největší separaci (vzdálenosti) není znám předem, musí být teprve vypočten z dat. Výpočetně se dá metoda přirovnat k převrácené analýze rozptylu (ANOVA). Začne se s k náhodnými shluky a poté se objekty přesouvají mezi těmito shluky s cílem minimalizovat rozptyl v rámci shluků a maximalizovat rozptyl mezi shluky. Tato metoda může být rozšířena dále v tom smyslu, že vypočteme pravděpodobnost členství ve shluku založenou na jednom nebo více rozdělení pravděpodobnosti (metoda se potom označuje jako „expectation maximization“) (StatSoft, 1999).

4.3.2 Analýza hlavních komponent a faktorová analýza

Cílem analýzy hlavních komponent či faktorové analýzy je nahradit základní proměnné menším množstvím složených proměnných, které budou vzájemně nekorelované, ale dostatečně vysvětlí strukturu sledovaného souboru. Obě tyto metody vycházejí z kovarianční analýzy, popř. korelační matice vstupních proměnných, z kterých je poté získána množina vlastních vektorů této matice tak, aby byl co nejlépe reprezentován rozptyl původních dat. Cílem je nalézt skryté veličiny, označované jako hlavní komponenty či faktory, vysvětlující variabilitu a závislost proměnných. Jinými slovy, obě tyto metody se snaží o vyjádření původních proměnných pomocí menšího počtu většinou nezávislých latentních veličin, které nelze přímo měřit, ale mohou mít určitou věcnou interpretaci.

Od latentních proměnných se v obou metodách požaduje, aby maximálně vysvětlovaly původní proměnné. Požadujeme-li, aby nové proměnné vysvětlovaly maximum celkového rozptylu původních proměnných, popř. maximálně reprodukovaly celkovou kovarianční (korelační) matici výchozích proměnných, docházíme k metodě analýzy hlavních komponent (metoda hlavních komponent byla původně zavedena jako popisná statistická metoda, sloužící k redukci vícerozměrných dat). Požadujeme-li, aby nové proměnné maximálně reprodukovaly nediagonální prvky kovarianční (korelační) matice, tedy aby vysvětlovaly především vzájemné závislosti mezi pozorovanými daty, docházíme k metodě faktorové analýzy.

Při interpretaci hlavních komponent (či faktorů) vyhledáváme proměnné, které s jednotlivými komponentami korelují, a snažíme se tyto komponenty interpretovat jako vzájemně nezávislé, v pozadí stojící vlivy, vyvolávající variabilitu a ovlivňující strukturu závislosti proměnných.

Komponentní analýza není invariantní vůči změnám měřítka analyzovaných proměnných. Je potřeba rozhodnout, zda bude analýza provedena v jednotkách měření původních proměnných či zda je pro postižení závislosti proměnných vhodnější proměnné normovat na jednotkovou směrodatnou odchylku a nulový průměr. S jednotkami souvisí i výběr kovarianční, popř. korelační matice: jsou-li jednotlivé proměnné vyjádřeny v příbuzných, popř. souměřitelných jednotkách, je ze statistického hlediska vhodnější použít kovarianční matici.

Výsledkem analýzy hlavních komponent jsou po sobě jdoucí komponenty vyčerpávající maximum zbývajících rozptylu souboru proměnných, které jsou vzájemně nezávislé. Korelační koeficienty původních proměnných se získanými komponentami jsou většinou základem pro interpretaci hlavních komponent. Tyto korelační koeficienty bývají označovány jako komponentní váhy. Jejich hodnoty můžeme vykreslovat do map a snadněji tak interpretovat výsledky. Hodnoty hlavních komponent označujeme jako komponentní skóre (jedná se o časovou řadu).

Podstatou faktorové analýzy je rozbor struktury vzájemných závislostí proměnných na základě předpokladu, že tyto závislosti jsou důsledkem působení určitého menšího počtu v pozadí stojících nezměřitelných veličin. Faktorová analýza se snaží odpovědět na otázku, jaká je tato struktura společných faktorů stojících za vzájemně korelovanými proměnnými. Její předností je větší úspornost a obecnost, je však nutné předpokládat, že pozorování pocházejí z vícerozměrného normálního rozdělení

a je třeba specifikovat počet společných faktorů před provedením analýzy. Nejednoznačnost faktorových řešení se dá řešit faktorovou rotací, tj. takovou transformací faktorů a faktorových zátěží, aby výsledné řešení vykazovalo maximálně věcnou interpretovatelnost (Hebák, 1987).

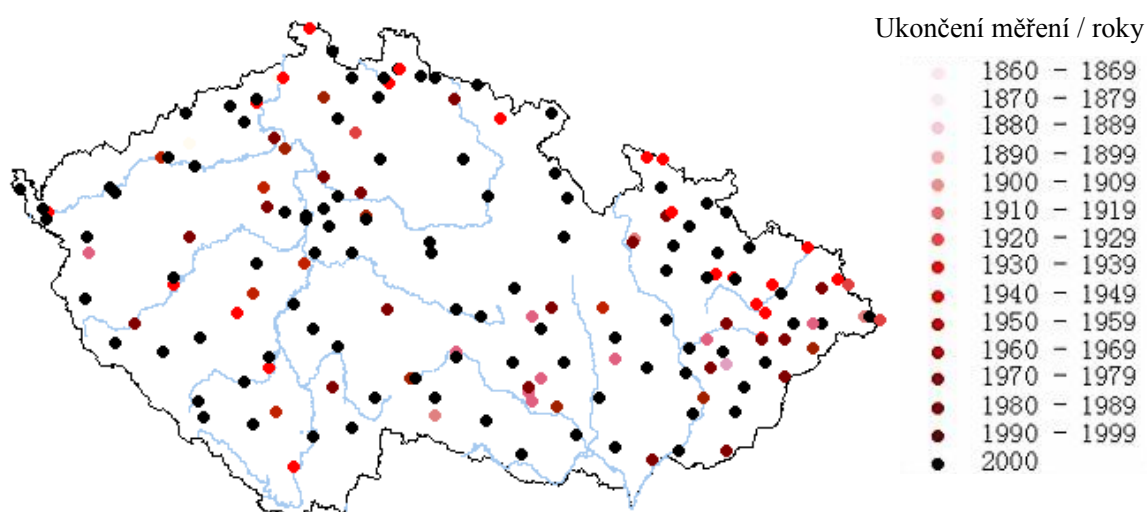
Pokud jde o použití těchto metod v klimatologii, je dobré mít na zřeteli následující poznámky. Je např. vhodné interpolovat staniční data do pravidelné sítě gridových bodů, neboť nepravidelně rozmístěná data (v prostoru) mohou vést k ovlivnění analýzy tím, že přeceníme důležitost oblastí, kde je k dispozici více dat (Slonosky, 1999). Dále platí, že první hlavní komponenta obvykle představuje společné kolísání proměnných, a proto je klasifikace většinou prováděna až pro korelace (váhy) s dalšími hlavními komponentami. Pokud jde o rotaci komponent, je nutné si uvědomit, že rotace potlačí statistickou nezávislost faktorů. Proto by měla být použita pouze tehdy, je-li to nutné. Pokud se metoda používá pro kontrolu kvality dat, rotace je samozřejmě zbytečná (Sneyers a Goossens, 1988).

5. Analýza kolísání teploty vzduchu v České republice v období přístrojových měření

5.1 Charakteristika použitých řad

Před homogenizací bylo z území ČR k dispozici 195 stanic, které měřily teplotu vzduchu nejméně po 20 let v různých časových úsecích od začátku pravidelných přístrojových měření po současnost. V průběhu homogenizace (viz kap. 3.1) byla z této databáze vyloučena měření nekvalitních stanic (nebo jejich problematické úseky), které nebylo možné spolehlivě zhomogenizovat. Seznam zpracovávaných stanic je uveden v přílohách 1a a 1b.

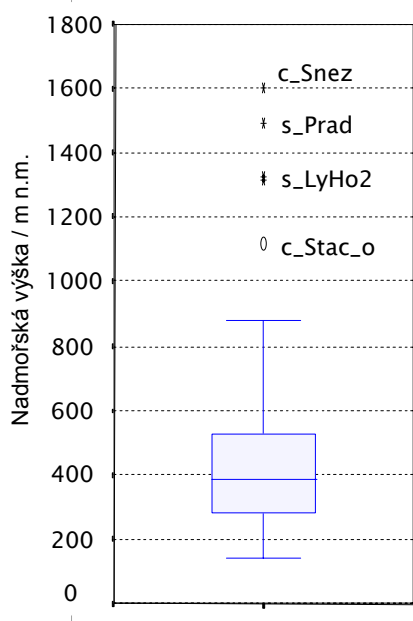
Po homogenizaci průměrných měsíčních teplot vzduchu zůstalo na území ČR k dispozici 174 homogenních řad (ve formě odchylek od období 1961–1990, viz. kap. 3.2.3), přičemž z tohoto počtu je 97 stanic v Čechách a 77 na Moravě a ve Slezsku. Geografické rozložení těchto stanic ukazuje obr. 5.1. Odstínem jsou zde odlišeny roky ukončení pozorování na dané stanici. Z obrázku je dobře patrné např. ukončení měření na značném počtu stanic ve Slezsku (v bývalých Sudetech) v roce 1938. Vybrané charakteristiky těchto řad jsou uvedeny v tab. 5.1. Průměrná délka řad je téměř 60 let, přičemž řad delších (kratších) než 50 let je polovina (viz medián). Průměrná minimální vzdálenost mezi stanicemi je 13 km. Na Moravě a ve Slezsku je síť stanic hustší, v Čechách řidší. Charakteristiky vzdáleností byly vypočteny bez ohledu na období, ve kterém stanice měřily.



Obr. 5.1. Geografické rozložení stanic s homogenními měřeními. Odstínem jsou odlišeny roky ukončení měření na dané stanici

Tab. 5.1. Vybrané charakteristiky stanic České republiky (ČR) s homogenními měřeními. *Čechy* – Čechy, *MS* – Morava se Slezskem

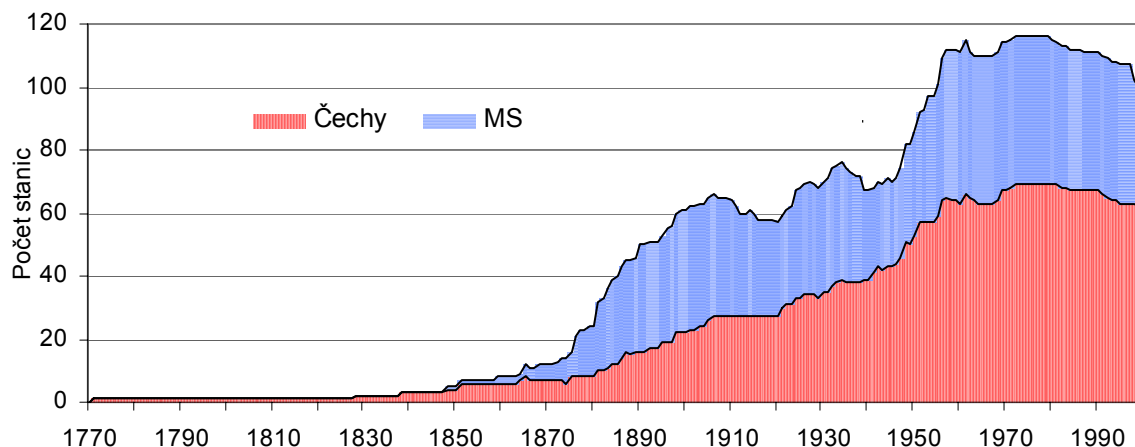
Charakteristika	ČR	Čechy	MS
Počet stanic (po homogenizaci)	174	97	77
Průměrná délka řad / roky	59,1	57,5	61,0
Délka řad – medián / roky	50,0	50,0	50,0
Průměrná vzdálenost nejbližší stanice / km	13,3	14,2	12,3
Vzdálenost nejbližší stanice – medián / km	12,8	14,4	11,3



Obr. 5.2 ukazuje rozložení nadmořských výšek pro stanice s homogenními teplotními řadami v ČR formou tzv. boxplotů, tj. znázorněním mediánů, kvartilů a hranic vychýlených hodnot. Průměrná nadmořská výška stanic je 436 m n.m. a hodnota mediánu 387 m n.m. Nad 1000 m n.m. jsou v databázi pouze 4 stanice: Sněžka (c_Snez) – 1602 m n.m. (k dispozici homogenní měření v období 1886–2000), Praděd (s_Prada) – 1490 m n.m. (měření 1948–1997), Lysá Hora (s_LyHo2) – 1324 m n.m. (1898–1940 a 1946–2000), Stachy – Churáňov (c_Stac_o) – 1118 m n.m. (1939–2000).

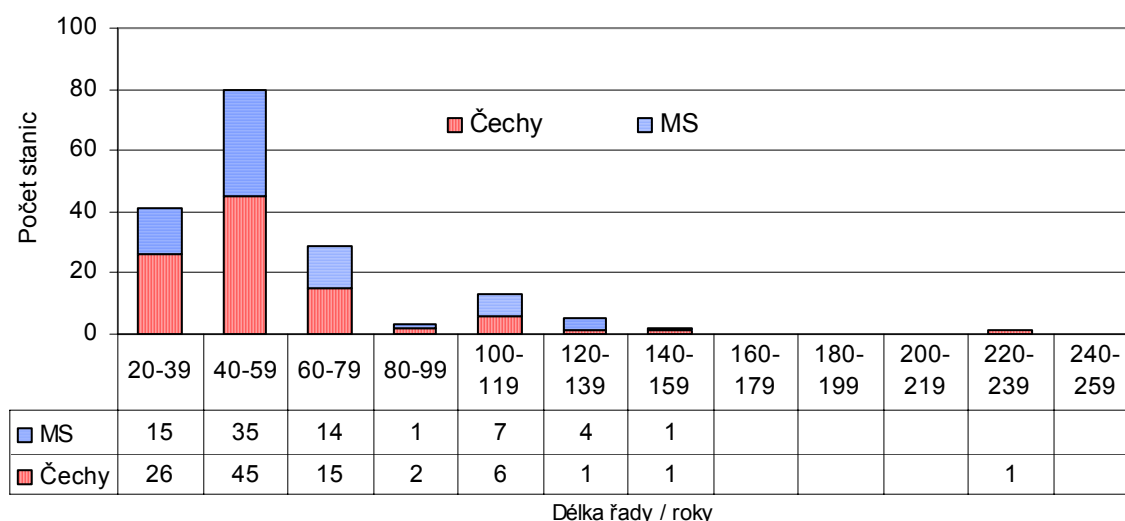
Obr. 5.2. Boxplot pro nadmořské výšky (m n. m.) 174 stanic ČR s homogenními teplotními měřeními. Označení vychýlených hodnot a stanic – viz text

Počet homogenních řad, které jsou k dispozici v jednotlivých rocích, ukazuje obr. 5.3. Nejstarší měření má stanice Praha–Klementinum (měří pravidelně od roku 1775, od roku 1771 se dochovaly pouze průměrné měsíční teploty, viz Hlaváč, 1937), teprve od roku 1828 jsou k dispozici dvě stanice (přibyla stanice Děčín – Podmokly), od roku 1838 tři stanice, od roku 1848 pět stanic, od roku 1865 12 atd. Nejstarší homogenní pozorování na Moravě jsou k dispozici od roku 1848 (Brno). Z obrázku je dobře vidět vzrůstající počet stanic od minulosti k současnosti. Tento nárůst byl přerušen během první světové války a v období těsně po ní. Výrazný pokles počtu stanic je patrný během druhé světové války. Od roku 1981 počet stanic až po současnost klesá. Výraznější pokles počtu stanic v posledních letech před rokem 2000 byl způsoben vyřazováním posledních roků měření kvůli nemožnosti opravit detekované nehomogenity, způsobené např. zaváděním automatizovaných měření. K roku 2000 tak bylo v databázi homogenních měření pro území ČR k dispozici pouze 95 stanic.



Obr. 5.3. Počet stanic s homogenními teplotními měřeními pro daný rok (Čechy – Čechy, MS – Morava a Slezsko)

Obr. 5.4 ukazuje počet stanic pro jednotlivé kategorie délek měření spolu s konkrétními počty stanic pro Čechy a Moravu se Slezskem. Měření nemusela probíhat na dané stanici v celém časovém intervalu. V některých případech byla měření blízkých stanic na sebe před homogenizací navázána, v jiných byla měření dané stanice v průběhu homogenizace naopak rozdělena na více částí. Nejčastěji se v databázi homogenních měření vyskytují stanice s délkami řad 40–59 let (dohromady 80 stanic), dále stanice s délkou 20–39 let (41 stanic). Stanic s měřeními 100 let a více je 21, z toho 12 na Moravě a ve Slezsku a 9 v Čechách. Z obrázku je zřejmé, že délka měření Prahy–Klementina (230 let) zůstává pro zbytek stanic nedostupitelná. Měření na této stanici před rokem 1848 je však podle mínění autora této práce nutno brát i po homogenizaci s jistou rezervou (blíže viz kap. 5.3.1).

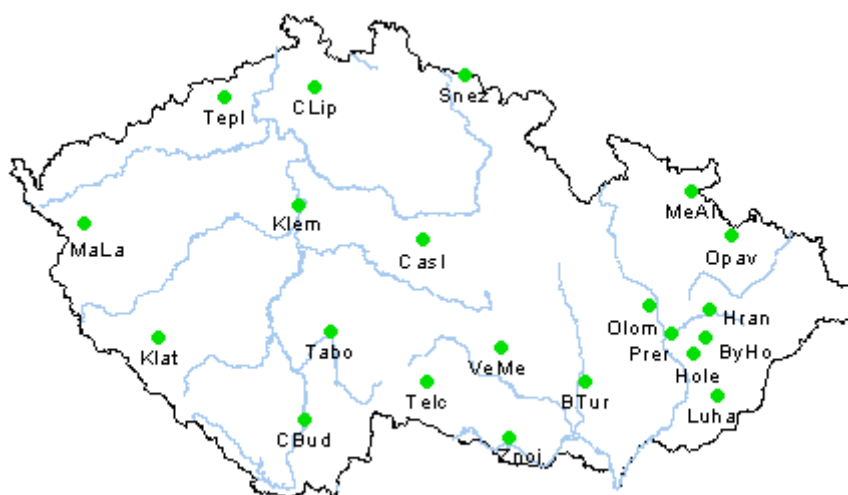


Obr. 5.4. Počet homogenních teplotních řad (stanic) pro danou délku měření. Vysvětlivky: Čechy – Čechy, MS – Morava a Slezsko. V tabulce jsou uvedeny příslušné počty stanic

V tab. 5.2 je uveden seznam stanic s více jak stoletými měřeními (dohromady 21 stanic). Nejvyšší koncentrace těchto stanic je v oblasti střední Moravy. V oblasti východních Čech naopak není k dispozici žádná stanice. Pro zbytek republiky je prostorové rozložení stanic víceméně rovnoměrné. Některé uvedené řady vznikly sloučením měření na více stanicích: např. kompilovaná řada pro Brno vznikla složením měření na Starém Brně, v Pisárkách a v Tuřanech (blíže viz Brázdil a Štěpánek, 1998), ve Znojmě byla měření od roku 1961 prodloužena pozorováními profesionální stanice Kuchařovice, na měření Telče rovněž od roku 1961 navázala profesionální stanice Kostelní Myslová, atd.

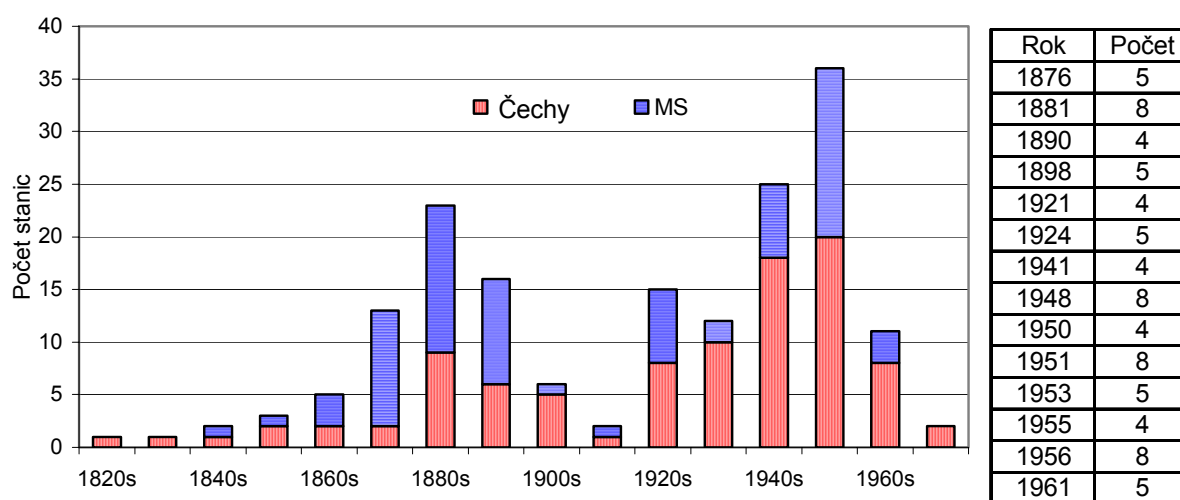
Tab. 5.2. Seznam stanic s homogenními teplotními řadami délky 100 let a více

Čechy				Morava a Slezsko			
Stanice	Měření			Stanice	Měření		
	Začátek	Konec	Délka		Začátek	Konec	Délka
Čáslav	1851	2000	150	Brno	1848	2000	153
České Budějovice	1887	2000	114	Bystřice pod Hostýnem	1865	2000	136
Česká Lípa	1851	1962	112	Holešov	1898	1999	102
Klatovy	1898	2000	103	Hranice – Drahotuše	1881	1997	117
Praha – Klementinum	1771	2000	230	Luhačovice	1896	2000	105
Mariánské Lázně	1884	2000	117	Město Albrechtice, Žáry	1899	2000	102
Sněžka	1886	2000	115	Olomouc – Klášterní Hradisko	1876	2000	125
Tábor	1875	2000	126	Opava	1876	2000	125
Teplice – Šanov	1883	2000	118	Přerov	1874	2000	127
				Telč – Kotnov	1883	2000	118
				Velké Meziříčí	1897	2000	104
				Znojmo	1890	2000	111

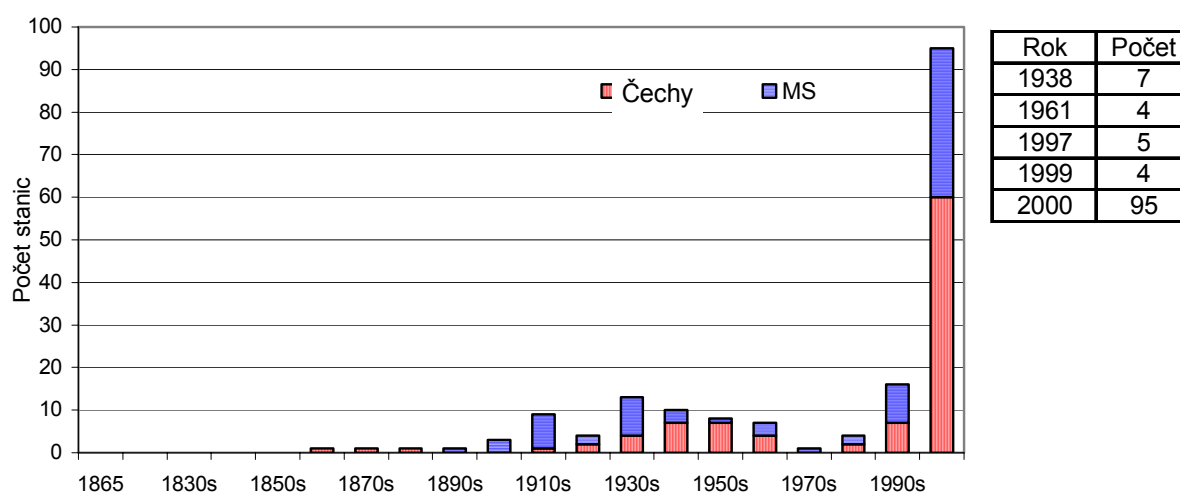


Obr. 5.5. Rozložení stanic s homogenními teplotními řadami s délkou měření 100 let a více v České republice. Vysvětlivky viz příloha 1a sloupec *Označení* bez prvních dvou znaků označujících zemi

Obr. 5.6 znázorňuje počet stanic se začátkem měření v daném desetiletí a je dále doplněn tabulkou s vybranými roky a počty začátků měření v těchto rocích. Jsou v něm patrné dva vrcholy, a to v 80. letech 19. století a potom v 50. letech 20. století. Nejvýznamnější roky z hlediska začátku měření byly roky 1881, 1948, 1951, 1956, kdy v každém z těchto roků začalo měřit 8 stanic. Počet stanic s ukončením měření v daném desetiletí ukazuje obr. 5.7. V databázi je nejvíce stanic měřících až do roku 2000 (95 stanic). Sedm stanic z důvodu začátku války ukončilo měření v roce 1938, a to především ve Slezsku (viz obr. 5.1). Další významné roky související s ukončením měření byly 1997 (5 stanic) a 1999 (4 stanice) z důvodu přechodu na automatizovaná měření a nemožnosti opravit příliš krátké koncové nehomogenní úseky řad. Původní začátky a konce měření jsou uvedeny spolu se začátky a konci homogenních úseků v příloze 1a.



Obr. 5.6. Počet stanic s homogenními teplotními řadami podle začátku měření v dané dekádě. Tabulka ukazuje nejvýznamnější roky s přírůstkem počtu stanic



Obr. 5.7. Počet stanic s homogenními teplotními řadami podle konce měření v dané dekádě. Tabulka ukazuje nejvýznamnější roky s ukončením měření

5.2 Analýza časových a prostorových vztahů teploty vzduchu na území ČR

5.2.1 Statistické charakteristiky jednotlivých časových úseků řad

Pro účely analýzy teploty vzduchu stanic ČR byly v období 1848–2000, kdy je již k dispozici dostatečně velký počet stanic pro zpracování, vypočteny základní statistické charakteristiky, a to pro různá období s délkami 10, 20, 30 a 50 let. Na základě získaných výsledků se sledoval vývoj těchto statistických charakteristik v čase. Pro všechny stanice a daná období byly vypočteny následující charakteristiky: průměrná teplota, směrodatná odchylka, koeficienty asymetrie a špičatosti, hodnoty lineárních trendů. V daném zpracovávaném období byla poté z hodnot dané statistické charakteristiky (použity byly všechny dostupné stanice) stanovena průměrná hodnota a zjištěna minimální a maximální hodnota. V textu budou dále uvedeny výsledky těchto analýz pouze pro desetiletí (obr. 5.8) a normálová 30letá období (obr. 5.10). Je třeba ještě připomenout, že zpracovávané teplotní řady jsou ve formě odchylek od období 1961–1990 (viz. kap. 3.2.3).

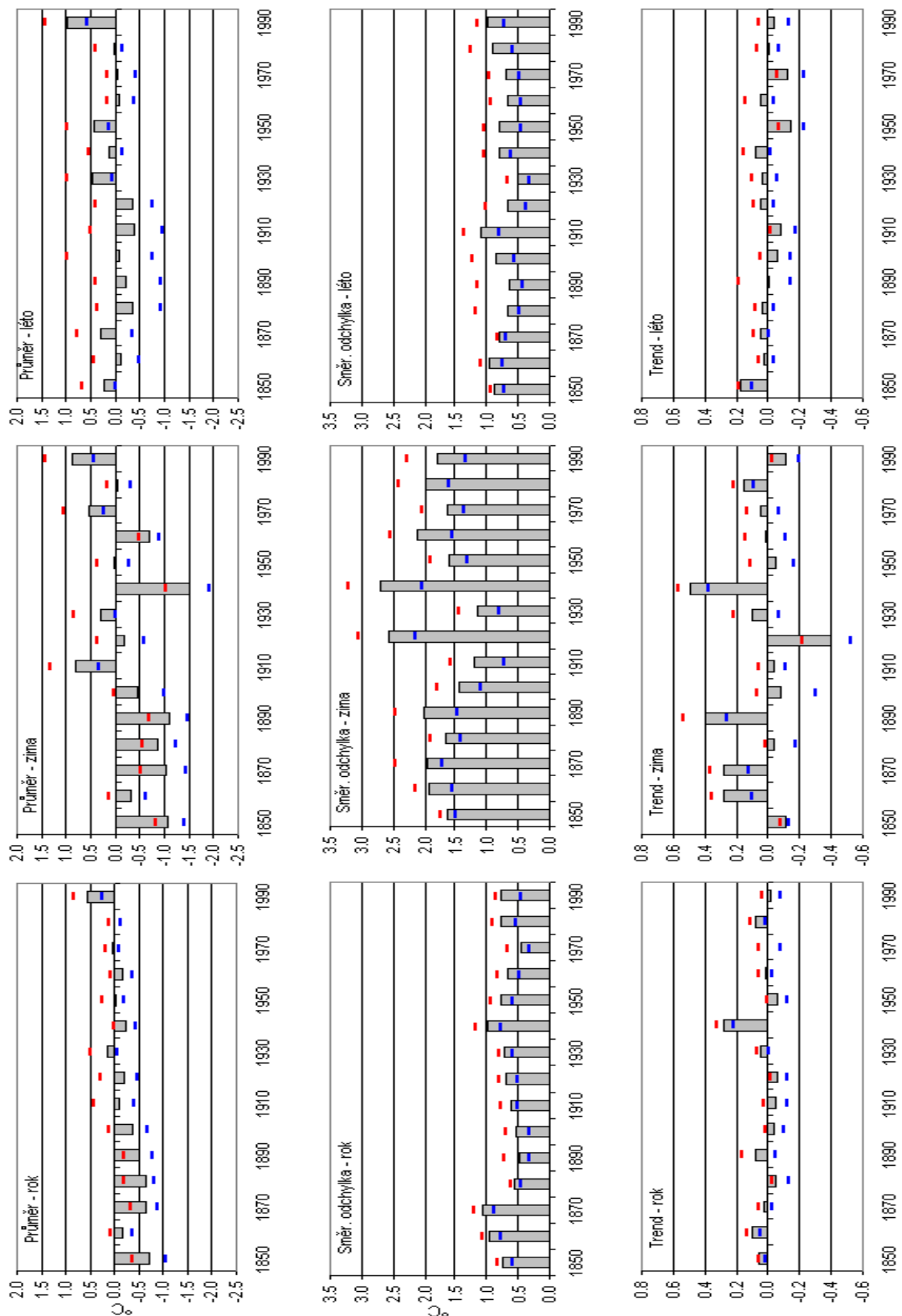
Aritmetický průměr, směrodatná odchylka a trend pro jednotlivá desetiletí pro teplotní průměry roku, zimy a léta jsou znázorněny na obr. 5.8. Na dalším obr. 5.9 jsou pak pro roční hodnoty uvedeny počty dostupných stanic a směrodatná odchylka dané statistické charakteristiky. Je z něho patrné, že s rostoucím počtem dostupných řad směrodatná odchylka klesá.

Pro posouzení možného zkreslení výsledků použitím různého výběru stanic v různých obdobích byla provedena rovněž analýza omezená pouze na stanice měřící v celém období 1900–1999 (vybrána stejná skupina 20 stanic jako v případě analýzy extremity – viz kap. 5.2.4), a to pro jednotlivá desetiletí a třicetiletí. Průměry u analyzovaných statistických charakteristik ze všech stanic nebo pouze ze stanic měřících v období 1900–1999 jsou prakticky stejné (díky různému počtu stanic se samozřejmě projevuje rozdíl ve velikosti směrodatné odchylky použitých statistických charakteristik). Použité stanice lze tedy (při tak vysokém počtu) považovat pro ČR za reprezentativní.

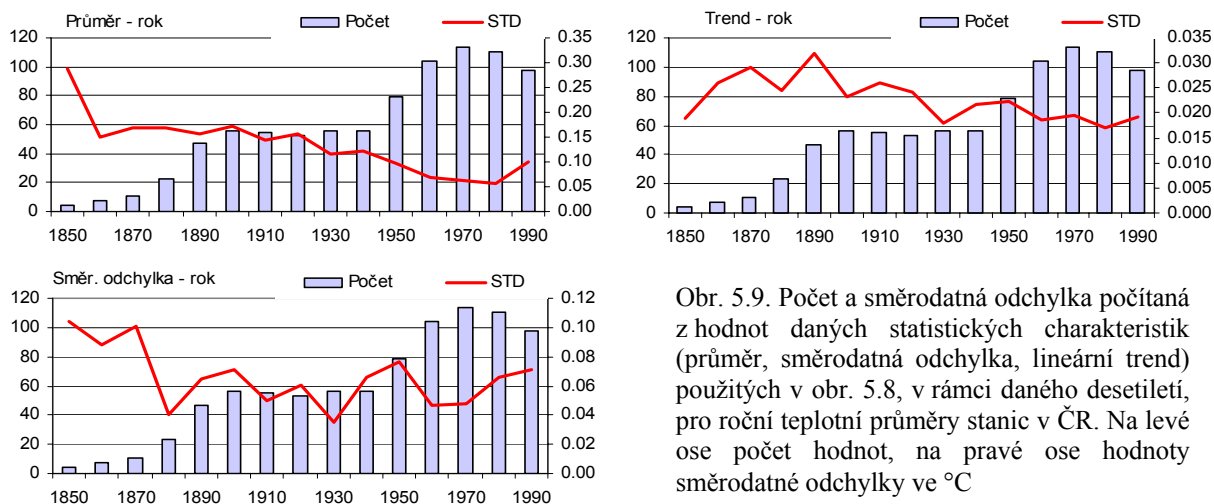
Pokud jde o aritmetické průměry teploty vzduchu v jednotlivých desetiletích, roční průměry postupně rostou, přičemž 90. léta 20. století znamenají veliký skok oproti předchozímu období. U zimních průměrů je patrné celkově chladnější 19. století, dále stojí za zmínku velmi teplé druhé desetiletí a 90. léta minulého století, a velmi chladná 40. léta. 20. a 40. léta se vyznačovala vysokým rozptylem oproti ostatním obdobím, druhé desetiletí a 30. léta jsou naopak málo variabilní. V letních průměrech není patrný žádný výrazný trend, pouze 90. léta byla velice teplá v porovnání s ostatními desetiletími.

Co se týče lineárních trendů, za zmínku stojí výrazný kladný trend u ročních teplotních průměrů ve 40. letech. Statisticky významné trendy ($\alpha=0,05$) se v případě ročních průměrů vyskytly pouze v desetiletích 1890–1899 (5 stanic) a 1940–1949 (všech 56 stanic). Na tyto výsledky má však velký vliv výběr období a 10 let pro výpočet trendu je relativně krátká doba. Proto byl kladen větší důraz na analýzu trendů v rámci 30letých období.

Asymetrie ani špičatost rozdělení nebyla pro desetiletí pro malý počet hodnot zkoumána.



Obr. 5.8. Průměr teplotních anomálií (referenční období 1961–1990), jejich směrodatná odchylka a lineární trend pro jednotlivá desetiletí (počítáno ze všech dostupných řad ČR) pro rok, zimu a léto. Sloupcem je znázorněn průměr dané charakteristiky pro dané desetiletí, červenou a modrou čarou jsou vyjádřeny maxima, resp. minima v daném období. Jednotky: °C

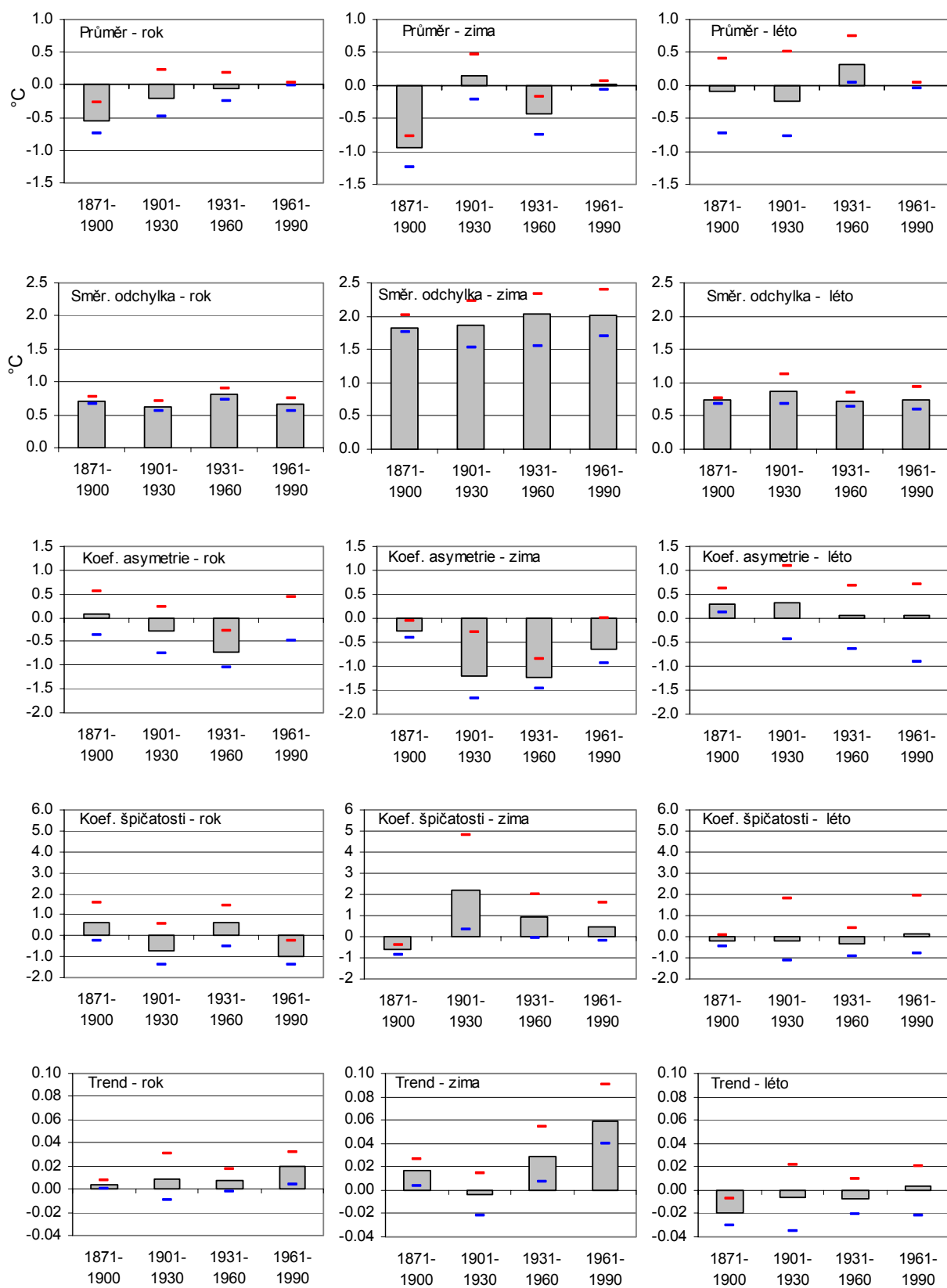


Obr. 5.9. Počet a směrodatná odchylka počítaná z hodnot daných statistických charakteristik (průměr, směrodatná odchylka, lineární trend) použitých v obr. 5.8, v rámci daného desetiletí, pro roční teplotní průměry stanic v ČR. Na levé ose počet hodnot, na pravé ose hodnoty směrodatné odchylky ve °C

Průměrná roční teplota vzduchu v normálových třicetiletých obdobích postupně roste, přičemž nárůst je patrný především mezi léty 1871–1900 a 1901–1930, dále již průměr roste pomaleji. Ve zpracování bohužel chybí 90. léta 20. století, během nichž průměrná teplota výrazně vzrostla (viz obr. 5.8). Co se týká zimy a léta, průměr za daná třicetiletí neroste tak jednoznačně od minulosti do současnosti jako v případě ročních průměrů. Zimní průměrné teploty vzduchu v období 1931–1960 byly vzhledem k období 1961–1990 nižší, letní byly ale naopak vyšší. To se projevuje mj. ve vyšší variabilitě teploty vzduchu v období 1931–1960 oproti 1961–1990 (viz roční směrodatná odchylka). Období 1901–1930 se naopak vyznačuje teplotně podprůměrnými léty a teplotně nadprůměrnými zimami (viz nižší roční variabilita – vyjádřená směrodatnou odchylkou – porovnatelná s obdobím 1961–1990). Zimní průměrné teploty pro období 1871–1900 jsou vzhledem k letům 1961–1990 dosti nízké, zatímco letní průměrné teploty jsou v obou uvedených obdobích srovnatelné. Analogické poznatky jsou s větší podrobností též patrné u průměrů za jednotlivá desetiletí (viz obr. 5.8).

Pokud jde o teplotní trendy, nejvyšší hodnota se vyskytuje v období 1961–1990. Menší kladné trendy se vyskytují i v ostatních třicetiletých obdobích. V zimním období teploty rostly ve všech normálových obdobích kromě let 1901–1930, v létě naopak kromě období 1961–1990 klesaly. Je nutné poznamenat, že především výsledky průměrných trendů jsou poplatné zvoleným hranicím zpracovávaných období. Pokud by byly hranice vymezeny jinak, výsledky by mohly být značně odlišné (viz trendy pro 10letá období na obr. 5.8). Dále je důležité zmínit fakt, že hodnoty trendů pro roční průměry byly až na 7 případech (stanic) v období 1961–1990 a 1 případ v období 1901–1930 statisticky nevýznamné ($\alpha=0,05$).

V zimním období jsou pro všechna třicetiletí průměrné hodnoty koeficientů šikmosti záporné, v letním období naopak kladné. Tyto výsledky odpovídají tomu, že v zimě se vyskytují převážně nízké extrémy (vychýlené hodnoty), v létě naopak vysoké extrémy. V řadách průměrných ročních teplot vzduchu převládají především nízké extrémní hodnoty. Výrazná je záporná hodnota asymetrie pro období 1931–1960 způsobená extrémně nízkými teplotami v letech 1940–1942. Špičatost je v případě letních teplot téměř nulová, zatímco u zimních teplot je pro zkoumaná třicetiletí kromě období 1871–1900 kladná, tzn. že rozdělení zimních teplot je relativně strmější (špičatější) než je tomu u normálního rozdělení.

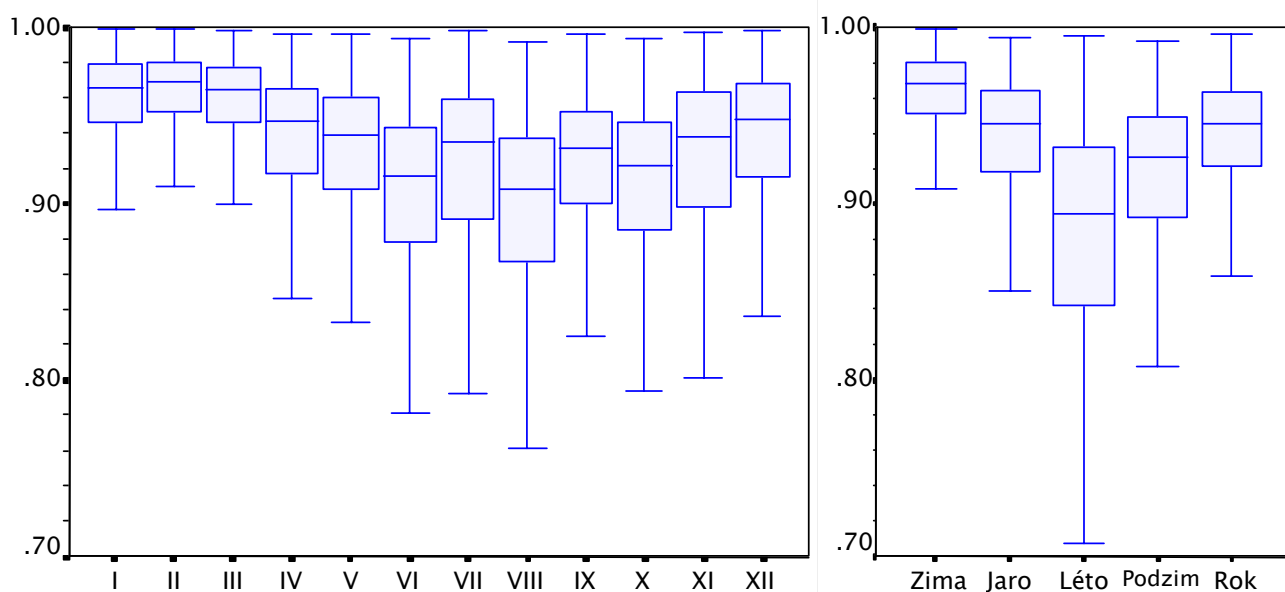


Obr. 5.10. Průměr (vyjádřeno v odchylkách od období 1961–1990), směrodatná odchylka, koeficienty asymetrie a špičatosti a lineární trendy pro jednotlivá normálová třicetiletí, počítané ze všech dostupných řad ČR pro průměrné teploty roku, zimy a léta. Sloupcem je znázorněn průměr dané charakteristiky pro dané třicetiletí, červenou a modrou čarou maxima, resp. minima daného období. Jednotky: °C

5.2.2 Korelační koeficienty mezi teplotními řadami jednotlivých stanic

Pro homogenní teplotní řady byly po doplnění chybějících hodnot (viz kap. 3.2.8) vypočteny korelační koeficienty všech stanic mezi sebou (normálním způsobem, tedy ne již z řad prvních diferencí jako v případě testování homogenity řad v průběhu homogenizace). V úvahu se braly pouze stanice se společným minimálně dvacetiletým obdobím měření v kterémkoliv úseku období přístrojových měření.

Obr. 5.11 ukazuje pomocí grafu – boxplotu – rozložení hodnot korelačních koeficientů všech možných dvojic stanic ČR. Je v něm vidět, že nejtěsnější je vazba mezi stanicemi v zimních měsících, zatímco v létě je korelace mezi stanicemi jednak celkově nižší, jednak více proměnlivá (nejnižší hodnota směrodatné odchylky korelačních koeficientů je v březnu 0,026, nejvyšší v červenci 0,067, pro letní průměr dokonce 0,073). Vybrané charakteristiky korelačních koeficientů ukazují tab. 5.3a a 5.3b. V případě stanic v rámci ČR bylo analyzováno 9187 hodnot (pro každý měsíc, sezónu a rok), v případě korelačních koeficientů stanic ČR se stanicemi v okolí ČR 4526 hodnot (každá stanice z okolí ČR byla porovnávána se všemi stanicemi v rámci ČR).



Obr. 5.11. Boxplot (znázornění mediánu, kvartilů a hranic vychýlených hodnot) pro korelační koeficienty mezi všemi homogenními teplotními řadami na území ČR pro měsíce, sezóny a rok, počítané pro společné období řad délky minimálně 20 let (celkem 9187 hodnot pro každou kategorii, bez znázornění vychýlených hodnot)

Tab. 5.3a. Vybrané statistické charakteristiky pro korelační koeficienty mezi všemi homogenními teplotními řadami na území ČR pro měsíce, sezóny a rok počítané pro společné období řad délky minimálně 20 let (celkem 9187 hodnot pro každou kategorii)

Měsíc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Aritm. průměr	0.953	0.960	0.959	0.937	0.931	0.904	0.915	0.896	0.921	0.909	0.923	0.933
První kvartil	0.946	0.952	0.946	0.917	0.909	0.878	0.892	0.867	0.901	0.885	0.898	0.915
Medián	0.966	0.969	0.965	0.947	0.939	0.915	0.935	0.908	0.931	0.921	0.938	0.948
Třetí kvartil	0.979	0.980	0.977	0.965	0.960	0.943	0.959	0.938	0.952	0.946	0.963	0.968
Období	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok							
Aritm. průměr	0.960	0.937	0.879	0.916	0.936							
První kvartil	0.951	0.918	0.842	0.892	0.921							
Medián	0.968	0.946	0.894	0.926	0.946							
Třetí kvartil	0.980	0.964	0.932	0.949	0.963							

Tab. 5.3b. Vybrané statistické charakteristiky korelačních koeficientů mezi homogenními teplotními řadami ČR a řadami z okolí ČR (počítáno z 4526 hodnot pro každou kategorii)

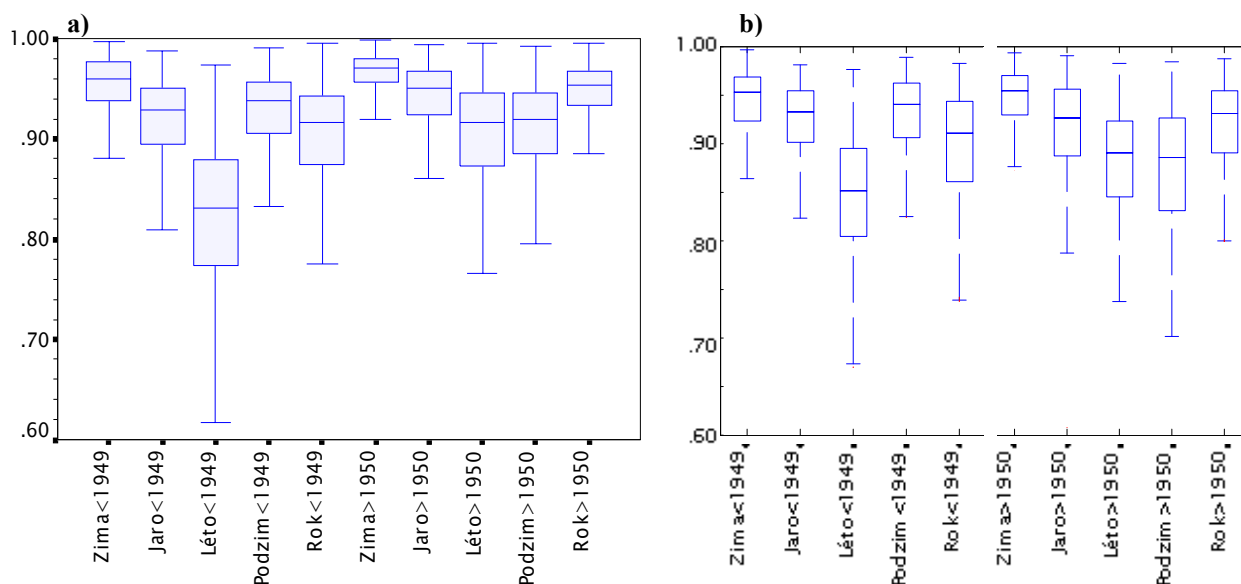
Měsíc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Aritm. průměr	0.885	0.896	0.880	0.819	0.816	0.780	0.837	0.735	0.805	0.791	0.790	0.854
První kvartil	0.847	0.862	0.841	0.760	0.755	0.727	0.798	0.668	0.752	0.740	0.727	0.812
Medián	0.907	0.908	0.891	0.838	0.836	0.796	0.852	0.767	0.828	0.812	0.799	0.870
Třetí kvartil	0.938	0.940	0.928	0.896	0.893	0.856	0.895	0.835	0.880	0.866	0.866	0.909
Období	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok							
Aritm. průměr	0.897	0.815	0.757	0.800	0.842							
První kvartil	0.864	0.761	0.699	0.761	0.805							
Medián	0.914	0.834	0.776	0.818	0.858							
Třetí kvartil	0.942	0.889	0.834	0.867	0.898							

Co se týče korelačních koeficientů mezi stanicemi v rámci ČR, jejich průměr (ani medián) neklesají v žádném měsíci pod 0,90 (u sezón je to pouze v létě) a průměrný korelační koeficient ze všech měsíčních hodnot je roven 0,93. Medián korelačních koeficientů je ve všech případech vyšší než jejich průměr, protože extrémní hodnoty se vyskytují pouze při nízkých hodnotách (vysoké hodnoty jsou omezeny hranicí 1,0). Pro stanice v rámci ČR se vyskytl nejnižší korelační koeficient 0,37 v červenci mezi stanicemi Uhřetěves a Lysá hora (období 1921–1940). V případě sezón byla nejnižší hodnota korelací 0,43. Pokud jde o korelace stanic ČR se stanicemi z okolí, kolísají mediány korelačních koeficientů mezi 0,9 (zimní měsíce) a 0,8 (letní měsíce), vazba těchto stanic je tedy stále dosti vysoká (a využitelná pro tvorbu referenčních řad při homogenizaci – viz kap. 3.2.4).

Důvod, proč jsou v zimě korelační koeficienty vyšší, a přitom je zde vyšší variabilita teploty vzduchu, je dán mj. tím, že v zimě je teplota výrazněji ovlivněna cirkulačními faktory (počasí je tedy méně prostorově proměnlivé), zatímco v létě převládají radiační faktory, které se na různých místech mohou projevovat odlišně. S těmito tvrzeními také souhlasí počty detekcí a velikosti nehomogenit v jednotlivých řadách, kdy v zimě jsou počty detekcí a velikosti oprav nehomogenit celkově nižší, v létě naopak vyšší (blíže viz kap. 3.3.3).

Obr. 5.12a porovnává korelační koeficienty ve dvou různých obdobích. Starší období končí v roce 1949 (řady s ukončením společného období do tohoto roku), mladší začíná v roce 1950 (řady se společným obdobím začínajícím po tomto roce). Z obrázku je vidět, že ve starším období byly korelační

koeficienty nižší (průměr korelačních koeficientů pro roční průměry teplot vzduchu je 0,90) než po roce 1950 (0,95); největší rozdíl je v létě. Je zajímavé, že na podzim je tomu naopak, kdy korelační koeficienty byly v minulosti vyšší než v současnosti. Ve starším období byla též vyšší variabilita v korelačních koeficientech (dvakrát vyšší pro korelační koeficienty ročních průměrných teplot). To může indikovat méně kvalitní měření v minulosti, čemuž odpovídá i fakt, že oprava řad byla prováděna hlavně v minulosti (viz kap. 3.3.3.1). Spolehlivost jednotlivých řad udává příloha 3.

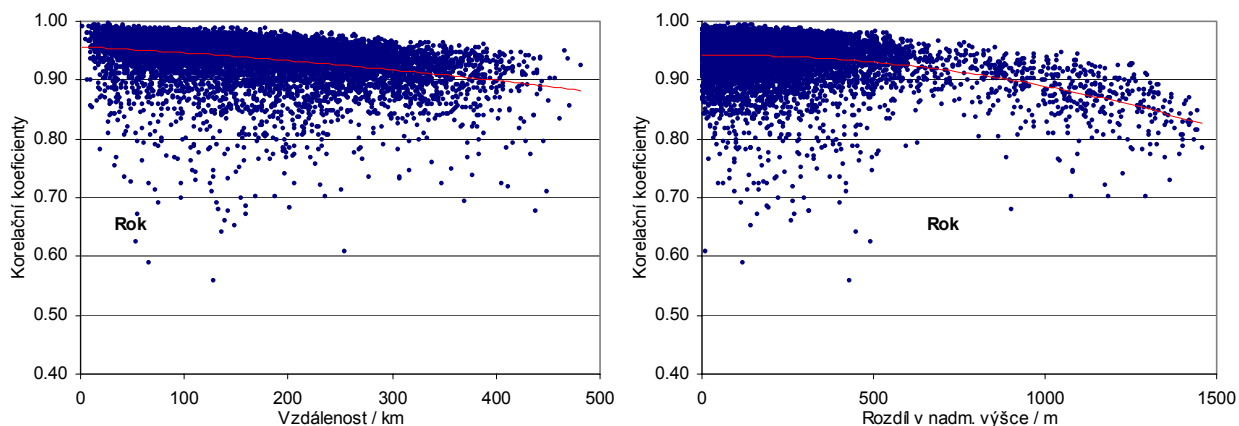


Obr. 5.12. Boxplot pro teploty sezón a roku: **a)** korelační koeficienty mezi stanicemi ČR, pro řady s ukončením společného období do roku 1949 včetně (1791 hodnot pro každou kategorii) a pro řady se začátkem společného období od roku 1950 (4420 hodnot); **b)** totéž, ale při použití stejného výběru 28 stanic, včetně 8 stanic mimo území ČR, měřících v obdobích 1900–1949 a 1950–1999 (počítáno z 378 hodnot)

Různý výběr stanic a počet hodnot (1791 do roku 1949, resp. 4420 hodnot po roce 1950) nemá při takovém rozsahu již na výsledky vliv. Pro verifikaci byla porovnána období 1900–1949 a 1950–1999, ale se stejným výběrem stanic (20 stanic ČR a 8 stanic mimo území ČR – jde o stejnou skupinu stanic jako v případě analýzy extremity – viz kap. 5.2.4 a obr. 5.17). Výsledek porovnání je stejný jako v předchozím případě. Rozdíl je pouze ve variabilitě a je dán nižším počtem použitých stanic. Dále z tohoto porovnání vyplývá, že menší hustota stanic v minulosti rovněž nebyla příčinou výše zmíněných výsledků.

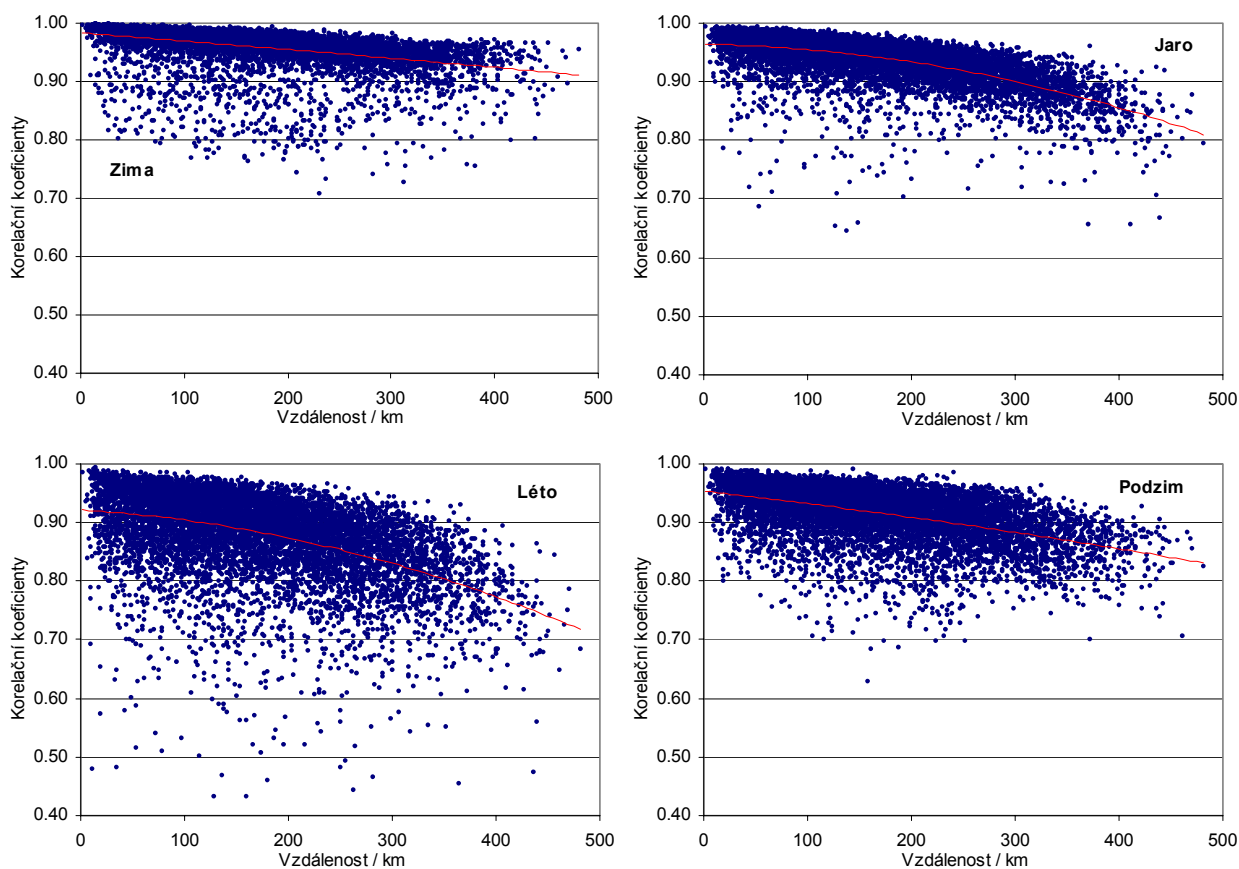
5.2.3 Prostorová analýza korelačních koeficientů

Obr. 5.13 ukazuje, jak v případě průměrné roční teploty vzduchu klesají korelační koeficienty se vzdáleností a s rozdílem v nadmořské výšce dvojic stanic. Hodnotami je proložen polynom 2. stupně. Je vidět, že v tomto případě až na výjimky mezi sebou dobře korelují i stanice vzdálené stovky kilometrů, stejně jako stanice při velkém rozdílu v jejich nadmořské výšce. To mj. dokazuje, že metodika použitá pro tvorbu referenčních řad při homogenizaci je v případě průměrné teploty vzduchu vyhovující.



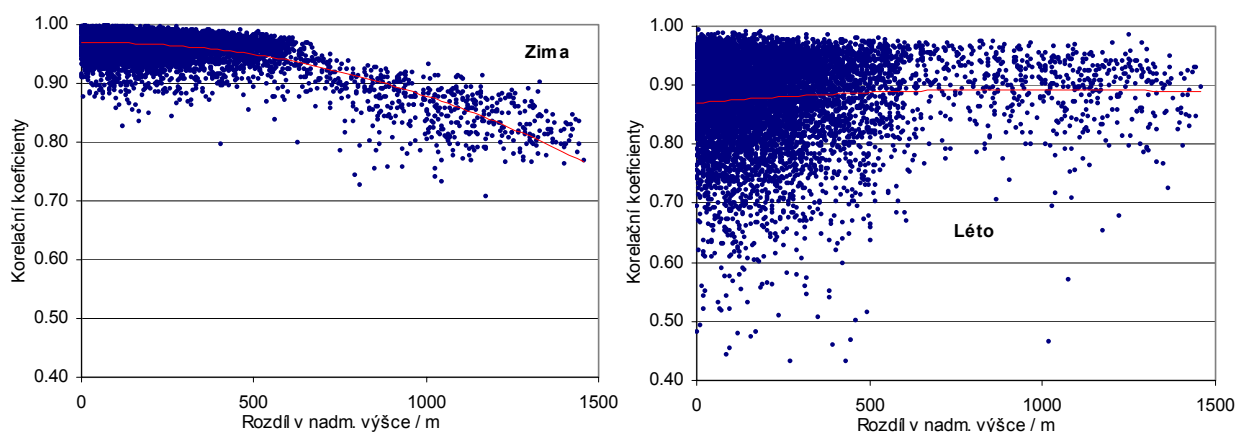
Obr. 5.13. Závislost korelačních koeficientů průměrných ročních teplot vzduchu stanic ČR na vzdálenosti, resp. rozdílu nadmořské výšky daných dvojic stanic (8736 hodnot)

Jak klesají hodnoty korelačních koeficientů se vzdáleností daných stanic v ČR v případě teplot jednotlivých sezón ukazuje obr. 5.14. Zatímco v zimě klesají korelační koeficienty se vzdáleností relativně pomale a korelační koeficienty jsou dosti vysoké i mezi stanicemi vzdálenými stovky kilometrů, v létě je jejich pokles daleko rychlejší a značné rozdíly se mohou vyskytnout i u stanic relativně blízkých.



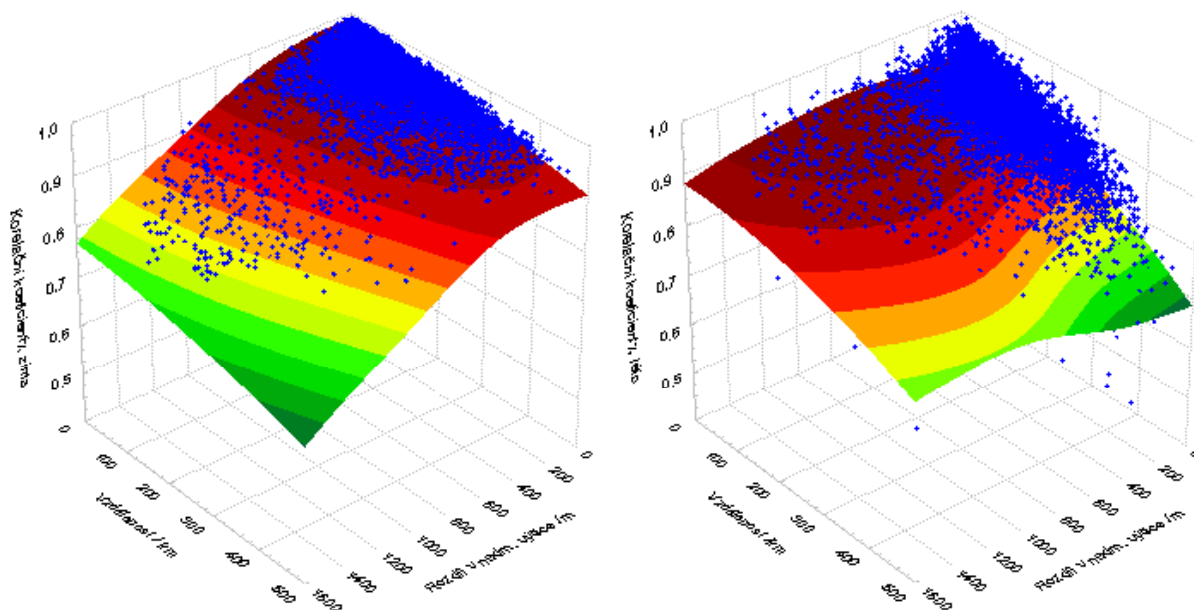
Obr. 5.14. Závislost korelačních koeficientů sezónních teplot vzduchu v ČR na vzdálenosti daných dvojic stanic (8736 hodnot)

Obr. 5.15 ukazuje změnu korelačních koeficientů s rostoucím rozdílem v nadmořské výšce stanic pro zimu a léto. Zatímco v zimě je závislost těsnější a korelace postupně klesají s rostoucím rozdílem v nadmořské výšce, v létě je závislost daleko menší a korelace se s rostoucím rozdílem nadmořské výšky již v podstatě nemění. Na jaře jsou korelační koeficienty o několik setin nižší než v zimě, přičemž s rozdílem v nadmořské výšce téměř neklesají, na podzim jsou hodnoty srovnatelné jako na jaře, ale pokles s nadmořskou výškou je podobný jako u zimy.



Obr. 5.15. Závislost korelačních koeficientů zimních a letních teplot vzduchu v ČR na rozdílu nadmořské výšky daných dvojic stanic (8736 hodnot)

Obr. 5.16 ukazuje závislost korelačních koeficientů zároveň na vzdálenosti a na rozdílu v nadmořské výšce dvou stanic. Hodnoty jsou proloženy splajnem. Ukazuje se, že v zimě klesá vazba mezi stanicemi především s rostoucím rozdílem v nadmořské výšce, zatímco v létě klesá spíše se vzdáleností.



Obr. 5.16. Závislost korelačních koeficientů pro průměrné teploty zimy a léta v ČR na vzdálenosti a rozdílu v nadmořské výšce daných dvojic stanic (8736 hodnot)

Významnost vazby velikostí korelačních koeficientů mezi řadami teploty vzduchu na vzdálenostech (rozdílech v nadmořské výšce) příslušných stanic byla posuzována pomocí F–testu. Koeficienty determinace pro model polynomické regrese 2. stupně (použito na předešlých obrázcích) jsou všechny statisticky významné ($\alpha=0,05$) a jejich hodnoty jsou uvedeny v tab. 5.4. Nejlepších výsledků je dosaženo při použití vícenásobné regrese, kdy je zohledněna vazba korelačních koeficientů jak na vzdálenostech tak na rozdílech nadmořské výšky stanic. Např. pro zimu je koeficient determinace takového modelu roven 0,72.

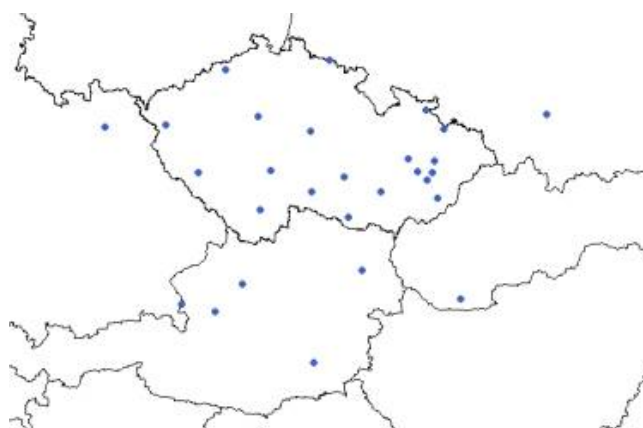
V případě analýzy pro všechny stanice na území ČR i mimo něj jsou výsledky velmi podobné výše uvedeným.

Tab. 5.4. Koeficienty determinace pro modely polynomické regrese 2. stupně, závislost velikostí korelačních koeficientů mezi řadami ročních a sezónních teplot vzduchu v ČR na vzdálenostech, resp. rozdílech v nadmořské výšce příslušných stanic. Koeficienty determinace jsou ve všech případech statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$ (8736 hodnot)

	Závislost na vzdálenosti					Závislost na rozdílu v nadmořské výšce				
	Rok	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok	Zima	Jaro	Léto	Podzim
Koef. determinace	0.109	0.165	0.411	0.222	0.245	0.132	0.565	0.021	0.007	0.200
Vícenásobná regrese, závislost na vzdálenosti a rozdílu v nadmořské výšce										
Koef. determinace	Rok	Zima	Jaro	Léto	Podzim					
	0.238	0.724	0.431	0.231	0.439					

5.2.4 Extremita měsíčních průměrů teploty vzduchu na území ČR

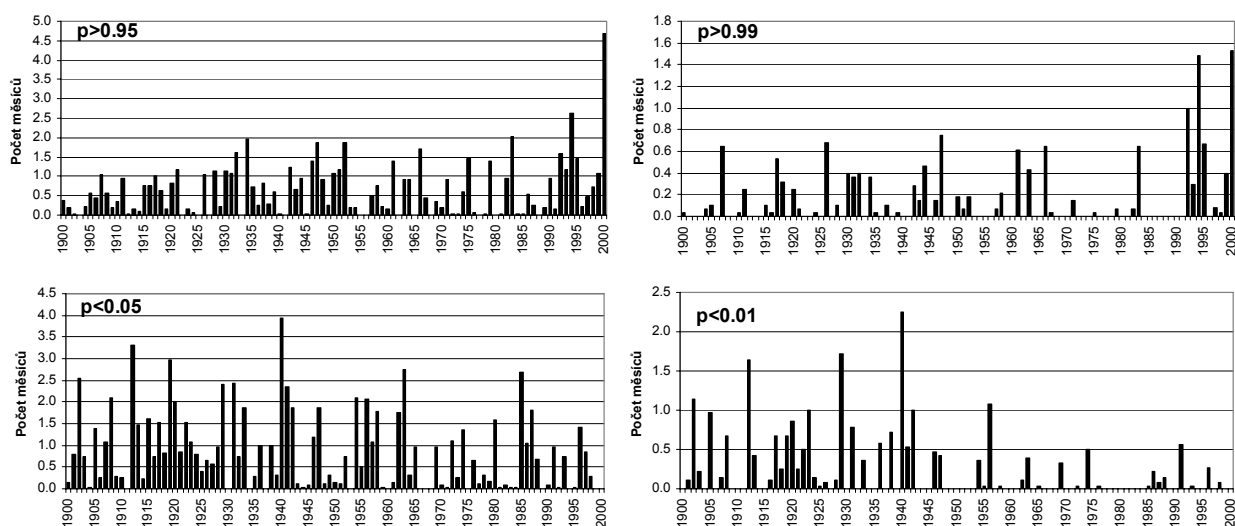
K analýze extrémně teplých a chladných měsíců bylo použito 28 stanic měřících v celém období 1900–1999, a to jak v ČR (20 stanic), tak i v okolí ČR (8 stanic) (viz obr. 5.17). Výpočty probíhaly pro každý měsíc zvlášť. Na dané měsíční řady bylo aplikováno normální rozdělení, shoda mezi teoretickým normálním a empirickým rozdělením byla testována pomocí Kolmogorov–Smirnovova testu. V případě měsíčních průměrů teploty vzduchu mají všechny řady normální rozdělení. Dále byly vypočteny parametry normálního rozdělení pro danou stanicí a referenční období 1961–1990, které byly použity k výpočtu hranic extrémních hodnot (kvantily 0,01, 0,05, 0,90, 0,99). Z velkého množství výsledků zde bude uveden pouze průměrný počet měsíců (počítáno ze všech 28 stanic), které v daném roce překračovaly některý z uvedených kvantilů.



Obr. 5.17. Geografické rozložení stanic použitých pro analýzu extremity měsíčních průměrů teploty vzduchu

Pokud jde o extrémně teplé roky, rok 2000 s průměrně 4,7 měsíci překračujícími 0,95 kvantil nemá v předešlém období analogii. Při použití 0,99 kvantilu však podobný průměr počtu extrémních měsíců jako v roce 2000 (1,5) byl zaznamenán rovněž v roce 1994. Rok 1983 vykazuje též vysokou hodnotu (1,0). Z obr. 5.18 je dále patrný vyšší počet extrémně teplých měsíců v daném roce a vyšší frekvence výskytu takovýchto roků v posledním desetiletí. U studených extrémů naopak postupně klesá počet extrémně chladných měsíců v daném roce a rovněž frekvence výskytu těchto roků. Za zmínku stojí rok 1940, kdy průměrně 3,9 měsíců za rok nedosáhlo 0,05 kvantil (2,2 měsíců 0,01 kvantil), dále rok 1912 (3,3, resp. 1,6 měsíců), rok 1929 (1,7 měsíců 0,01 kvantil), dále roky 1919, 1963 a 1985 (průměrně 2–3 měsíce za rok nedosahující 0,05 kvantil).

Další výsledky analýzy měsíčních extrémů uvádí např. Štěpánek (2004b). Podrobnější analýza extremity by vyžadovala použití denních údajů, a to jak průměrné teploty vzduchu, tak také maximálních a minimálních teplot. To však již přesahuje rámec této práce.



Obr. 5.18. Průměrný počet měsíců z vybraných 28 stanic, jejichž průměrné teploty překračují v určitém roce daný kvantil

5.2.5 Shluková analýza průměrných teplot vzduchu v ČR

Obecný popis shlukové analýzy je uveden v kap. 4.3.1, v této kapitole je popsána pouze aplikace této metody na teplotní řady ČR. Pro shlukování údajů zpracovávaných v této práci byla zvolena metoda k -průměrů a potřebné výpočty proběhly v programu Statistica 6.0. Bylo zpracováváno především období 1961–1990, v němž bylo k dispozici nejvíce stanic (112 stanic včetně 8 stanic mimo území ČR; na obrázcích s výsledky jsou vykresleny pouze stanice ČR). Hodnoty jednotlivých měsíců byly u každé stanice standardizovány, aby měly nulový průměr a jednotkovou směrodatnou odchylku. Byly tak potlačeny rozdíly v úrovni a rozptylu mezi stanicemi související např. s rozdílnou nadmořskou výškou atd. Z povahy použitého algoritmu při shlukové analýze nebylo nutné pracovat s gridovými body jako v případě faktorové analýzy. Takto sice byly údaje pro porovnání rovněž zpracovány, výsledky ale neměly takovou vypovídací hodnotu jako v případě použití samotných stanic.

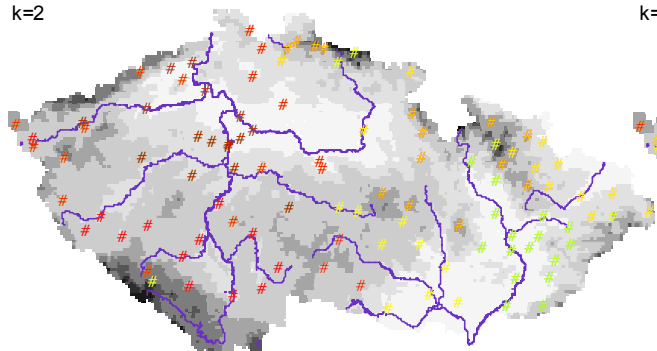
Pracovalo se buď s chladným nebo s teplým půlrokem, kdy chladný půlrok byl vymezen měsíci říjen až březen a teplý měsíci duben až září. Do analýzy vstupovaly všechny standardizované měsíce daného půlroku.

Na obr. 5.19 a 4.20 jsou uvedeny výsledky shlukové analýzy postupně pro 2, 4, 6 a 8 shluků stanic. Na první pohled je vidět rozdíl mezi chladným a teplým půlrokem: v létě se vytváří homogenní regiony i pro vyšší počet shluků bez ohledu na nadmořskou výšku (v letním období převládá působení radičních faktorů přispívajících mj. k posílení šumové složky řad – viz korelační koeficienty v kap. 5.2.2), zatímco v zimě se stanice shlukují sice také s ohledem na regiony, ale stanice s vyšší nadmořskou výškou vytvářejí vlastní skupinu bez ohledu na polohu v rámci ČR (v zimním období je teplota výrazněji ovlivněna cirkulačními faktory, počasí je méně prostorově proměnlivé a v tomto případě šumová složka nestírá rozdíl mezi vysoko a nízko ležícími stanicemi).

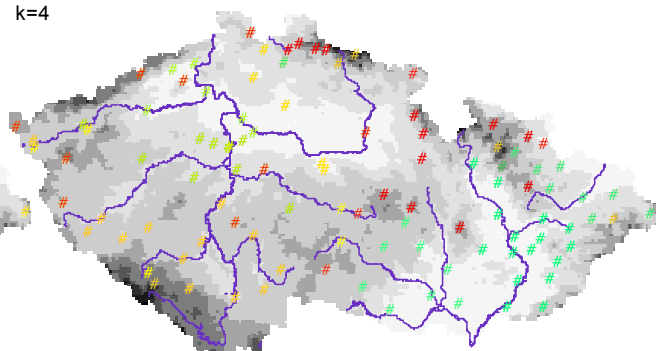
Pokud jde o porovnání výsledků při různém počtu shluků, v případě teplého i chladného půlroku se vytvářejí skupiny nejdříve ve směru západ–východ a později se přidává i rozdělení ve směru sever–jih, u chladného půlroku navíc s vlivem nadmořské výšky. Možná interpretace je, že rozdíl v kolísání teploty vzduchu mezi jednotlivými místy ČR je dán více jejich kontinentalitou (tj. vzdáleností od oceánu) než zeměpisnou šířkou. V případě faktorové analýzy (viz další kapitola) je tento rozdíl kvantifikován.

Shluková analýza byla provedena rovněž pro celý rok, ale výsledky byly v tomto případě identické s chladným půlrokem.

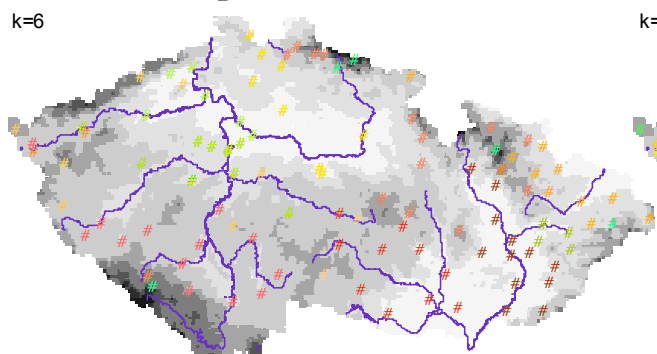
Chladný půlrok
k=2



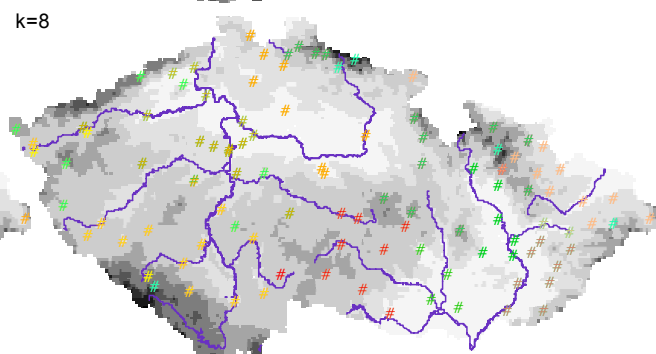
k=4



k=6

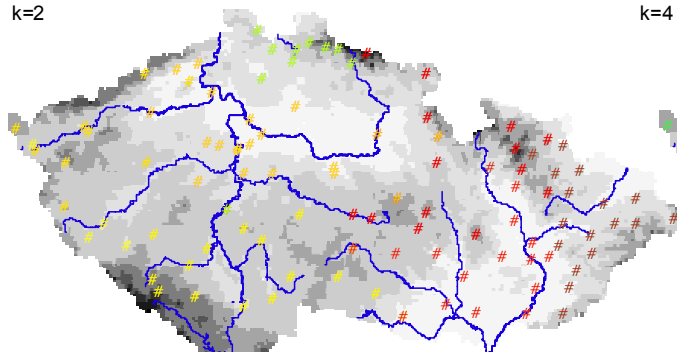


k=8

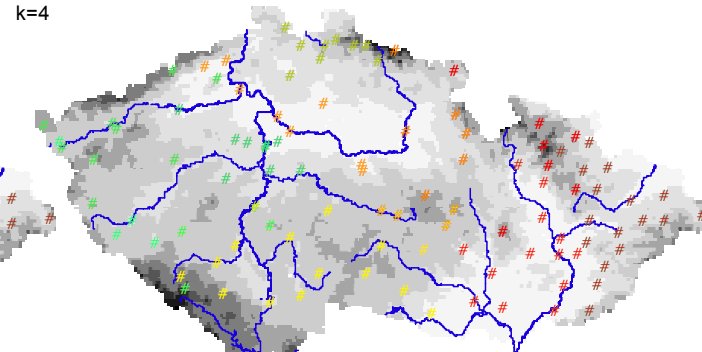


Obr. 5.19. Shluková analýza metodou k–průměrů standardizovaných průměrných měsíčních teplot vzduchu chladného půlroku stanic ČR v období 1961–1990

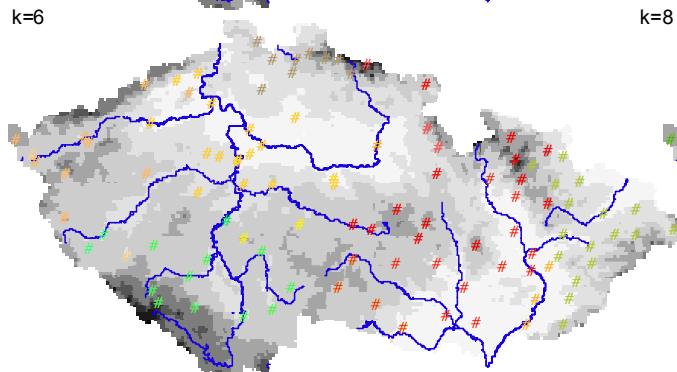
Teplý půlrok
k=2



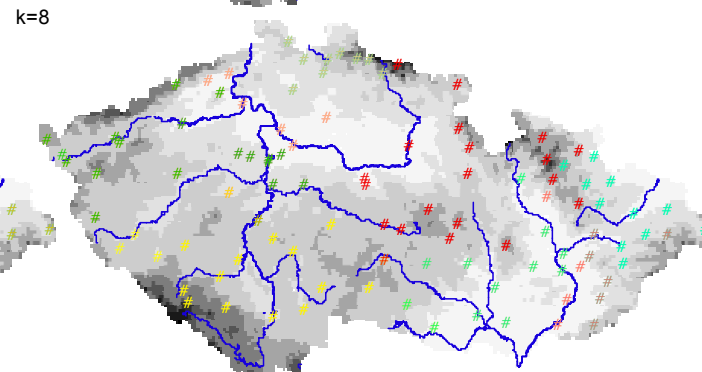
k=4



k=6



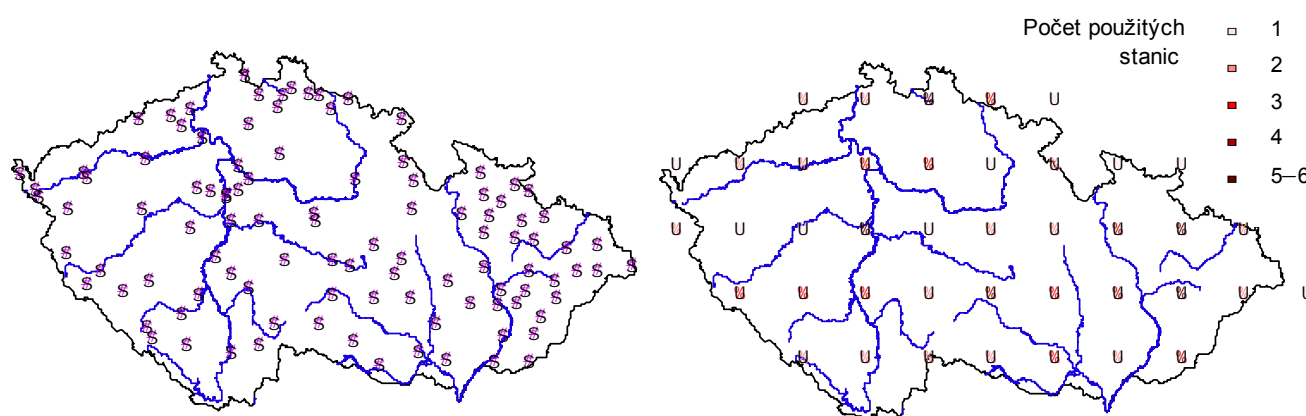
k=8



Obr. 5.20. Shluková analýza metodou k–průměrů standardizovaných průměrných měsíčních teplot vzduchu teplého půlroku stanic v ČR v období 1961–1990

5.2.6 Analýza hlavních komponent a faktorová analýza

Obecný popis použitých metod je uveden v kap. 4.3.2, zde je opět popsána pouze aplikace metody na teplotní řady ČR. Byly použity stejné údaje jako v případě shlukové analýzy, tedy měsíční průměry teploty vzduchu v období 1961-1990. Před samotnou analýzou byly nejprve vypočteny řady pro gridové body (síť bodů viz obr. 5.21). Síť gridových bodů se zvolila tak, že jednotlivé gridy byly od sebe vzdáleny 50 km (zeměpisná šířka se měnila s krokem 0,45°, zeměpisná délka s krokem 0,68°). Aby pro daný grid byla řada vypočtena, v jeho okolí, 25 km na každou stranu, musela být k dispozici nejméně jedna stanice. Výpočet potom probíhal tak, že byly brány údaje všech stanic do vzdálenosti 50 km od daného gridového bodu. K průměrování dat okolních stanic byl použit vážený průměr, v němž se jako váhy braly reciproké hodnoty vzdáleností stanic od daného bodu. Použití vah jako druhých mocnin vzdáleností nebylo použito, aby nebyly výrazně nadhodnocovány bližší stanice. Navíc vazba – korelace mezi stanicemi klesá v případě teploty vzduchu se vzdáleností pozvolna (viz kap. 5.2.3).

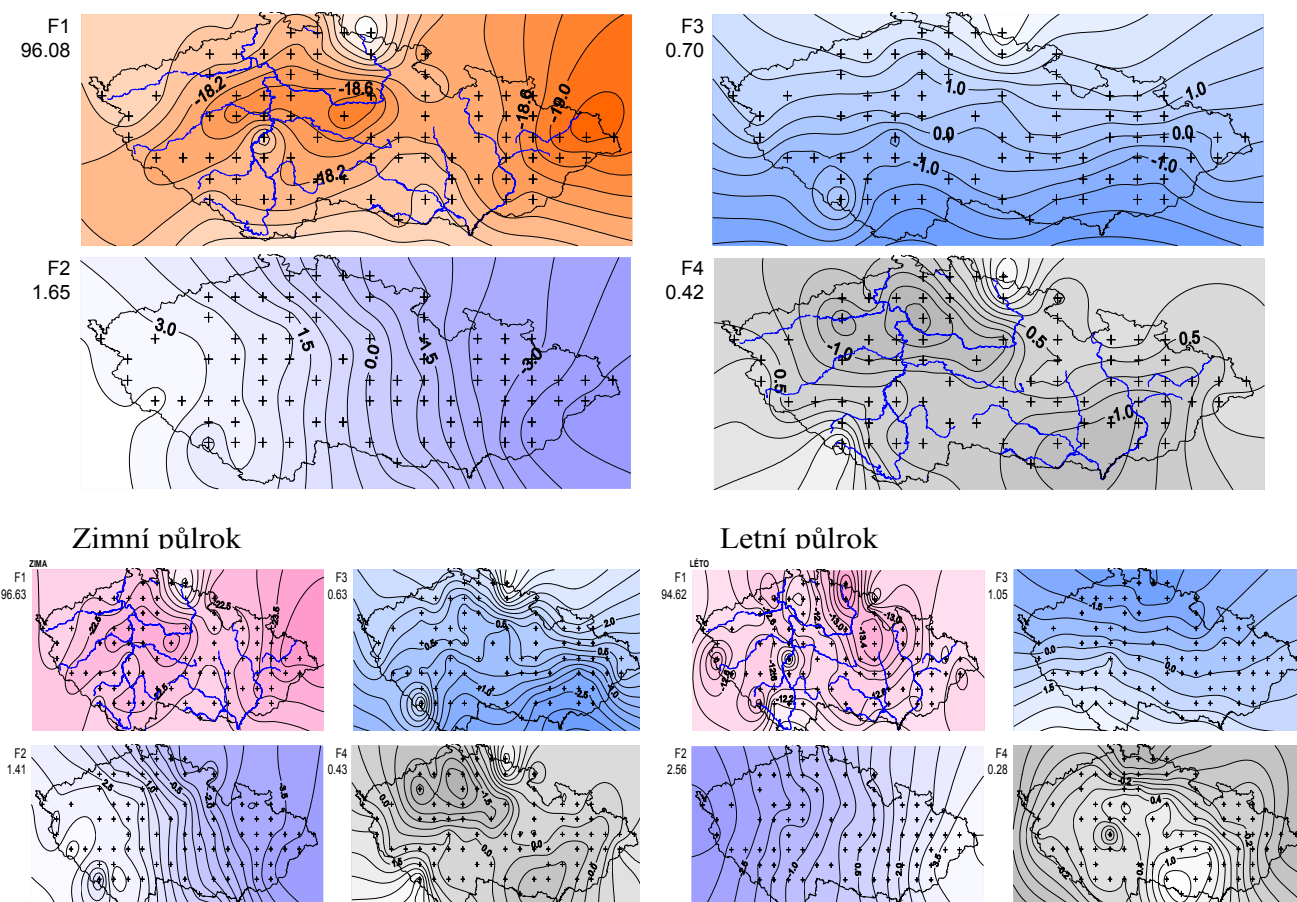


Obr. 5.21. Geografické rozložení stanic v ČR s měřením teploty vzduchu v období 1961–1990 a gridové body počítané z údajů těchto stanic

K výpočtům, stejně jako u shlukové analýzy, bylo použito v případě roku všech 12 měsíců, v případě chladného a teplého půlroku data 6 měsíců (chladný půlrok vymezen jako měsíce říjen až březen, teplý jako duben až září). Použití všech měsíců (nikoliv jejich průměru) bylo mj. potřeba proto, aby byla splněna podmínka, že vstupní datová matice má více řádků než sloupců (pracovalo se s velkým množstvím stanic či gridů a zpracovávané období bylo relativně krátké). Další problém při aplikaci faktorové analýzy (či analýzy hlavních komponent) na teplotní řady ČR spočíval v tom, že řady mezi sebou těsně korelují a mají mnoho společné variability, korelační matice byla proto špatně podmíněná (determinant se blížil nule a bylo problematictější spočítat inverzní matici). K vlastním výpočtům byl opět použit software Statistica 6.0.

5.2.6.1 Analýza hlavních komponent, data nestandardizovaná, použití kovarianční matice

Byly provedeny dvě varianty výpočtů hlavních komponent. V první byla brána původní data (tzn. údaje pouze převedené na anomálie), bez jejich další standardizace. Pro výpočet byla použita kovarianční matice. Výsledky zpracování ukazuje obr. 5.22.



Obr. 5.22. Komponentní váhy pro první čtyři hlavní komponenty (F1–F4) spolu s uvedením objasněného rozptylu (v procentech) pro rok (všechny měsíce), zimní a letní půlrok (každý po 6 měsících). Byla použita původní (nestandardizovaná) data v období 1960–1990. Jednotky: desetiny °C

Protože stanice (gridy) spolu úzce korelují po celém zkoumaném území, první komponenta (vysvětlující 96,1% rozptylu pro rok) v sobě nese v podstatě pouze informaci o rozptylu řad jednotlivých gridových bodů (prostorový korelační koeficient mezi první komponentou a směrodatnou odchylkou počítanou ze všech měsíců daného půlroku je pro zimní půlrok $-0,960$, pro letní $-0,877$). Následující komponenty lze již dobře přiřadit geografickým faktorům: druhá komponenta (vysvětlující 1,6% rozptylu) souvisí se zeměpisnou délkou (vzdáleností od oceánu), třetí se zeměpisnou šířkou (0,7% rozptylu), čtvrtá s nadmořskou výškou (0,4% rozptylu). V tab. 5.5 jsou uvedeny prostorové korelační koeficienty mezi hodnotami komponentních vah a mezi vybranými charakteristikami gridových bodů. V případě

zimního půlroku lze sledovat vliv nadmořské výšky v hlavních komponentách 3 a 4, zatímco v případě letního půlroku tomu tak není a naopak nadmořská výška je výrazněji zastoupena v první komponentě.

Tab. 5.5. Prostorové korelační koeficienty mezi jednotlivými komponentními váhami a vybranými charakteristikami. Tučně jsou zvýrazněny korelační koeficienty překračující podle t–testu 0,05 hladinu významnosti

	Hlavní komponenta				Hlavní komponenta			
	1	2	3	4	1	2	3	4
	Zimní půlrok				Letní půlrok			
Zem. délka	-0.312	-0.942	-0.187	-0.091	-0.088	0.983	-0.093	0.085
Zem. šířka	-0.297	-0.070	0.830	-0.464	-0.509	-0.158	-0.938	-0.022
Nadm. výška	0.361	-0.021	0.672	0.603	-0.581	-0.140	-0.151	-0.241

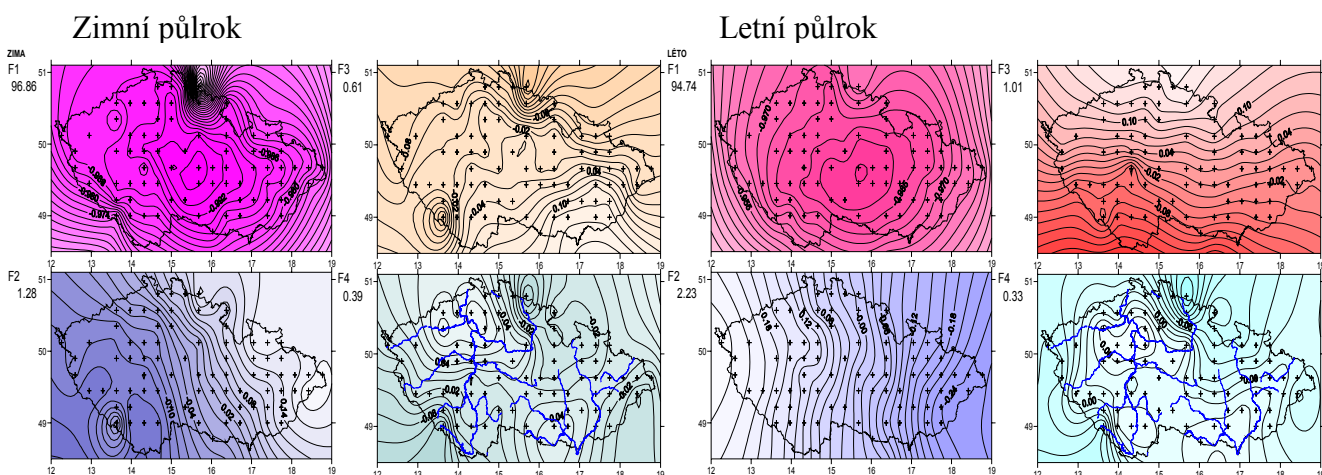
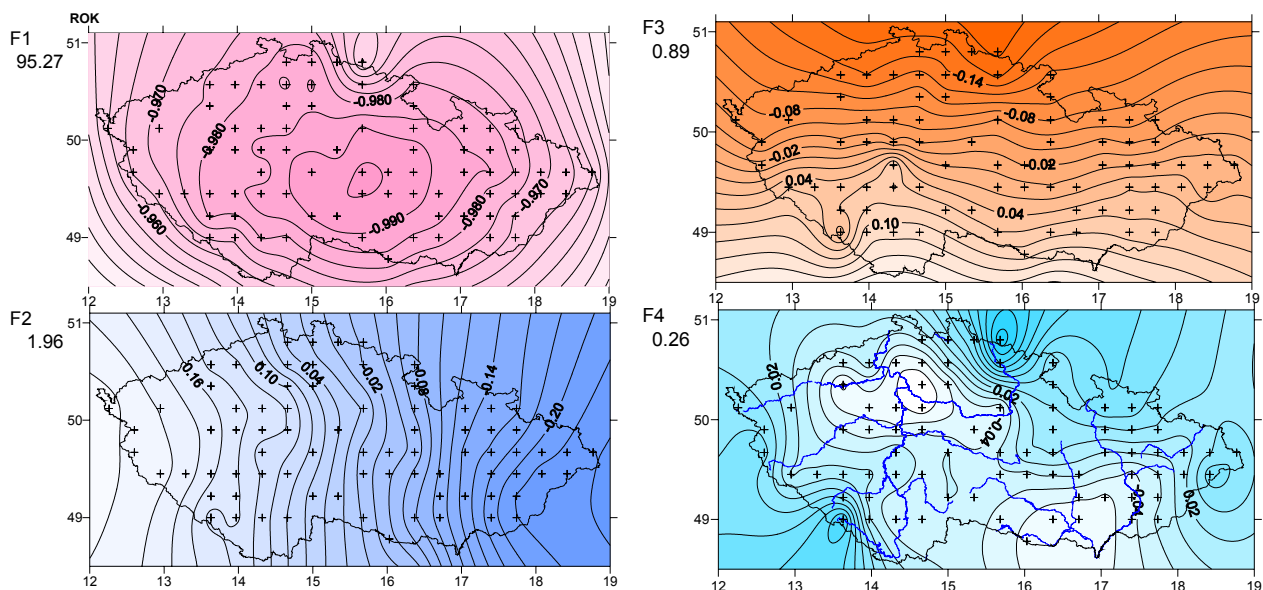
Pokud jde o časové řady (komponentní skóre), korelace první komponenty s AVG ČR (pro výpočet se braly všechny měsíce daného půlroku) je $-0,9998$ pro zimní půlrok a $-0,9994$ pro letní půlrok. Korelace s NAO (podle NOAA, zimní půlrok) je $-0,47$.

Pokud se pro výpočet hlavních komponent použila korelační matice, výsledky byly podobné jako v případě použití standardizovaných údajů (viz následující kapitola).

5.2.6.2 Analýza hlavních komponent, data standardizovaná

Dále byla analýza provedena na datech standardizovaných. Hodnoty každého měsíce byly standardizovány stejně jako u shlukové analýzy tak, aby měly nulový průměr a jednotkovou směrodatnou odchylku (v rámci každého měsíce za zkoumané období 1961-1990). V tomto případě použití kovarianční, resp. korelační matice vede k obdobným výsledkům (stejně jako použití korelační matice pro nestandardizované údaje).

Obr. 5.23 znázorňuje váhy jednotlivých komponent pro použité gridové body. V případě první komponenty (pro rok vysvětluje 95,3% rozptylu) klesají hodnoty vah od středu k okrajům. Takovéto rozložení je důsledkem toho, že teplota vzduchu spolu vysoce koreluje na celém území ČR (v řadách se nachází vysoký podíl společné variability). První komponenta se chová téměř totožně jako průměr všech stanic (průměrná řada teploty vzduchu pro ČR). Vykreslením hodnot prostorových korelačních koeficientů mezi průměrnou řadou ČR a řadami gridových bodů bychom dostali týž obrázek, jenom v případě průměrné řady ČR jsou hodnoty korelací s gridovými body o několik desetín nižší než získané komponentní váhy (tj. korelace řady první komponenty – komponentního skóre – a řad gridů).



Obr. 5.23. Komponentní váhy pro první čtyři hlavní komponenty (F1–F4) spolu s uvedením objasněného rozptylu (v procentech) pro rok (všechny měsíce), zimní a letní půlrok (každý po 6 měsících). Byla použita standardizovaná data v období 1960–1990. Jednotky: desetiny °C

Opět má smysl zabývat se pouze až druhou a následujícími komponentami (první komponenta vyjadřuje pouze společnou variabilitu). Výsledky jsou potom podobné jako v případě použití nestandardizovaných dat a kovarianční matice. V případě analýzy celého roku vysvětluje druhá hlavní komponenta (související se zeměpisnou délkou) 1,96% rozptylu, třetí komponenta (zeměpisná šířka) 0,89% rozptylu a čtvrtá komponenta (nadmořská výška) 0,26% rozptylu. V tab. 5.6 jsou uvedeny pro měsíce zimního, resp. letního půlroku prostorové korelační koeficienty mezi jednotlivými komponentami (váhami) a uvedenými geografickými faktory. V případě ročních hodnot je korelační koeficient mezi druhou hlavní komponentou a zeměpisnou délkou $-0,98$, mezi třetí komponentou a zeměpisnou šířkou $-0,97$ a mezi čtvrtou komponentou a nadmořskou výškou $0,75$.

Tab. 5.6. Prostorové korelační koeficienty mezi jednotlivými komponentními váhami a vybranými charakteristikami gridových bodů. Tučně jsou zvýrazněny korelační koeficienty překračující podle t–testu 0,05 hladinu významnosti

	Hlavní komponenta				Hlavní komponenta			
	1	2	3	4	1	2	3	4
	Zimní půlrok				Letní půlrok			
Zem. délka	0.078	0.891	0.333	0.074	-0.075	-0.984	0.059	0.051
Zem. šířka	-0.416	0.231	-0.742	0.520	-0.412	0.114	0.961	0.021
Nadm. výška	0.075	0.069	-0.666	-0.566	-0.174	0.203	0.182	-0.671

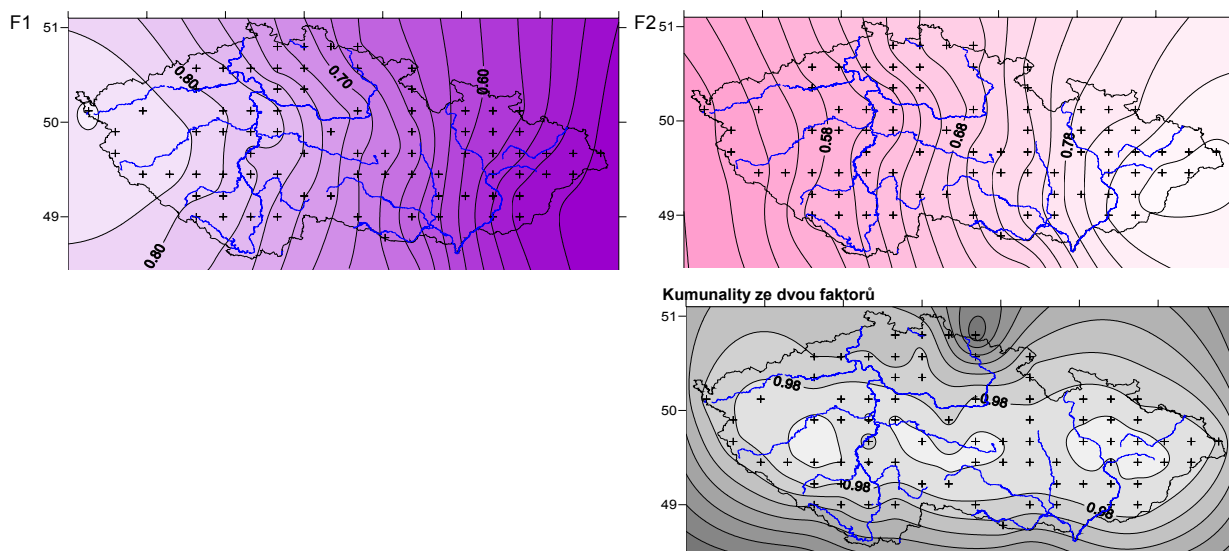
Pokud jde o rozdíl mezi zimním a letním půlrokem, tak z obr. 5.23 a z hodnot prostorových korelačních koeficientů vyplývá, že v případě zimního půlroku je součástí druhé až čtvrté komponenty ještě jiná veličina. Navrženému schématu se vymykají především horské stanice (viz oblast Krkonoš a Šumavy).

Pokud jde o časové řady (komponentní skóre), první komponenta je opět téměř totožná s průměrnou řadou ČR, přičemž korelační koeficient pro rok (použití všech měsíců) mezi první komponentou a průměrnou řadou ČR je $-0,94$.

5.2.6.3 Faktorová analýza

Faktorová analýza bez rotace se shoduje s výsledky analýzy hlavních komponent (při použití korelační matice).

Pokud se použije některá z metod rotace faktorů (otáčí se celým osovým systémem), např. varimax prostý (tato rotace se snaží o to, aby váhy prvního faktoru byly co nejbližší 1, váhy ostatních faktorů blízké 0), viz obr. 5.24, dostaneme další možnosti interpretace „skrytých“ veličin ovlivňujících teplotní pole ČR. Bylo možné získat pouze dva faktory, neboť minimální vlastní číslo matice bylo zvoleno jako 1,0 (méně než jedna nemá smysl uvažovat, neboť faktor potom vysvětluje méně variability než samotná proměnná, kterou zkoumáme). Získané dva faktory ukazují pouze na vliv zeměpisné délky a liší se navzájem směrem poklesu hodnot faktorových zátěží; první faktor se dá označit za oceanitu, druhý za kontinentalitu. Prostorové korelační koeficienty se zeměpisnou délkou jsou pro první faktor 0,94, pro druhý $-0,94$. Pokud jde o analýzu měsíců letního půlroku, dostáváme obdobné výsledky jako pro celý rok. V případě zimního půlroku je stejně jako u metody hlavních komponent opět patrný vliv nejvyšších poloh (Krkonoše a Šumava), další rozdíl spočívá v tom, že u prvního faktoru klesají hodnoty faktorových vah od východu k západu, u druhého od západu k východu (to patrně ukazuje na větší důležitost – vliv přenosu vzduchu z kontinentu než od oceánu).



Obr. 5.24. Faktorová analýza, rok (všechny měsíce), rotace faktorů varimax prostý. Uvedeny jsou první a druhý faktor a komunalita z obou faktorů (tj. kolik variability je faktory vysvětleno)

Faktorová analýza byla vedle gridových bodů provedena ještě pro stanice samotné. Díky tomu bylo možné získat vyšší počet faktorů, neboť teplotní pole není tak shlazené a dobře korelované jako v případě použití gridů. Byly použity také stanice mimo území ČR. Výsledky se liší v závislosti na použití dvou nebo tří faktorů. Např. u roku při použití dvou faktorů dostáváme výsledky stejné jako při použití gridových bodů (viz výše). Při použití tří faktorů pro rok mají první dva faktory podobný charakter jako v předešlém případě, ale je zde navíc vliv nadmořské výšky (výše položené stanice narušují pole). Třetí faktor je špatně interpretovatelný, pole se mění od severu k jihu, je zde rovněž hodně zastoupen vliv nadmořské výšky. V případě letního půlroku je vliv výše ležících stanic méně výrazný. Je zde patrná změna pole faktorových vah ve směru severozápad–východ pro první faktor, východ–západ pro druhý a jih–sever pro třetí faktor. V případě zimního půlroku naopak stanice vyšších poloh více narušují postupnou změnu faktorových vah v prostoru. Pokud se použijí nestandardizovaná data, výsledky jsou obdobné, ale struktura pole je ještě více rozrušena lokálními vlivy.

Problémem uvedených výsledků je to, že první a druhý faktor (popř. třetí) mají podobné váhy (absolutní hodnoty). K tomuto by ale nemělo docházet (viz vysvětlení k rotaci faktorů varimax prostý). Jako ilustrace v této práci však provedená analýza stačí, přičemž v budoucnu autor počítá s jejím dalším rozšířením (podrobnější analýza použitím dalších typů rotace atp.).

Je zřejmé, že všechny výše uvedené výsledky mohou být ovlivněny tvarem studovaného území (výpočty proběhly pro území ČR včetně jeho nejbližšího okolí). V budoucnu by bylo zajímavé porovnat výsledky např. s územím střední nebo dokonce celé Evropy.

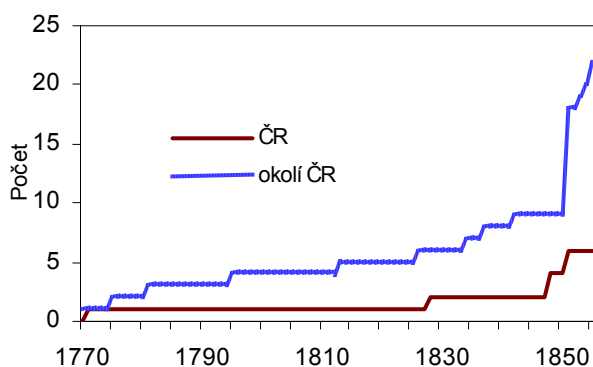
5.3 Analýza průměrné teplotní řady České republiky

5.3.1 Výpočet průměrné teplotní řady

Po homogenizaci a doplnění chybějících hodnot (viz kap. 3.1) byly homogenní teplotní řady (seznam viz příloha 1a) převedeny na anomálie vzhledem k období 1961–1990, a to použitím podobného postupu jako v průběhu homogenizace (viz kap. 3.2.3), kdy řady neměřící v letech 1961–1990 byly převedeny na anomálie pomocí referenčních řad, vypočítaných jako průměr měření 5 nejvíce korelovaných stanic (na anomálie již převedených). Jako hranice korelace byla zvolena hodnota 0,70.

Po převodu řad na anomálie jsou všechny chronologie navzájem porovnatelné, tedy můžeme mezi sebou porovnávat i stanice měřící v různých časových úsecích. Z řad anomálií byla následně vypočtena průměrná řada pro celou ČR a stejným způsobem průměrná řada i pro stanice mimo území ČR (jejich seznam viz příloha 1c). Průměrná řada byla stanovena jako prostý aritmetický průměr všech měření dostupných v daném roce a měsíci (stejným způsobem byla při homogenizaci vypočtena referenční řada ze všech dostupných měření – viz kap. 3.2.4). K výpočtu byly použity pouze řady delší jak 30 let, které mohly být převedeny na anomálie.

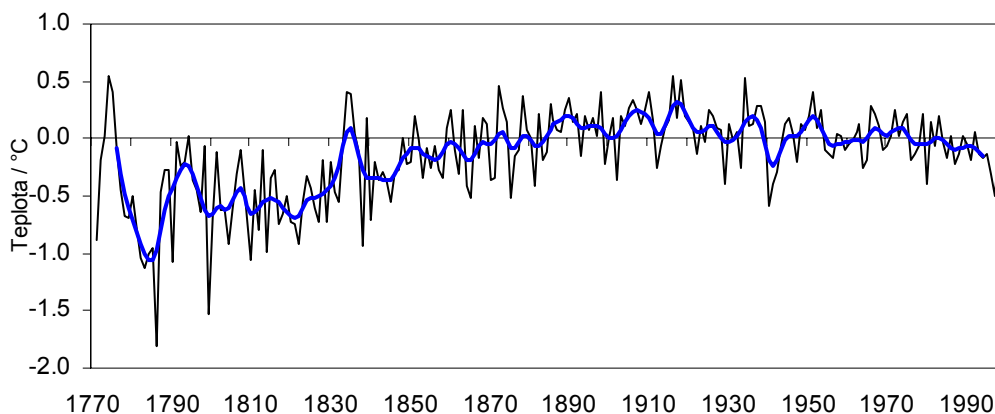
Obr. 5.25 ukazuje počet stanic použitých k výpočtům průměrných řad, a to pro území ČR i pro území mimo ČR, do roku 1855. Na území ČR jsou teprve od roku 1828 k dispozici 2 stanice, od roku



1848 4 stanice, od roku 1951 potom 6 stanic, v následujících letech již dochází k rychlejšímu přírůstku počtu stanic. Pro okolí ČR jsou k dispozici od roku 1775 2 stanice, od roku 1781 3 stanice, od roku 1795 4 stanice atd.

Obr. 5.25. Počet stanic použitých k výpočtu průměrných řad pro ČR a okolí ČR v letech 1770–1855

Začátek průměrné řady pro ČR byl stanoven až na rok 1848. Důvodem byly vedle malého počtu stanic i evidentní nesrovnalosti v řadě při porovnání s průměrnou teplotní řadou z okolí ČR (roční diference viz obr. 5.26). Z diferencí těchto řad totiž jasně vyplývá nespolehlivost pražského Klementina v počátečním období měření: změny v průměru byly z řady v průběhu homogenizace odstraněny (provedené opravy viz příloha 2), bohužel v ní nadále zůstávají např. nehomogenity v rozptylu. Největší rozdíly mezi těmito řadami jsou v zimě, nejmenší na podzim.



Obr. 5.26. Rozdíly v ročních průměrech teploty vzduchu mezi průměrnou řadou ČR a průměrnou řadou z okolí ČR v období 1771–2000. Shlazeno nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let (modře a tučně). Do roku 1828 je řada představována pouze údaji z pražského Klementina

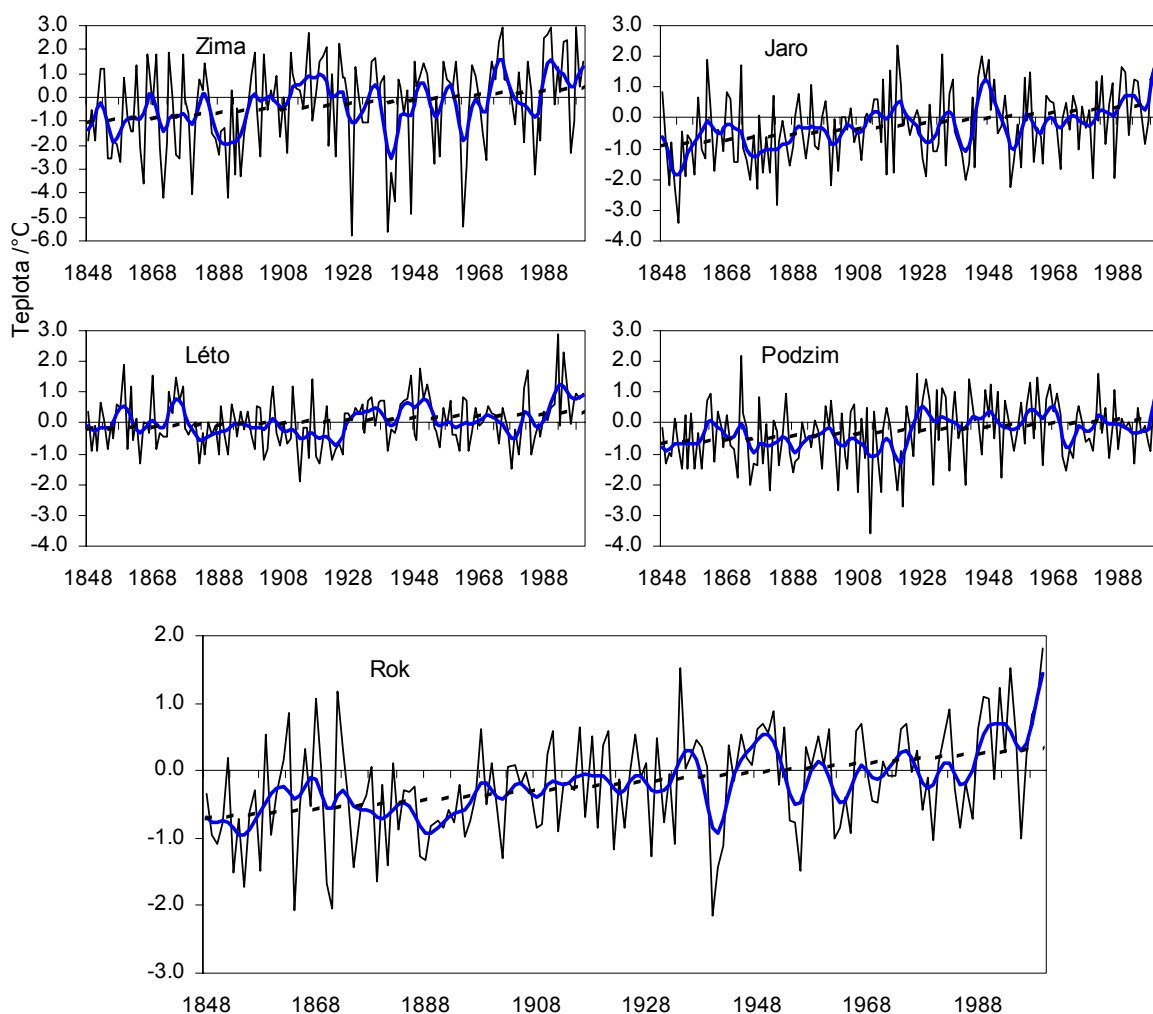
Tab. 5.7 porovnává hodnoty korelačních koeficientů mezi uvedenými řadami pro různá období. Je z ní mj. patrný výrazný nárůst korelačních koeficientů od roku 1828 (resp. 1848). Řada ČR se tedy jeví jako relativně spolehlivá už od roku 1828, kdy ke Klementinu přibyla stanice Děčín – Podmokly. Přesto se průměrná řada pro následující analýzu uvažuje až od roku 1848, kdy jsou k dispozici alespoň 4 stanice pro výpočet průměru.

Tab. 5.7. Korelační koeficienty mezi průměrnými teplotními řadami ČR a okolí ČR pro vybraná období

Období	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok
1771–1999	0,926	0,904	0,838	0,882	0,896
1771–1827	0,860	0,913	0,821	0,802	0,899
1828–1999	0,962	0,940	0,934	0,929	0,953
1771–1847	0,886	0,920	0,816	0,826	0,900
1848–1999	0,975	0,934	0,937	0,929	0,957

5.3.2 Základní statistické charakteristiky průměrné teplotní řady ČR

Kolísání průměrné teplotní řady ČR pro jednotlivé sezóny spolu s lineárními trendy ukazuje obr. 5.27. Tab. 5.8 potom udává hodnoty těchto trendů pro jednotlivé měsíce, sezóny a rok. Zatímco jejich hodnoty pro sezóny a rok jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ všechny statisticky významné, pro jednotlivé měsíce jsou významné pouze pro leden, březen, duben, červenec, listopad a prosinec (tedy převážně zimní a jarní měsíce).



Obr. 5.27. Kolísání anomálií teploty vzduchu průměrné řady ČR (referenční období 1961–1990) pro sezóny a rok v období 1848–2000. Shlazeno nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let (modře a tučně) s vyznačením lineárního trendu (čárkovaně).

Tab. 5.8. Hodnoty lineárních trendů (°C) přepočtené na 100 let pro průměrnou řadu ČR v období 1848–2000. Tučně jsou vyjádřeny statisticky významné trendy na hladině významnosti $\alpha = 0,05$

Měsíc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Trend	1.17	0.47	1.22	0.64	0.79	0.13	0.39	0.56	0.30	0.22	1.06	1.29
Období	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok							
Trend	0.96	0.88	0.36	0.52	0.69							

Hodnoty lineárních trendů u teplotní řady severní polokoule (1856–2000, Jones et al., 2001) jsou oproti ČR nižší, v zimě a na jaře je jejich hodnota téměř poloviční. Nejvyšší hodnota se vyskytuje rovněž v zimě (0,51 °C na 100 let), nejnižší v létě (0,27 °C na 100 let), pro jaro a podzim jsou hodnoty srovnatelné (0,43, resp. 0,42 °C na 100 let), pro roční průměry je hodnota trendu 0,42 °C na 100 let. Hodnoty jsou statisticky významné v roce a ve všech sezónách a na rozdíl od průměrné řady ČR také ve všech měsících ($\alpha = 0,05$).

Základní statistické charakteristiky průměrné teplotní řady ČR (1848–2000) pro jednotlivé měsíce, sezóny a rok uvádí tab. 5.9. Průměrné hodnoty anomálií (tj. odchylek vzhledem k období 1961–1990) jsou s výjimkou letních měsíců záporné, což je dáno nižšími teplotami před rokem 1961. Nejnižší průměry anomálií se vyskytují v zimě, především díky nízkým extrémním hodnotám. Průměry anomálií pro jednotlivá období byly rozvedeny v kapitole 5.2.1. Směrodatná odchylka průměrné roční teploty vzduchu je ve zpracovávaném období 0,78 °C, přičemž nejnižší je v letním období (0,80 °C) a nejvyšší v zimním (1,89 °C). V letním období je pro rozdělení teplot typický kladný koeficient asymetrie (0,42), přičemž na jaře je nulový, na podzim a v zimě je záporný (nejnižší je v zimě –0,63) a pro roční průměry je jeho hodnota –0,11. Většinou záporné hodnoty koeficientu asymetrie jsou dané především tím, že v řadách se vyskytuje množství nízkých extrémních hodnot. Koeficient špičatosti je nejnižší na jaře (–0,51), nejvyšší v létě (0,42), pro roční teploty je roven –0,24. Záporné hodnoty koeficientu špičatosti znamenají, že rozdělení hodnot je relativně plošší než je tomu u normálního rozdělení.

Tab. 5.9. Vybrané statistické charakteristiky měsíčních, sezónních a ročních teplotních anomálií (referenční období 1961–1990) průměrné řady ČR v období 1848–2000. Jednotky: °C

Statist. charakteristiky	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Průměr	-0.22	-0.37	-0.44	-0.20	-0.15	0.02	0.15	0.02	-0.09	-0.32	-0.43	-0.36
Směrodatná odchylka	2.86	2.94	2.19	1.69	1.66	1.31	1.30	1.21	1.42	1.59	1.84	2.40
Rozptyl	8.18	8.63	4.80	2.85	2.77	1.72	1.69	1.47	2.02	2.51	3.38	5.76
Koeficient asymetrie	-0.48	-1.02	-0.22	0.09	-0.15	-0.03	0.15	0.47	-0.02	-0.12	-0.13	-0.79
Koeficient špičatosti	0.01	1.32	-0.85	-0.66	-0.26	-0.21	-0.05	0.48	0.58	-0.01	-0.13	0.98
Minimum	-8.5	-11.5	-5.8	-3.7	-4.2	-4.0	-2.8	-2.6	-4.8	-4.6	-6.3	-9.3
Výskyt	1942	1929	1853	1929	1876	1923	1913	1940	1912	1905	1858	1879
Maximum	5.3	4.9	3.7	3.8	3.7	2.9	4.2	4.7	4.0	4.1	4.5	5.0
Výskyt	1921	1966	1990	2000	^{1868,} 1889	1889	1994	1992	1947	1907	1926	1934
1. decil (10%)	-4.1	-4.8	-3.5	-2.5	-2.5	-1.6	-1.6	-1.5	-1.9	-2.3	-2.9	-3.8
1. kvartil (25%)	-2.0	-1.6	-2.1	-1.4	-1.3	-0.9	-0.7	-0.9	-0.9	-1.5	-1.7	-1.6
Medián	-0.1	0.0	-0.3	-0.3	0.0	0.1	0.2	0.1	-0.1	-0.3	-0.4	-0.1
3. kvartil (75%)	1.9	1.6	1.2	1.1	0.9	0.9	1.0	0.7	0.8	0.7	1.0	1.2
9. decil (90%)	3.1	2.8	2.4	2.0	1.8	1.9	1.7	1.7	1.6	1.7	1.9	2.5
Lin. trend	0.012	0.005	0.012	0.006	0.008	0.001	0.004	0.006	0.003	0.002	0.011	0.013

Statist. charakteristiky	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok
Průměr	-0.32	-0.26	0.07	-0.28	-0.20
Směrodatná odchylka	1.89	1.18	0.81	1.03	0.78
Rozptyl	3.55	1.39	0.65	1.05	0.61
Koeficient asymetrie	-0.64	0.06	0.42	-0.25	-0.12
Koeficient špičatosti	0.04	-0.53	0.40	-0.10	-0.27
Minimum	-5.8	-3.4	-1.9	-3.6	-2.1
Výskyt	1929	1853	1913	1912	1940
Maximum	2.9	2.5	2.9	2.2	1.8
Výskyt	^{1975, 1990,} 1998	2000	1992	1872	2000
1. decil (10%)	-2.7	-1.8	-0.9	-1.5	-1.3
1. kvartil (25%)	-1.7	-1.1	-0.5	-1.1	-0.8
Medián	-0.1	-0.3	0.0	-0.2	-0.2
3. kvartil (75%)	1.1	0.6	0.6	0.5	0.4
9. decil (90%)	1.8	1.3	1.1	1.0	0.7
Lin. trend	0.010	0.009	0.004	0.005	0.007

Tab. 5.10 udává hodnoty korelačních koeficientů mezi řadami ročních a sezónních průměrů teploty vzduchu v rámci průměrné řady ČR a pro srovnání také v rámci průměrné řady severní polokoule (Jones et al., 2001). Korelační koeficienty jsou u řady severní polokoule ve všech případech statisticky významné ($\alpha = 0,05$), tedy jak mezi rokem a sezónami, tak mezi sezónami samotnými. U průměrné řady ČR je tomu jinak, statisticky významná vazba byla prokázána mezi rokem a všemi sezónami, dále mezi zimou a jarem, jarem a podzimem. Nejlépe korelují roční hodnoty s jarem (0,73 u řady ČR, 0,91 u řady severní polokoule), u průměrné řady ČR je to dále rok se zimou (0,61), rok s podzimem (0,46), rok s létem (0,42). U průměrné řady severní polokoule nejsou mezi hodnotami korelačních koeficientů pro rok a jednotlivé sezóny tak velké rozdíly jako je tomu u průměrné řady ČR.

V řadách přítomná trendová složka má vliv na výsledky korelační analýzy (viz kap. 4.1.1), proto jsou v tabulce dále uvedeny korelační koeficienty pro řady shlazené vysokofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 50 let. Hodnoty korelačních koeficientů jsou v tomto případě nižší, především u řady severní polokoule (s výraznou trendovou složkou v původní řadě). V případě průměrné řady ČR jsou statisticky významné korelační koeficienty mezi rokem a všemi sezónami a dále už jenom mezi zimou a jarem.

Velmi slabá nebo žádná vazba mezi jednotlivými sezónami u průměrné řady ČR vede k závěru, že v různých částech roku se významně mění působení jednotlivých klimatotvorných faktorů a tím i jejich vliv na formování teplotního pole (tento vliv je kvantifikován v kap. 5.3.5.2). Naproti tomu u průměrné řady severní polokoule spolu vcelku dobře korelují vždy sousední sezóny (v případě řad s odstraněnou trendovou složkou je to 0,42 pro dvojici zima–jaro, 0,55 pro jaro–léto i léto–podzim).

Tab. 5.10. Korelační koeficienty mezi řadami ročních a sezónních průměrů teploty vzduchu, pro průměrnou řadu ČR (1848–2000) a průměrnou řadu severní polokoule (1856–2000, Jones et al., 2001), pro původní řady a pro řady shlazené vysokofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 50 let. Tučně jsou zvýrazněny korelační koeficienty, které jsou podle t–testu statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$

Průměrná řada ČR (1849-2000)						Průměrná řada Severní polokoule (1857-2000)					
Původní hodnoty:						Původní hodnoty:					
	rok	zima	jaro	léto	podzim		rok	zima	jaro	léto	podzim
rok	1	0.61	0.73	0.42	0.46	rok	1	0.82	0.91	0.87	0.89
zima	0.61	1	0.32	0.11	-0.07	zima	0.82	1	0.73	0.59	0.63
jaro	0.73	0.32	1	0.15	0.20	jaro	0.91	0.73	1	0.78	0.72
léto	0.42	0.11	0.15	1	0.15	léto	0.87	0.59	0.78	1	0.75
podzim	0.46	-0.07	0.20	0.15	1	podzim	0.89	0.63	0.72	0.75	1
Hodnoty po odstranění trendu:						Hodnoty po odstranění trendu:					
	rok	zima	jaro	léto	podzim		rok	zima	jaro	léto	podzim
rok	1	0.58	0.69	0.36	0.44	rok	1	0.61	0.76	0.75	0.73
zima	0.58	1	0.25	0.09	-0.09	zima	0.61	1	0.42	0.22	0.22
jaro	0.69	0.25	1	0.08	0.15	jaro	0.76	0.42	1	0.55	0.36
léto	0.36	0.09	0.08	1	0.07	léto	0.75	0.22	0.55	1	0.55
podzim	0.44	-0.09	0.15	0.07	1	podzim	0.73	0.22	0.36	0.55	1

5.3.3 Analýza cykličnosti

Pomocí spektrální analýzy (teorie spektrální analýzy je popsána např. in Mitchell et al., 1966, Brázdil, 1986, Schönwiese, 1985 nebo in Štěpánek, 1998, její obecné principy jsou uvedeny v kap. 4.2) byly v průměrné řadě teploty vzduchu pro ČR hledány statisticky významné cykly (na hladině významnosti $\alpha = 0,05$). Byla použita metoda MESA (Maximum Entropy Spectrum Analysis). Vývoj jednotlivých cyklů v čase byl analyzován pomocí dynamické MESA.

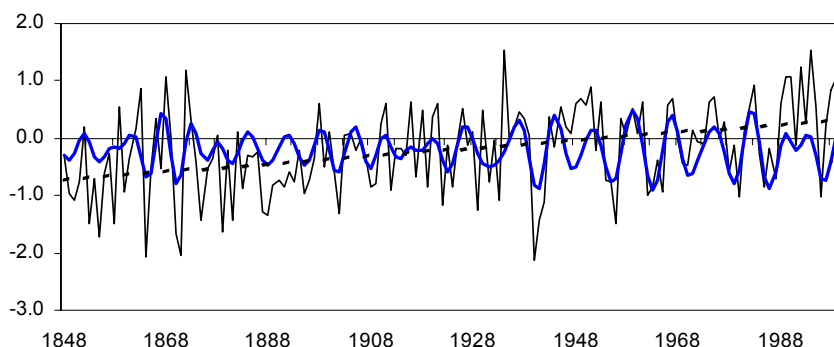
Obr. 5.31, graf vpravo nahoře, podává informaci o cyklech ročních a sezónních teplotních anomálií průměrné řady ČR. Odhady spektrální hustoty na ose y (určující intenzitu, s jakou je určitá periodická složka zastoupena v dané řadě) jsou udány v procentech rozptylu vysvětleného danou spojitou oblastí délek period. V tomto případě je počet vypočtených frekvencí 500, maximální posun autokorelace byl zvolen $M = 30$. Statisticky významné cykly ($\alpha = 0,05$) pro jednotlivé sezóny a rok zachycuje tab. 5.11.

Tab. 5.11. Statisticky významné ($\alpha = 0,05$) cykly (v rocích) pro jednotlivé sezóny a rok pro průměrnou teplotní řadu ČR v období 1848–2000. *Inf.* znamená cyklus nekonečné délky, tj. trend

Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok
120,0	inf	60,0	inf	inf
	26,7			
18,5	12,6	18,5		
7,7				7,7
5,6		6,0		5,5
	4,4	4,1	4,9	
2,6	3,3	3,1	2,6	
2,3	2,3		2,3	2,3
		2,2	2,1	

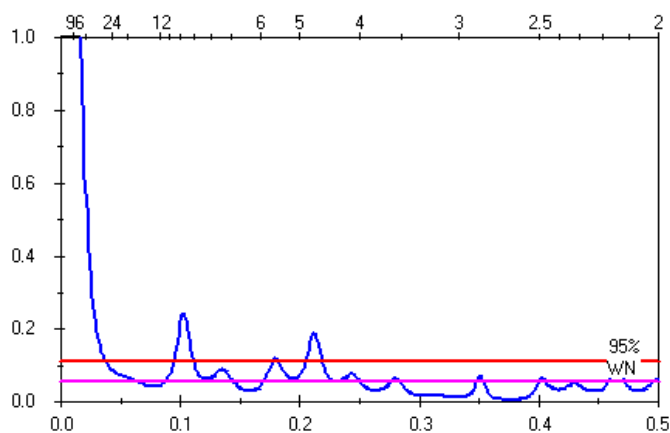
V případě ročních hodnot se v řadě vyskytují statisticky významné cykly s délkami 7,7, 5,5, 2,3 roků a cyklus nekonečné délky (trend), který je zastoupen největší spektrální hustotou. Trend je jako cyklus s největší intenzitou zastoupen v rámci sezón pouze u jara, což je dáno zjevně výrazným vzestupem jarních teplot vzduchu v posledních letech. V případě zimy připadá nejvyšší intenzita na cyklus délky 7,7 roků, který je hodně výrazný též u ročních hodnot. U jara je vedle trendu výraznější i cyklus délky 12,6 roků. U léta jsou nejvýraznější 60letý a 2,2letý cyklus, u podzimu trend a 2,6, resp. 2,1letý cyklus.

Pro názornost je uveden obr. 5.28 ukazující roční teplotní anomálie průměrné řady ČR shlazené osmiletým pásmovým filtrem. Je z něj patrné, jak je osmiletý cyklus v řadě vyjádřen. Popis metody pásmové filtrace je uveden v kap. 4.2.4.1.



Obr. 5.28. Kolísání ročních teplotních anomálií průměrné řady ČR v období 1848–2000, shlazených 8letým pásmovým filtrem (modře a tučně) s vyznačením lineárního trendu (čárkovaně)

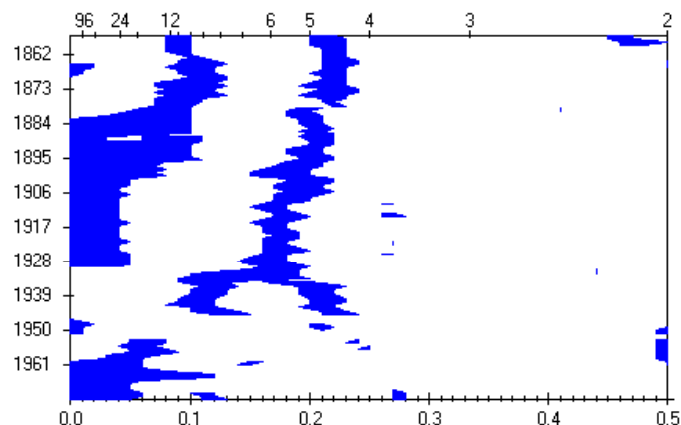
Výsledky získané analýzou průměrné řady ČR lze porovnat s jinými teplotními řadami. U průměrné řady severní polokoule (podle Jonese et al., 2001, období 1856–2000) byl jako statisticky významný detekován trend a dále cykly v délkách 9,8, 5,6 a 4,7 roků (viz obr. 5.29). S detekcemi cyklů v průměrné řadě ČR se tedy shoduje pouze cyklus délky 5,5 roků. Rovněž ojediněle byla nalezena shoda v rámci sezón. Pokud jde o porovnání s jinými teplotními řadami z oblasti střední Evropy, výsledky se již shodují. Např. podle Brázdila (1991) je v řadách střední Evropy zcela dominující kvazidouletá oscilace a dále značná část stanic vykazuje cyklus délky kolem 7,7 roků.



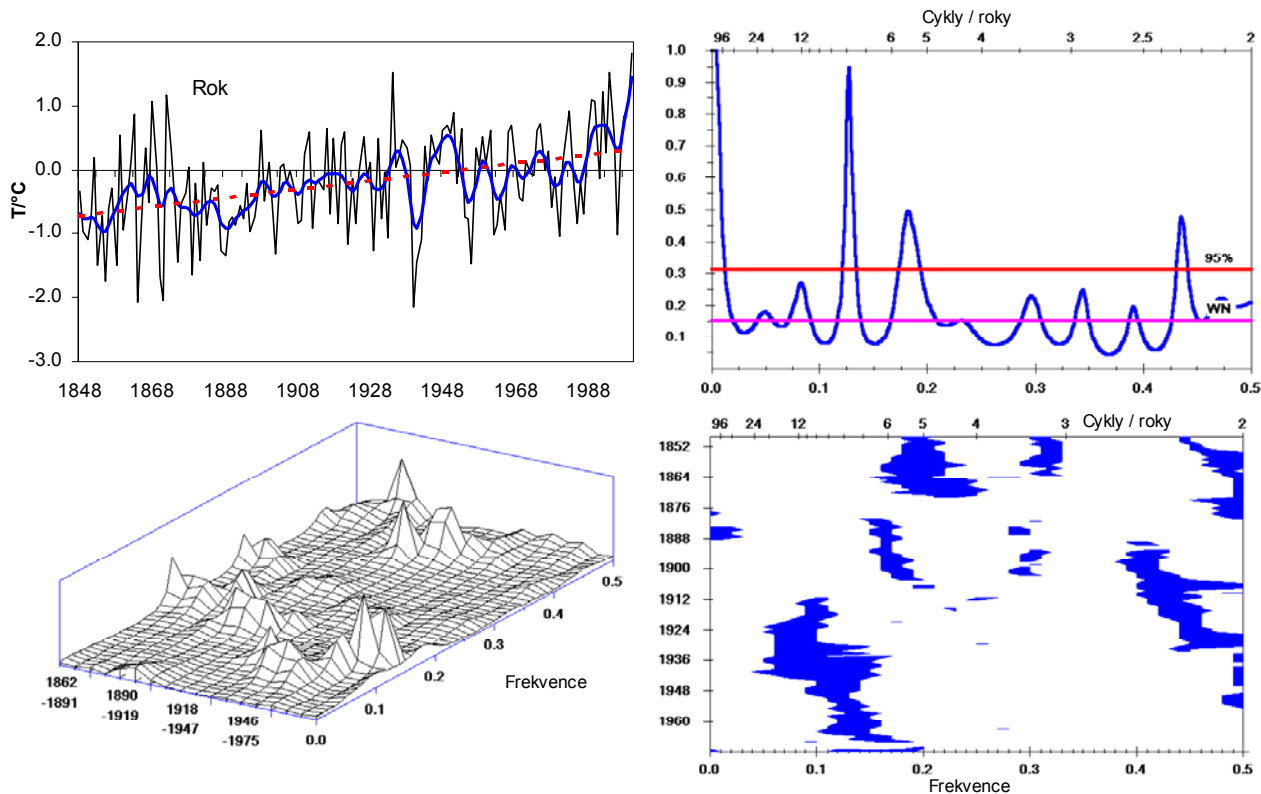
Obr. 5.29. Odhady spektrální hustoty podle metody MESA pro roční teplotní anomálie průměrné řady severní polokoule (podle Jonese), období 1856–2000. Maximální posun autokorelace $M = 30$. WN označuje bílý šum, 95% hladinu významnosti $\alpha = 0,05$

Vývoj cyklů v čase lze analyzovat pomocí dynamické MESA (její popis viz kap. 4.2.2). Jednotlivé výpočty MESA byly počítány pro klouzavá 30letá období. Výsledek pro roční a sezónní teplotní anomálie průměrné řady ČR ukazuje obr. 5.31. V ročních hodnotách se cyklus s délkou 7,7 roků vyskytuje pouze ve 20. století, přičemž se transformoval z cyklu s původní délkou 12–18 roků. Naopak cyklus s délkou 5–5,5 roků se vyskytoval pouze v první polovině zkoumané řady. Pokud jde o kvazidouletou oscilaci, délka i výskyt cyklů je variabilní. Tak cyklus s délkou 2,3 roků se vyskytuje v první polovině 20. století, přičemž předtím i potom je patrná pouze kratší délka cyklu. V případě zimy jsou výsledky podobné jako u roku: na začátku řady se vyskytují cykly s délkou 3–6 roků, uprostřed řady méně intenzivní zhruba 5letý cyklus, na konci řady 5–12leté cykly, ve dvou třetinách cyklus s délkou 2,3–2,4 roků. Podobně je tomu také u jara (na začátku 3–5letý, na konci 6–12letý cyklus), ale nejkratší cykly se postupně mění od 2 po 2,5 roku. U léta je výrazný 12–24letý cyklus na začátku a 3–4letý, resp. 5–6letý cyklus v první třetině řady. Na podzim zase po celé období převládaly cykly s délkami 2–4 roků.

U průměrné řady severní polokoule (podle Jonese et al., 2001, období 1856–2000) lze v ročních hodnotách rovněž sledovat transformaci původně 4–5letého cyklu na delší cykly (viz obr. 5.30). V roce a ve všech sezónách kromě jara je silně zastoupena trendová složka (v polovině a na konci sledovaného období). V zimě a v létě je patrné prodlužování délek cyklů, na jaře stagnace, na podzim dokonce zkracování u kratších délek (délky menší než 7 roků), u nejdelších cyklů (nad 12 roků) dochází ale naopak opět k prodlužování.

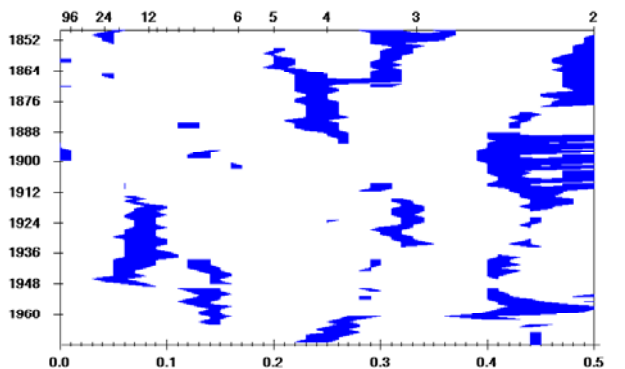
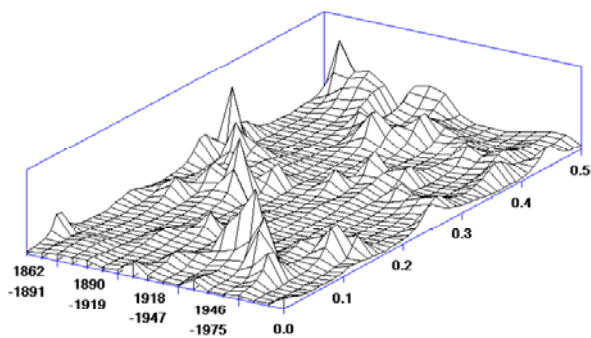
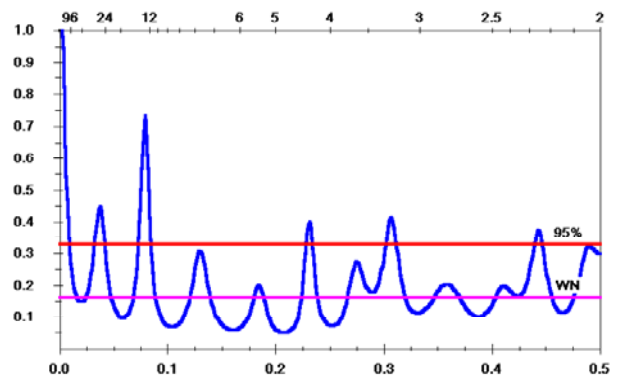
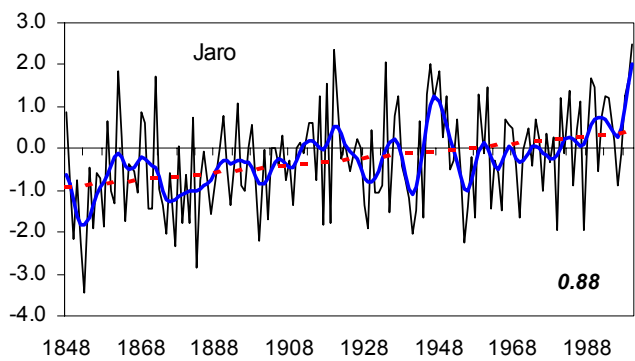
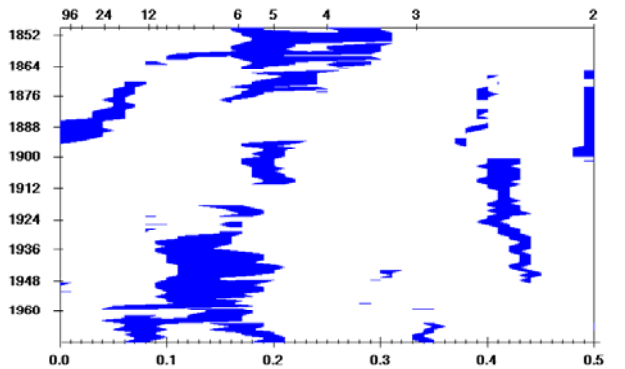
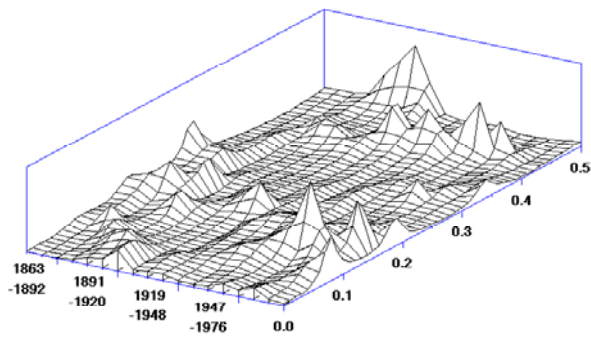
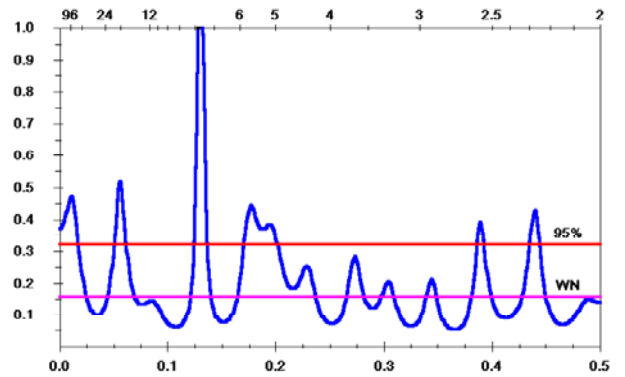
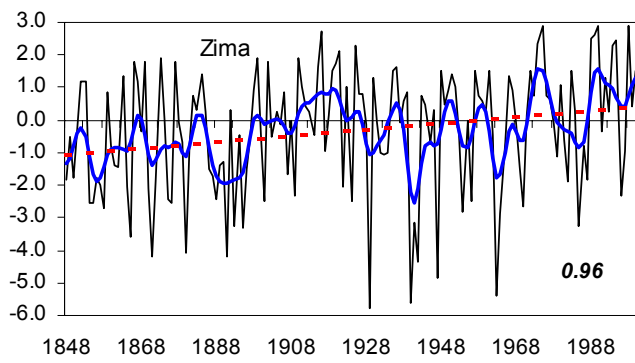


Obr. 5.30. Dynamická MESA ročních teplotních anomálií průměrné řady severní polokoule (podle Jonese et al., 2001), období 1856–2000. 2D varianta znázornění, pouze pro statisticky významné cykly ($\alpha = 0,05$). Každý krok je proveden pro období délkv 30 let a maximální posun $M = 10$

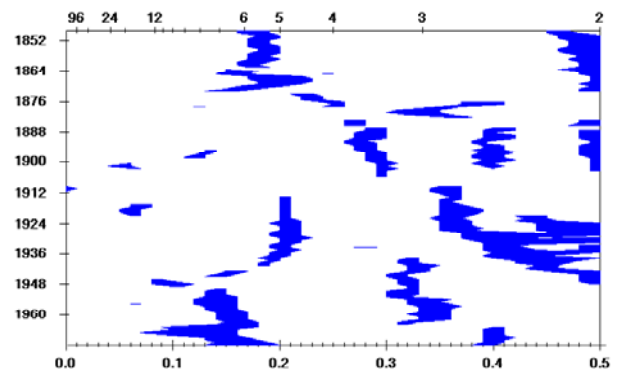
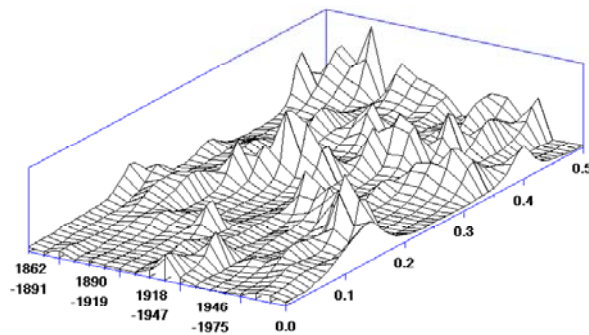
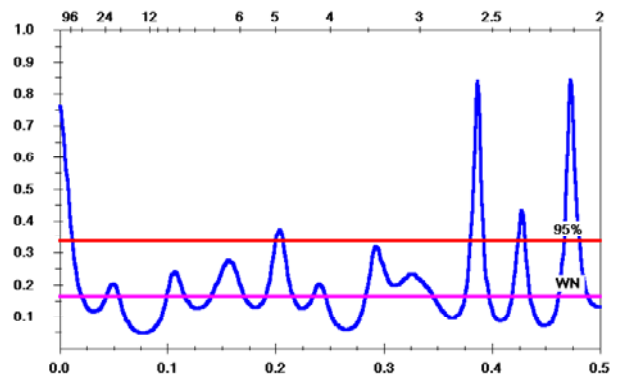
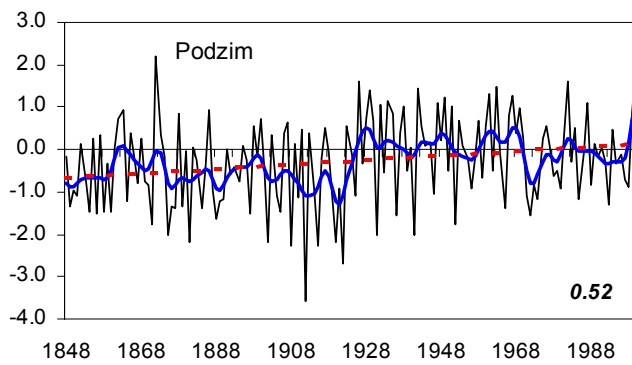
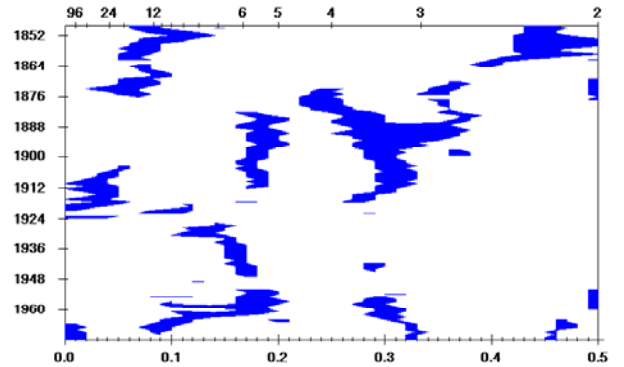
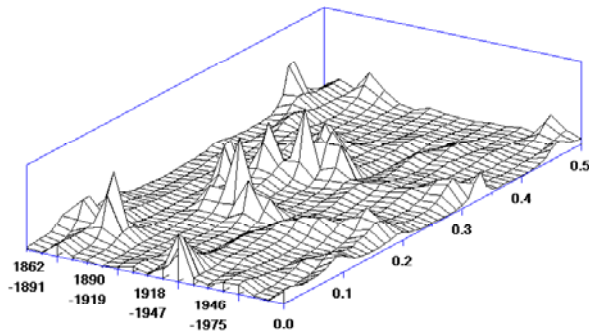
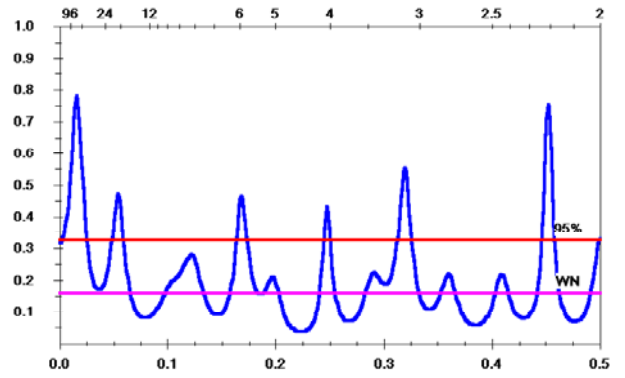
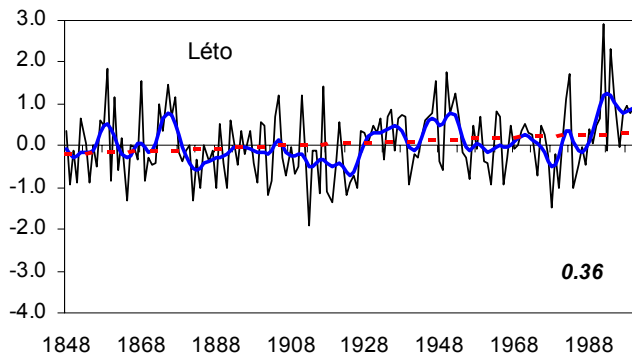


Obr. 5.31. Kolísání teploty vzduchu a spektrální analýza (MESA) pro teplotní anomálie průměrné řady ČR pro rok a jednotlivé sezóny. Období 1848–2000

Vysvětlivky: vlevo nahoře: kolísání teploty vzduchu průměrné řady ČR (odchylky od období 1961–1990). Shlazené nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let (tučně) a proložena spojnicí trendu (čárkovaně). Vpravo nahoře: odhady spektrální hustoty podle metody MESA, délka filtru $M=30$. *WN* označuje bílý šum, 95% hladinu významnosti $\alpha = 0,05$. Vlevo dole: dynamická MESA, 3D varianta znázornění. Klouzavá období mají délku 30 let, posun začátků období je po 7 letech, maximální posun autokorelace $M=10$. Vpravo dole: dynamická MESA, 2D varianta znázornění, pouze pro statisticky významné cykly ($\alpha = 0,05$), klouzavá období mají délku 30 let, na ose je popsán pouze začátek daného 30letého období, maximální posun autokorelace $M=10$



Obr. 5.31. Pokračování



Obr. 5.31. Pokračování

5.3.4 Vztah mezi kolísáním teploty vzduchu v ČR a teplotní řadou severní polokoule

V tab. 5.12 jsou uvedeny hodnoty korelačních koeficientů mezi průměrnou řadou ČR a řadou severní polokoule (podle Jonese et al., 2001). Řady spolu nejlépe korelují s nulovým posunem (koeficienty vzájemné korelace). Pro roční průměry teploty vzduchu je hodnota korelačního koeficientu 0,465, v rámci sezón spolu řady korelují nejlépe v létě (0,405), nejméně v zimě (0,332). Všechny hodnoty, včetně měsíčních, jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Pro posouzení společného kolísání bez trendové složky, která je v obou řadách významně zastoupena, z řad byly odfiltrovány cykly delší než 50 roků (použitím vysokofrekvenčního Gaussova filtru pro 50 let). Hodnoty korelačních koeficientů jsou potom samozřejmě nižší (především v roce a v létě), ale stále staticky významné pro rok a všechny sezóny a také pro všechny měsíce kromě července. Společného rozptylu je přesto v průměrných řadách ČR a severní polokoule relativně málo, např. pro roční průměry je koeficient determinace 0,216, pro řady bez trendu je to dokonce 0,112.

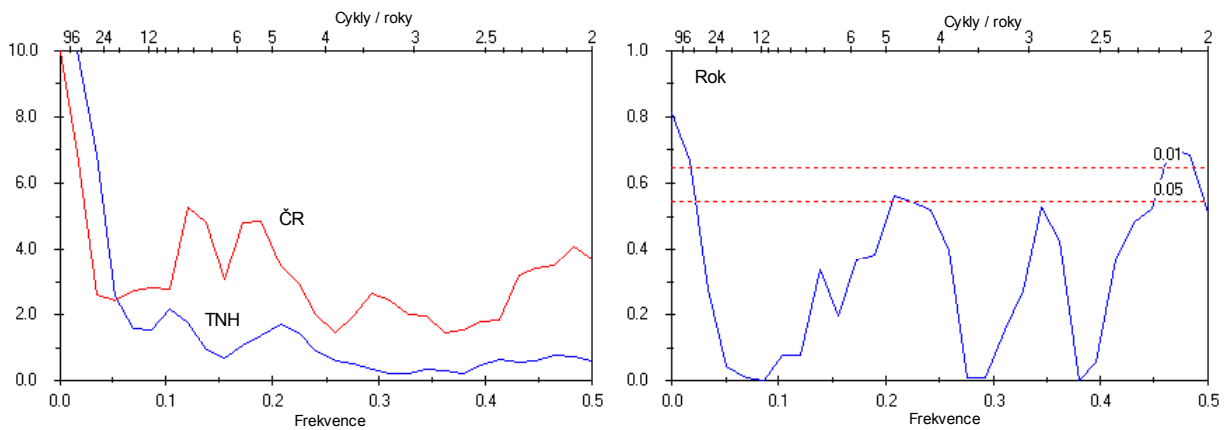
Další výsledky porovnání obou teplotních řad (řady shlazené nízkofrekvenčním filtrem) jsou uvedeny v rámci kap. 5.3.5. Hodnoty korelačních koeficientů jsou v tomto případě naopak vyšší než u původních řad.

Tab. 5.12. Korelační koeficienty mezi průměrnou teplotní řadou ČR a průměrnou teplotní řadou severní polokoule (Jones et al., 2001), pro původní řady a pro řady shlazené vysokofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 50 let. Všechny hodnoty korelačních koeficientů kromě července (řady bez trendu) jsou podle t–testu statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$

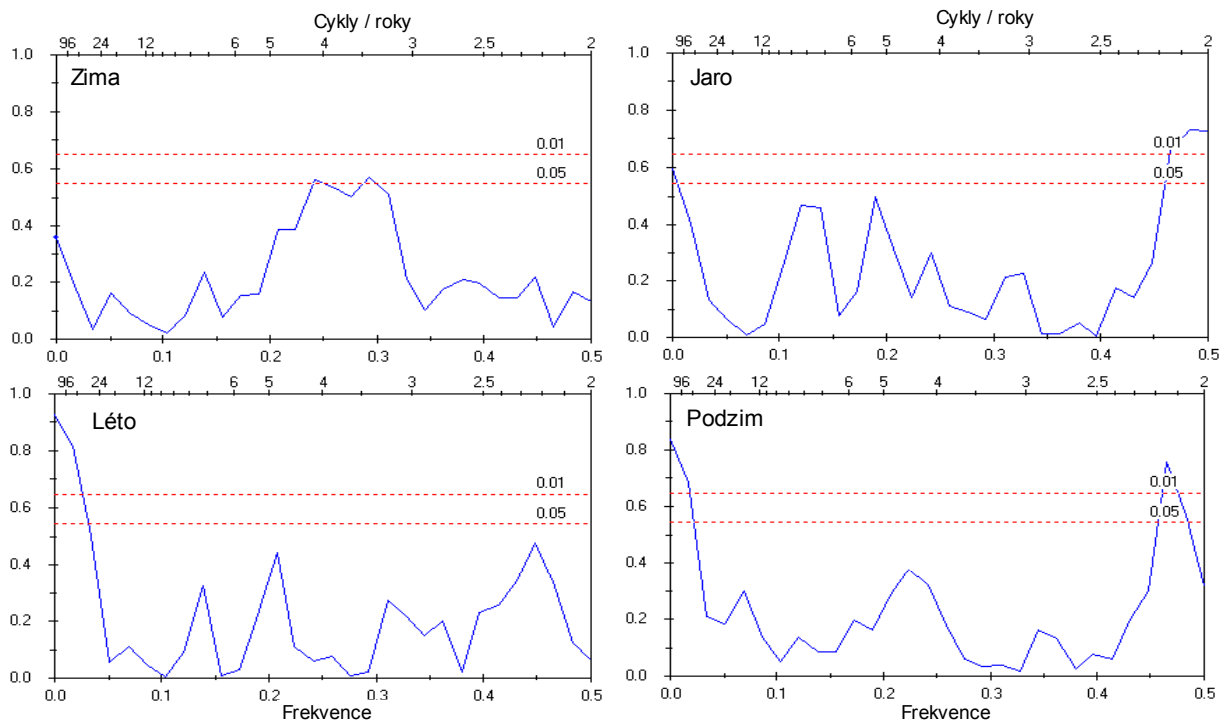
Měsíc	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Původní řady	0.462	0.383	0.364	0.287	0.324	0.313	0.250	0.351	0.251	0.213	0.479	0.244
Řady bez trendu	0.473	0.430	0.388	0.191	0.310	0.330	0.147	0.168	0.179	0.199	0.425	0.218
Období	Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok							
Původní řady	0.332	0.392	0.405	0.383	0.465							
Řady bez trendu	0.321	0.322	0.227	0.296	0.336							

Dále bylo v průměrných řadách ČR a severní polokoule studováno společné kolísání pomocí spektrální analýzy (metody jsou popsány v kap. 4.2.3). Spektrálních odhadů byly pro uvedené analýzy získány podle metody Blackmana a Tukeyho.

Hodnoty kospektra jsou pro roční hodnoty a většinu délek period podle očekávání kladné, to indikuje stejnou fázi kolísání obou řad, totéž platí i pro sezóny. Hodnoty kvadratického spektra jsou nízké a oscilují v roce i sezónách kolem nulové hodnoty, pouze u zimy jsou přes relativně delší oblast délek cyklů pro nejdelší a nejkratší periody kladné, tzn. že hodnoty řady severní polokoule předbíhají hodnoty řady ČR. Pro analýzu závislostí v rámci jednotlivých periodických složek obou studovaných řad byla použita koherenční analýza. Vysoce spolu korelují trendové složky u roku, léta a podzimu, dále cykly s nejkratšími délkami u roku, jara a podzimu (viz obr. 5.32 a 5.33). Dále jsou statisticky významné ($\alpha = 0,05$) už jenom cyklus s délkou 4,8 roků u roku a cykly s délkou 3,4 a 4,1 roků u zimy.



Obr. 5.32. Nalevo: spektrální analýza (spektrální odhady podle Blackmana a Tukeyho) pro roční průměry průměrné řady ČR (ČR) a průměrné řady severní polokoule (TNH), $M=29$, spektrální odhady vyjádřeny v procentech vysvětleného rozptylu. Napravo: koherenční analýza (Blackman a Tukey) pro tytéž řady, $M=29$



Obr. 5.33. Koherenční analýza (spektrální odhady podle Blackmana a Tukeyho) pro průměrnou řadu ČR a pro průměrnou řadu severní polokoule, $M=29$, pro jednotlivé sezóny

5.3.5 Aproximace teplotních řad modelem vícenásobné lineární regrese

V poslední době se v souvislosti se studiem možné změny klimatu na Zemi věnuje značná pozornost posouzení vlivu přirozených klimatotvorných faktorů v porovnání s vlivy souvisejícími s činností člověka. Je jasné, že antropogenní a přirozené faktory působí společně, takže antropogenní klimatický signál může být detekován pouze v případě, že můžeme vysvětlit větší část celkové klimatické variability a separovat projev antropogenního působení od zbývající variability.

Odezva klimatu na působení různých klimatotvorných faktorů může být simulována např. klimatickými modely. Je ovšem dosti důležité prokázat klimatickou odezvu zvyšujících se koncentrací skleníkových plynů v zemské atmosféře, projektovanou klimatickými modely, pomocí vlastních klimatologických pozorování. Prvním přiblížením tomuto problému může být pohled na dostatečně dlouhou časovou řadu pozorovaných klimatických dat, nejlépe průměrovaných pro větší území, čímž se redukuje přirozená variabilita nebo „šum“ této řady.

Jedním ze způsobů, jak lze tento problém řešit, nabízí např. model vícenásobné lineární regrese:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_i$$

kde y je predikant, x_i jsou prediktory a b_i jsou regresní koeficienty ($i = 0, 1, \dots, k$). Do tohoto modelu se jako prediktory většinou zahrnují následující parametry klimatotvorných faktorů: koncentrace ekvivalentního CO_2 , indexy vulkanické aktivity, charakteristiky sluneční aktivity, indexy jevu El Niño/Jižní oscilace (ENSO). Jako predikant se v modelu používají globální řady teploty vzduchu při zemi, ve stratosféře nebo na mořské hladině. Časové řady parametrů se někdy shlazují nízkofrekvenčním filtrem, navíc některé parametry se používají fázově posunuty. Tyto posuny vycházejí z křížové korelační analýzy a činí většinou několik let v případě vulkanické aktivity, ale zhruba 20–25 let v případě koncentrací CO_2 (Schönwiese, 1989).

Jednoduchý model lineární vícenásobné regrese může být tedy v návaznosti na předcházející konstatování vyjádřen jako:

$$A = b_0 + b_1 S + b_2 V + b_3 C + b_4 E$$

kde A je klimatický prvek (tedy např. teplota vzduchu), S parametr sluneční aktivity, V vulkanický parametr, C koncentrace CO_2 , E parametr ENSO. Parametry S , V , C a E se většinou různě obměňují (ale vždy se používá pouze jeden parametr daného faktoru ve zpracovávané regresi).

Jakmile známe regresní koeficienty, lze odhadnout klimatické signály odpovídající působení jednotlivých faktorů. Tyto signály popisují klimatickou odezvu na daný působící faktor. Např. odhad teplotního signálu A způsobeného vulkanickou aktivitou můžeme vypočítat ze vztahu:

$$A = A_{\max} - A_{\min} = f(\bar{S}, V_{\max}, \bar{C}, \bar{E}) - f(\bar{S}, V_{\min}, \bar{C}, \bar{E}),$$

kde \bar{S} , \bar{C} , \bar{E} jsou dlouhodobé průměry daných parametrů, V_{\max} a V_{\min} jsou maximální a minimální hodnoty daného parametru vulkanické aktivity. Podobně můžeme vypočítat signály popisující odezvu na sluneční činnost, koncentraci CO_2 a ENSO (Schönwiese, 1989).

Vedle uvedeného přístupu lze k řešení problému využít i jiné metody, jako např. neuronové sítě (Metelka 1999, 2000). Použití neuronových sítí ale vyžaduje určité zkušenosti v této oblasti, drahé softwarové vybavení atd., takže v této práci tato metoda využita nebyla.

5.3.5.1 Aplikace pro průměrné teplotní řady ČR a severní polokoule

Pomocí vícenásobné lineární regrese byla zkoumána vazba průměrné teplotní řady ČR na vybrané klimatotvornými faktory a tyto výsledky byly dále porovnávány s analýzou pro průměrnou řadu severní polokoule.

Výsledky modelu se při použití různých zdrojů dat mohou značně lišit. Před sestavením modelu byly proto jednotlivé klimatotvorné faktory zkoumány pomocí korelační analýzy (některé výsledky uvádí tab. 5.13), pomocí křížových korelací byl analyzován fázový posun řad prediktorů vůči prediktantu a byly mezi sebou porovnávány regresní modely při použití různých parametrů. Jako měřítko pro hodnocení kvality daného regresního modelu byl použit koeficient determinace, vyjadřující kolik procent výběrového rozptylu vysvětlované proměnné je daný model lineární regrese schopen vysvětlit (koeficient determinace nabývá hodnot od 0 do 1).

V regresním modelu byly nakonec aplikovány následující parametry: pro sluneční činnost nefiltrovaná Wolfova relativní čísla (*SRK* – Sunspot Relative Numbers, blíže viz Schönwiese et al., 1992) pro jednotlivé sezóny, alternativně i hodnoty sluneční iradiance (v dnešní době používaný název pro sluneční konstantu, tj. intenzitu slunečního záření na horní hranici atmosféry, viz hodnoty Leanové in: http://www1.ncdc.noaa.gov/pub/data/paleo/climate_forcing/solar_variability/lean_irradiance/irradiance_data.txt). Pro vulkanickou činnost smithsoniánský vulkanický index (*SVI* – Smithsonian Volcanic Index, resp. jeho logaritická modifikace *log SVI* – blíže Cress a Schönwiese, 1990) s posunem o 4 roky. Jako parametr skleníkových plynů byly vybrány koncentrace ekvivaletního CO₂ s posunem 20 let. Jako ENSO parametr index Jižní oscilace (*SOI* – Southern Oscillation Index), udávající rozdíl přízemního tlaku vzduchu mezi Tahiti a Darwinem), opět pro jednotlivé sezóny (data podle NCEP in: http://tao.atmos.washington.edu/pacs/additional_analyses/soi.html). Časové řady byly poskytnuty C.–D. Schönwiesem (1998), pokud není uvedeno jinak. Jako prediktant byla použita průměrná řada ČR nebo průměrná řada severní polokoule (Jones et al., 2001).

Pro odstranění části šumové složky z řad teplot vzduchu byly jejich údaje shlazeny nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let. Tím se zvýšily hodnoty korelačních koeficientů i mezi teplotními řadami samotnými (viz tab. 5.13). V další analýze je u teploty vzduchu používáno pouze těchto shlazených hodnot.

Tab. 5.13. Korelační koeficienty mezi vybranými řadami (teplotní řady, řady klimatotvorných faktorů, NAOI). Vysvětlení zkratk viz text

Zima	Jaro	Léto	Podzim	Rok
AVG_ČR - TNH (1856-2000)				
0.333	0.392	0.406	0.383	0.465
AVG_ČR shlazené 10 let - TNH shlazené 10 let (1856-1999)				
0.322	0.510	0.658	0.666	0.640
TNH shlazené 10 let - irradiance (1856-1997)				
0.769	0.797	0.702	0.786	0.806
AVG_ČR shlazené 10 let - logSVI (1866-1993)				
0.170	-0.053	-0.290	-0.435	-0.131
AVG_ČR shlazené 10 let - NAOI (Jones) (1848-1999)				
0.336	0.199	-0.149	0.166	0.068

Pokud jde o vazbu teploty vzduchu na sluneční činnost, v případě Wolfových relativních čísel (*SRN*) je hodnota korelačního koeficientu pro rok a průměrnou řadu ČR (*AVG_ČR*) 0,32, pro průměrnou řadu severní polokoule (*TNH*) 0,28. Naproti tomu u sluneční iradiance a *AVG_ČR* je 0,61, u *TNH* 0,81. Sluneční iradiance a *TNH* přitom korelují nejlépe s posunem (teplota se zpožděním) o 5 let (0,82). Vazba mezi *AVG_ČR* a smithsoniánským vulkanickým indexem (Smithsonian Volcanic Index *SVI* – použity jeho logaritmy) je nejtěsnější samozřejmě v létě, přičemž při posunu o 5 let (teplota se zpožděním) je hodnota korelačního koeficientu maximální: u roku narůstá z –0.13 na –0.18, u léta z –0.29 na –0.47. U *TNH* je korelace nejvyšší bez posunu, ovšem je potřeba zmínit problém normálního rozdělení u log *SVI*, i když díky logaritmům je řada bližší normálnímu rozdělení než původní hodnoty indexu. Pro koncentrace ekvivalentního CO₂ nejsou korelační koeficienty s teplotními řadami uváděny (i když jsou tyto hodnoty dosti vysoké) vzhledem k problémům s normálním rozdělením těchto řad. Pokud jde o index Jižní oscilace (Southern Oscillation Index – *SOI*), hodnota korelačního koeficientu pro roční hodnoty s *AVG_ČR* je pouze –0.08, u *TNH* –0.20 (období 1866–1999), přitom s posunem o 1 rok (teplota se zpožděním) je hodnota nejvyšší: –0.22.

Pro informaci byly také vypočteny korelační koeficienty mezi *AVG_ČR* a indexem severoatlantské oscilace podle Jonese (North Atlantic Oscillation Index – *NAOI*), opět viz tab. 5.13. Severoatlantská oscilace ale není klasickým klimatotvorným faktorem, proto nebyl index použit v regresním modelu. Pro nejnovější data *NAOI* z CRU (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/nao.htm>) dostaneme trochu rozdílné výsledky: v zimě je korelace (v porovnání s výsledky použitím NAO podle Jonese) nižší, v ostatních sezónách a roce je vyšší a pro roční průměry je hodnota korelačního koeficientu 0,17.

5.3.5.2 Výsledky regresního modelu

U řad *SRN* a *SOI* byly použity průměry pro jednotlivé sezóny a rok, u řad *irradiance*, *logSVI* a řad koncentrace ekvivalentního CO_2 pouze roční hodnoty (i v rámci sezón). Průměrné teploty vzduchu vstupující do modelu (prediktanty) byly shlazeny nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let. Analyzováno bylo období 1870–1997, tedy 128 let. Regresní model byl vypočten pro jednotlivé sezóny a rok. Hlavní výsledky jsou uvedeny v tabulce 5.14.

V případě *AVG_ČR* se jako vhodnější pro použití v modelu jeví *SRN* než sluneční *irradiance*, neboť model vysvětluje větší část z celkového rozptylu teploty vzduchu. Výsledky jsou proto uvedeny většinou pro *SRN*. Naopak u *TNH* se jako vhodnější jeví použít *irradiance*, takže zde jsou výsledky uvedeny pro tuto veličinu. Všechny koeficienty determinace jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Z tabulky rovněž plyne, které regresní koeficienty byly v daném modelu statisticky významné na zvolené hladině významnosti.

Tab. 5.14. Výsledky regresních modelů pro průměrné teplotní řady ČR a severní polokoule (shlazené nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let) v období 1870–1997. Jako parametr sluneční činnosti byla použita buď sluneční *irradiance* nebo řada *SRN*. U řad *SRN* a *SOI* jsou použity příslušné sezónní průměry. *LogSVI* a koncentrace ekvivalentního CO_2 jsou fázově posunuty o 4, resp. o 20 let. Shlazování parametrů bylo provedeno opět nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem. Tučně jsou zvýrazněny hodnoty signálů pro faktory, jejichž odpovídající regresní koeficienty jsou v modelu podle t–testu statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$

AVG ČR	Parametry neshlazeny					Shlazení	Shlazení všech parametrů				Parametry neshlazeny
	Rok	Zima	Jaro	Léto	Podzim	SOI 10 let	5 let	10 let	20 let	Rok	
Koef. determinace	0.509	0.196	0.373	0.362	0.284	0.523	0.552	0.635	0.768	Koef. determinace	0.495
Maximální signál /°C										Max. signál /°C	
<i>SRN</i>	0.24	0.32	0.44	0.00	0.48	0.22	0.20	0.11	-0.08	<i>Irradiance</i>	0.21
logSVI 4 roky	-0.16	0.59	0.47	-0.81	-0.69	-0.16	-0.14	-0.09	-0.03	logSVI 4 roky	-0.15
CO2 20 let	1.03	1.56	1.18	0.79	0.51	1.14	1.06	1.15	1.30	CO2 20 let	0.89
SOI	0.14	0.06	-0.10	0.05	0.15	0.31	0.19	0.26	0.30	SOI	0.14
<i>suma</i>	1.25	2.52	1.98	0.02	0.46	1.51	1.32	1.44	1.49	<i>suma</i>	1.10

TNH	Parametry neshlazeny					Shlazení	Shlazení všech parametrů				Parametry neshlazeny
	Rok	Zima	Jaro	Léto	Podzim	SOI 10 let	5 let	10 let	20 let	Rok	
Koef. determinace	0.814	0.803	0.810	0.662	0.726	0.819	0.840	0.878	0.927	Koef. determinace	0.786
Maximální signál /°C										Max. signál /°C	
<i>Irradiance</i>	0.22	0.19	0.19	0.19	0.29	0.24	0.20	0.19	0.19	<i>SRN</i>	0.05
logSVI 4 roky	-0.23	-0.22	-0.24	-0.27	-0.17	-0.22	-0.24	-0.26	-0.27	logSVI 4 roky	-0.27
CO2 20 let	0.49	0.68	0.55	0.33	0.40	0.44	0.49	0.44	0.30	CO2 20 let	0.68
SOI	-0.02	-0.08	-0.03	0.00	-0.04	-0.09	-0.04	-0.09	-0.17	SOI	0.00
<i>suma</i>	0.46	0.58	0.48	0.25	0.47	0.37	0.41	0.27	0.05	<i>suma</i>	0.46

Rovnice vícenásobné lineární regrese pro roční teploty průměrné řady ČR (při použití *SRN*) je:

$$AVG_ČR = -4,3165 + 0,0013 S - 0,0665 V + 0,0142 C + 0,0379 E,$$

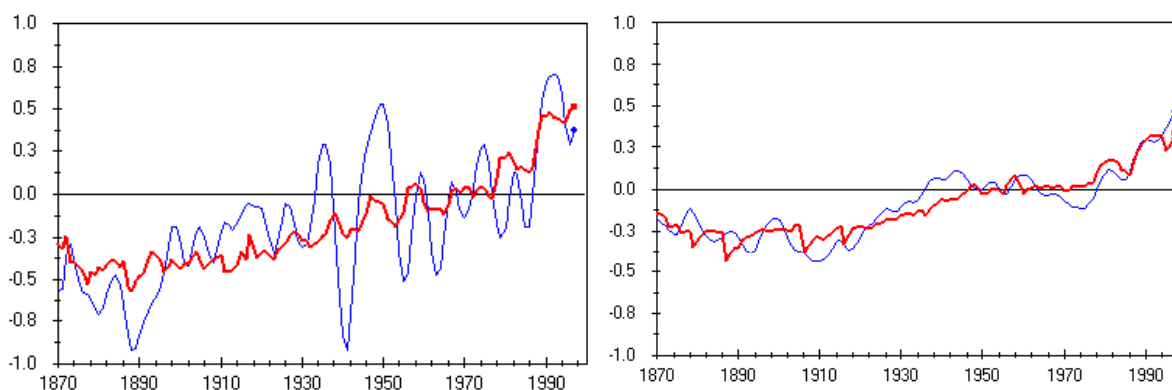
přičemž v modelu jsou statisticky významné pouze regresní koeficienty pro sluneční a vulkanickou činnost.

Pro roční teploty průměrné řady severní polokoule (při použití sluneční *irradiance*) má regresní rovnice tvar:

$$TNH = -107,8826 + 0,0777 S - 0,0952 V + 0,0068 C - 0,0063 E.$$

Regresní koeficienty jsou statisticky významné pro všechny faktory kromě ENSO.

Původní teplotní řady a řady vypočítané podle výše uvedených regresních rovnic ukazuje obr. 5.34.



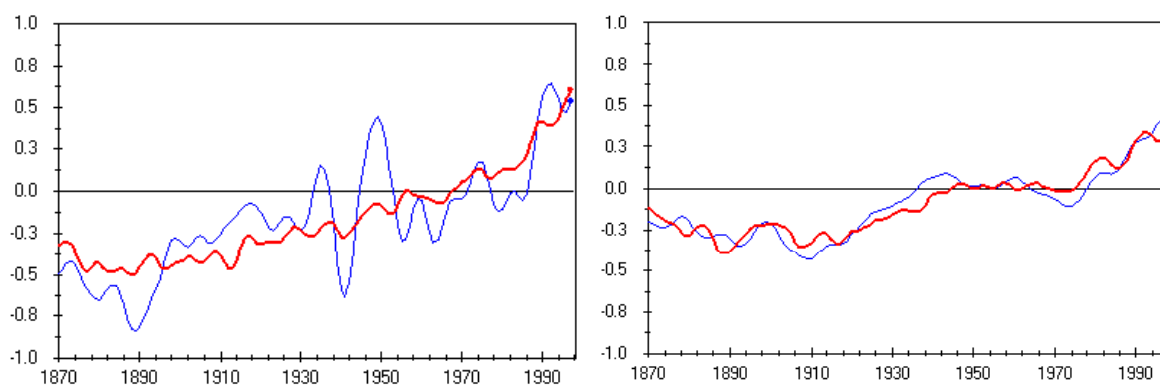
Obr. 5.34. Roční teplotní anomálie průměrných řad ČR (vlevo) a severní polokoule (vpravo) (modře) aproximované řadami vypočítanými podle vícenásobného lineárního regresního modelu (červeně). Regresní rovnice viz text

V případě průměrné teplotní řady ČR se v různých sezónách mění významnost použitých faktorů (regresní koeficienty byly testovány *t*-testem). Např. v roce jsou statisticky významné ($\alpha = 0,05$) pouze charakteristiky sluneční činnosti (odhadnutý maximální signál je $+0,24$ °C) a koncentrace ekvivalentního CO_2 ($+1,03$ °C), přičemž model vysvětluje polovinu rozptylu v použité teplotní řadě. V zimě je koeficient determinace nejnižší (0,196) a významná je v modelu pouze koncentrace ekvivalentního CO_2 . Na jaře naopak model vysvětluje nejvíce rozptylu ze všech sezón (37,3%) a významné jsou v modelu faktory sluneční a vulkanické činnosti, stejně jako koncentrace ekvivalentního CO_2 . V létě jsou v modelu významné pouze vulkanický faktor a koncentrace ekvivalentního CO_2 , na podzim navíc i faktory sluneční činnosti.

V průměrné řadě severní polokoule se významnost faktorů v modelu na rozdíl od *AVG_ČR* nemění: ve všech sezónách, stejně jako v roce, jsou významné faktory sluneční a vulkanické činnosti a koncentrace ekvivalentního CO_2 . Faktor interakce oceán – atmosféra (*SOI*) není v žádném případě významný. Pokud se však použije shlazení nízkofrekvenčním filtrem pro 10 let, i tento faktor se stane významným (filtrací se ale z řady odstraní základní cyklus v délce 3–5 let). Vazbu *SOI* na teplotu vzduchu na severní polokouli nebo přímo ve střední Evropě (*AVG_ČR*) je potřeba do budoucna lépe prověřit a kvantifikovat, popř. najít jinou charakteristiku než *SOI*.

Pokud jde o vliv klimatotvorných faktorů na teplotu vzduchu v jednotlivých sezónách, u *AVG_ČR* se sluneční činnost projevuje nejvíce na podzim (odhadnutý maximální signál je 0,48 °C), vulkanická činnost v létě (−0,81 °C), ekvivalentní koncentrace CO₂ v zimě (1,56 °C). U *TNH* je výskyt daných faktorů v sezónách obdobný, jen hodnoty jsou nižší (díky nižší variabilitě řady): sluneční činnost na podzim (0,29 °C), vulkanická činnost v létě (−0,27 °C), ekvivalentní koncentrace CO₂ v zimě (0,68 °C).

V tab. 5.14 jsou dále uvedeny výsledky regresního modelu pro případy shlazování použitých klimatotvorných faktorů pomocí nízkofrekvenční filtrace postupně pro 5, 10 a 20 let. Byla tak částečně potlačena šumová složka u jednotlivých faktorů. U shlazení pro 20 let je třeba upozornit na problém eliminace 11letého cyklu sluneční činnosti. V případě průměrné řady severní polokoule (*TNH*) se s rostoucím počtem shlazených let stávají jednotlivé faktory v modelu významnějšími: u 10letého nízkofrekvenčního filtru jsou už všechny 4 faktory v modelu statisticky významné ($\alpha = 0,05$). V případě průměrné řady ČR je tomu ale jinak: zatímco koncentrace ekvivalentního CO₂ a *SOI* se s rostoucím počtem shlazených let stávají významnějšími, u *SRN* a *logSVI* významnost naopak klesá. Původní řady a řady vypočítané podle regresního modelu při shlazení všech proměnných nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let ukazuje obr. 5.35.



Obr. 5.35. Roční teplotní anomálie průměrných řad ČR (vlevo) a severní polokoule (vpravo) (modře) aproximované řadami vypočítanými podle vícenásobného lineárního regresního modelu (červeně). Všechny použité faktory (prediktory) byly shlazeny nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let

6. Závěr

Tato práce měla za cíl provést časovou a prostorovou analýzu kolísání teploty vzduchu na území České republiky v období přístrojových měření.

Protože předpokladem kvalitní statistické analýzy je použití konzistentních výchozích údajů, bylo velké úsilí věnováno homogenizaci použitých teplotních řad. Homogenizaci klimatologických časových řad komplikuje nejen nedostatečná dokumentace o testovaných stanicích, tzv. metadata, ale i fakt, že výsledky statistických testů většinou nedovolují vyvozovat jednoznačné závěry o zjištěných nehomogenitách (v důsledku nesplnění všech aplikačních podmínek, silné šumové složky řad, atd.). Proto byl v této práci hledán způsob, jak při nekompletnosti metadat a dané spolehlivosti statistických testů co nejpřesněji a nejspolehlivěji určit nehomogenity ve zpracovávaných řadách.

Navržený způsob homogenizace v této práci kombinuje použití více statistických testů na určení relativní homogenity, více způsobů výpočtu referenčních řad a také vedle měsíčních teplotních řad testování řad sezónních a ročních průměrů. Ze statistického vyhodnocení detekcí nehomogenit ve všech těchto kombinacích lze pro danou testovanou stanici s relativně velkou spolehlivostí určovat nehomogenity v řadách. Díky zpracování velkého počtu stanic, které byly v této práci k dispozici (území ČR a jejího blízkého okolí), bylo možno sestavit kvalitní referenční řady, a tím ještě zvýšit úroveň homogenizace. Efektivní zpracování takového množství dat je technicky proveditelné až v posledních letech díky rozvoji výpočetní techniky a softwarového vybavení. Ke zpracování byl použit software vyvinutý autorem, a to pro testování homogenity AnClim (2003a) a pro zpracování řad databázový software ProClimDB (2003b).

Otevřeným problémem provedené homogenizace zůstává přechod od tradičních měření k jejich automatizaci v posledních letech. Je ještě příliš brzy takto narušené řady opravovat (pro kvalitní opravu by bylo potřeba alespoň 10–15 let měření po vzniku nehomogenity), lze však již předběžně (alespoň kvalitativně) ohodnotit dopady automatizace vzhledem k předcházejícímu období. Po postupném přechodu všech stanic na automatizovaná měření nebude již v budoucnu možné konstruovat homogenní referenční řady, a to ani pomocí řad mimo území ČR, kde dochází k automatizaci také. Bez homogenních referenčních řad nebude potom možné správně hodnotit ani opravovat případné nehomogenity v těchto řadách. Souběžná manuální a automatizovaná měření na několika málo stanicích nemohou dle mínění autora tento problém v rozsahu celé ČR spolehlivě vyřešit.

Výsledkem aplikace uvedených metod je 174 stanic ČR s homogenními řadami měsíčních průměrů teploty vzduchu v období přístrojových měření (1771–2000). Homogenní úsek řad měl v neopravených údajích průměrnou délku necelých 40 let (vypočteno s použitím mediánu délek řad). V létě byly počty detekcí nehomogenit a rovněž velikosti oprav daleko vyšší než v zimě.

Řady měsíčních průměrů teploty vzduchu spolu vysoce korelují v rámci celého území ČR i v rámci střední Evropy. V zimě korelační koeficienty klesají se vzdáleností stanic pozvolna a jsou dosti vysoké i mezi stanicemi vzdálenými stovky kilometrů, hodnoty jsou po celém území ČR blízké 1. Naproti tomu v létě jsou hodnoty korelací jednak nižší (medián hodnot korelačních koeficientů všech možných dvojic

je 0,9), jednak proměnlivější, jejich pokles se vzdáleností je daleko rychlejší a značné rozdíly se mohou vyskytnout i u stanic relativně blízkých. V zimě lze rovněž vysledovat závislost velikostí hodnot korelačních koeficientů na rozdílu v nadmořské výšce stanic, v létě tato závislost zcela chybí. Uvedené poznatky (včetně zmíněných výsledků homogenizace) jsou důsledkem jednak převládajících cirkulačních faktorů v zimě, radiačních v létě, jednak rozdílné role aktivního povrchu (např. vliv vegetace) na utváření režimu teploty vzduchu v různé části roku. Tyto vlivy se dále promítají do vyšší variability teploty vzduchu v zimě, do větších rozdílů v kolísání teploty vzduchu mezi jednotlivými místy v létě oproti zimě (viz hodnoty korelačních koeficientů), atd.

Z aplikace shlukové analýzy, analýzy hlavních komponent a faktorové analýzy na homogenní teplotní řady území ČR vyplývá, že hlavní vliv na utváření teplotního pole má zeměpisná délka (vzdálenost od oceánu), dále zeměpisná šířka a nadmořská výška (první komponenta u analýzy hlavních komponent obsahuje pouze společnou variabilitu). Pokud jde o vliv nadmořské výšky a vytváření stejnorodých regionů, lze opět v zimním období s výraznějším projevem cirkulačních faktorů vysledovat, že nejnvýše položené stanice mohou mít odlišný režim počasí od nižších poloh (např. vlivem teplotních inverzí). Naopak v letním období s převládajícím vlivem radiačních faktorů (přispívajících značně mj. k šumové složce v řadách) nejsou rozdíly související s různou nadmořskou výškou tak patrné.

Z homogenních řad teploty vzduchu byla dále vypočítána průměrná řada ČR (pro jednotlivé měsíce, sezóny a rok) pro období 1848–2000. Charakter kolísání této průměrné řady vykazuje ve vztahu ke kolísání teplot podle průměrné řady severní polokoule (Jones et al., 2001) vcelku nižší stupeň shody, korelační koeficient pro roční teploty v období 1856–2000 je 0,465.

V průměrné řadě teplotních anomálií ČR byly zjištěny statisticky významné lineární trendy ($\alpha = 0,05$) ve všech sezónách, přičemž nejvyšší hodnota se vyskytuje v zimě (0,96 °C na 100 let), nejnižší v létě (0,36 °C na 100 let), pro roční průměry je hodnota trendu 0,69 °C na 100 let. Pro teplotní řady severní polokoule (1856–2000) jsou hodnoty trendů statisticky významné také ve všech sezónách, kdy nejvyšší hodnota, rovněž pro zimu, je oproti řadě ČR téměř poloviční (0,53 °C na 100 let), nejnižší hodnota v létě je srovnatelná s hodnotou ČR (0,27 °C na 100 let), pro roční průměry je hodnota trendu 0,44 °C na 100 let.

U ročních hodnot se v průměrné řadě ČR vyskytují statisticky významné cykly s délkami 7,7, 5,5, 2,3 roků a cyklus nekonečné délky (trend), který je zastoupen největší intenzitou. Výsledky analýzy cykličnosti jsou obdobné jako v případě jiných teplotních řad střední Evropy (viz např. Brázdíl, 1991). V průměrné řadě severní polokoule se naproti tomu vyskytují statisticky významné cykly v délkách nekonečno (trend), 9,8, 5,6 a 4,7 roků.

Předmětem zkoumání byla také vazba kolísání průměrné teplotní řady ČR na klimatotvorné faktory (sluneční a vulkanická činnost, antropogenní činnost a interakce oceán – atmosféra) při aproximaci modelem vícenásobné lineární regrese. V případě ČR jsou v jednotlivých sezónách v modelu významné pouze některé uvedené faktory, působení jednotlivých klimatotvorných faktorů v různých částech roku se výrazně mění (to je mj. patrné také v tom, že mezi teplotami vzduchu jednotlivých sezón není téměř žádná vazba). U průměrné řady severní polokoule jsou naopak uvedené faktory (kromě ENSO) zastoupeny významně ve všech sezónách (sezónní teploty vzduchu potom spolu vcelku dobře korelují).

V rámci jednotlivých sezón se u řady ČR projevuje sluneční činnost nejvíce na podzim (odhadnutý maximální signál je 0.48 °C), vulkanická činnost v létě (-0.81 °C) a koncentrace ekvivalentního CO₂ v zimě (1.56 °C). V případě řady severní polokoule (*TNH*) je vliv uvedených faktorů v sezónách obdobný, jen hodnoty maximálního teplotního signálu jsou díky nižší variabilitě této řady menší: sluneční činnost na podzim (0.29 °C), vulkanická činnost v létě (-0.27 °C), koncentrace ekvivalentního CO₂ v zimě (0,68 °C).

S ohledem na dosavadní studie a zde uvedené výsledky by se další výzkumy v oblasti ČR mohly orientovat na:

- vytvoření homogenních řad dalších meteorologických prvků, ty mohou být mj. využity pro kvalitnější ohodnocení (evaluaci) výstupů regionálních klimatických modelů
- doplňování metadat pro kvalitnější homogenizaci především v minulosti (pokud je to možné)
- lepší pochopení vazby teploty vzduchu s jinými meteorologickými prvky, např. srážkovými úhrny (případná vazba může být kromě jiného využita při homogenizaci časových řad)
- další studium vazeb teploty vzduchu (a dalších meteorogogických prvků) a klimatotvorných faktorů na území ČR a jejich využití např. v regionálních klimatických modelech
- další studium extremity teploty vzduchu a ostatních meteorologických prvků a hledání cest k adaptabilitě s ohledem na pravděpodobně zvýšený počet extrémních událostí v budoucnu a na možnou klimatickou změnu, až už přirozenou nebo antropogenně podmíněnou.

Použitá literatura:

- Alexandersson, A. (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. *J. Climatol.*, 6, 661–675.
- Alexandersson, A. (1995): Homogeneity Testing, Multiple Breaks and Trends. In: Proc. 6th Int. Meeting on Stat. Climatology, Galway, Ireland, 439–441.
- Alexandersson, H., Moberg, A. (1996): Homogenization of Swedish Temperature Data. Part I: A Homogeneity Test for Linear Trends. in: Moberg, A.: *Temperature Variations in Sweden Since the 18th Century*. The Department of Physical Geography, Stockholm University. Dissertation Series No. 5, 98 s.
- Anděl, J. (1993): *Statistické metody*. Matfyzpress, Praha. 246 s.
- Auer, I., Böhm, R., Schöner, W. (2001): Austrian long-term climate 1767–2000. Multiple instrumental climate time series from Central Europe. *Österreichische Beiträge zu Meteorologie und Geophysik*, Heft 25. Wien. 155 s.
- Augustin, F. (1885): O potřebě zorganizovati meteorologická pozorování v Čechách. Zvláštní otisk z Athenaea. J. Otto, Praha. 20 s.
- Bericht der meteorologischen Commission des naturforschenden Vereines in Brünn 1881–1911. Brünn 1882–1917.
- Brázdil, R. (1986): Variation of atmospheric precipitation in the C.S.S.R. with respect to precipitation changes in the European region. *Universita J. E. Purkyně, Brno*, 169 s.
- Brázdil, R. (1991): Kolísání vybraných meteorologických prvků ve střední Evropě v období přístrojových pozorování. *Národní klimatický program ČSFR, Praha*, č. 2, 57 s.
- Brázdil, R., Kolář, M., Prošek, P., Tarabová, Z., Wokoun, R. (1992): *Statistické metody v geografii – cvičení*. Masarykova universita, Brno, 178 s.
- Brázdil, R., Štěpánek, P. (1998): Kolísání teploty vzduchu v Brně v období 1891–1995. In: *Geografie – Sborník České geografické společnosti*, 103, č. 1. 13–30.
- Brázdil, R., Štěpánek, P., Květoň, V. (2000): Air Temperature Fluctuations in the Czech Republic in the Period 1961–1999. In: *Reconstructions of Climate and its Modelling*, Obrebska–Starkel, B., (eds.), IGUJ Krakow, s. 173–178.
- Cipra T. (1986): *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. SNTL Praha, 246 s.
- Cress, A., Schönwiese, C.–D. (1990): Vulkanische Einflüsse auf die bodennahe und stratosphärische Lufttemperatur der Erde. *Berichte des Instituts für Meteorologie und Geophysik der Univ. Frankfurt /M*, 82, 148 s.
- Easterling, D. R., Peterson, T. C. (1995): A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series. *Int. Journal of Climatology*, vol. 15, s. 369–377.
- Ghil, M., Pascal, Y. (1996): Spectral methods: What they can and cannot do for climatic time series. In: Anderson D., Willebrand J.: *Decadal Climate Variability, Dynamics and Predictability*. NATO ASI Series, č. I 44.
- Hebák, P. (1987): *Vícerozměrné statistické metody s aplikacemi*. SNTL, Praha. 452 s.
- Herzog, J., Müller–Westermeier, G. (1998): Homogenitätsprüfung und Homogenisierung klimatologischer Meßreihen im Deutschen Wetterdienst. *Berichte des Deutschen Wetterdienstes* 202, Offenbach am Main. 27 s.
- Hlaváč, V. (1937): *Pražské studie geofyzikální VIII. Tepelné poměry hlavního města Prahy*, díl I. *Československá statistika*, sv. 143. Praha, Státní úřad statistický. 95 s.
- Houghton, J. T., Meira Filho, L. G., Callander, B. A., Harris, N., Kattenberg, A., Maskell, K., eds. (1996): *Climate Change 1995. The Science of Climate Change*. University Press, Cambridge, 572 s.
- Hydrologická zpráva za rok 1913–1916, povodí Labe a povodí Odry a Dunaje v Čechách. Čs. státní ústav hydrologický v Praze 1923–1925.
- Hydrologická zpráva za rok 1914–1920, povodí Moravy. Čs. státní ústav hydrologický v Praze 1922–1925.
- Hydrologická zpráva za rok 1914–1920, povodí Odry na Moravě a ve Slezsku. Čs. státní ústav hydrologický v Praze 1922–1925.
- Hydrologická zpráva za rok 1917–1920 povodí Labe a povodí Odry a Dunaje v Čechách. Čs. státní ústav hydrologický v Praze 1923–1925.
- Hydrologická zpráva za rok 1921–1925. Státní ústav hydrologický v Praze 1926–1929.
- Huth, R. (2002): Statistical downscaling of daily temperature in central Europe. *J. Climate*, 15, s. 1731–1742.
- Huth, R., Kyselý, J., Dubrovský, M. (2001): Time structure of observed, GCM–simulated, downscaled, and stochastically generated daily temperature series. *J. Climate*, 14, s. 4047–4061.

- IPCC (2001): Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (Houghton, J.T., Y. Ding, D.J. Griggs, M. Noguer, P.J. van der Linden, X. Dai, K. Maskell, and C.A. Johnson, eds.). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 881 s.
- Jahrbücher der k. k. Zentral-Anstalt für Meteorologie und Erdmagnetismus 1848–1915. Wien.
- Jones, P. D., Parker, D. E., Osborn, T. J., Briffa, K. R. (2001). Global and hemispheric temperature anomalies – land and marine instrumental records. In Trends: A Compendium of Data on Global Change. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, U.S. Department of Energy, Oak Ridge, Tenn., U.S.A. <http://cdiac.esd.ornl.gov/trends/temp/jonescru/jones.html>
- Kozák J., Seger J. (1970): Úvod do analýzy časových řad. SPN Praha, 103 s.
- Krška, K. (1999): Historie hydrometeorologické služby na území někdejšího Československa. Meteor. zpr., 52, č. 6, s. 161–164.
- Krška, K. (2001): Ústřední meteorologický ústav ve Vídni a české země (ke 150. výročí jeho založení). Meteor. zpr., 54, č. 4, s. 114–118.
- Krška, K., Šamaj, F. (2001): Dějiny meteorologie v českých zemích a na Slovensku. Praha, Nakladatelství Karolinum. 568 s.
- Křek, P. (1993): Kolísání teploty vzduchu na území České republiky v období přístrojových pozorování. Diplomová práce. Katedra geografie PřF MU, Brno, 60 s.
- Křivancová, S (1999): Rekordně nízké teploty vzduchu v mimořádně tuhé zimě 1928/29. Meteorol. Zpr. 52, č. 2, s. 50–54.
- Květoň, V. (2001): Normály teploty vzduchu na území České republiky v období 1961–1990 a vybrané teplotní charakteristiky období 1961–2000. NKP ČR, sv. 30. ČHMÚ Praha, 197 s.
- Lapin, M. (1995): Homogenizované teploty stanice Hurbanovo 1871–1995. Disketa.
- Macková, J. (1997): Homogenizace dlouhých teplotních řad v České republice. Geografický projekt. Katedra geografie PřF MU, Brno, 53 s.
- Mitchell, J. M., ed. (1966): Climatic change. WMO, T. N. 79, Geneva, 80 s.
- Metelka, L. (1999): Použití neuronových sítí při zpracování a regionalizaci radiačních dat. Sborník z mezinárodního workshopu "Climate Data and their Application in Engineering", ČHMÚ, Praha, 4.–5. října 1999.
- Metelka, L. (2000): Studie možnosti statistické korekce radarových odhadů srážek pomocí neuronových sítí na příkladu Rychnovska, 22.–23.7.1998. Meteorol. zpr., 53, č. 5, s. 146–156.
- Peterson, T.C. (1998): Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: A review. Int. J. Climatol. 18, s. 1493–1517.
- Pišoft, P., Kalvová, J., Brázdil, R. (2004). Cycles and trends in the Czech temperature series using wavelet transforms. Intr. J. Climatol. 24, s. 1661–1670.
- Potter, K.W. (1981): Illustration of a New Test for Detecting a Shift in Mean in Precipitation Series. Mon. Wea. Rev., 109, s. 2040–2045.
- Rektorys, K. a kol. (1995): Přehled užití matematiky II. Prometheus, Praha. 876 s.
- Ročenka povětrnostních pozorování meteorologických stanic 1916–1960. Praha 1934–1966.
- Schönwiese, C.–D. (1985): Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler. Gebrüder Borntraeger, Berlin – Stuttgart, 231 s.
- Schönwiese, C.–D. (1998): Data pro regresní analýzu. Osobní sdělení.
- Slonosky, V., C. (1999): Surface circulation variability over Europe, 1822–1995. Ph.D. thesis, School of Environmental Sciences, University of East Anglia. 182 s.
- Sneyers, R., Goossens, Ch. (1988): The principal component analysis application to climatology and to meteorology. WMO, 9th session of CCI, Bruxelles. 55 s.
- StatSoft, Inc. (1999). Electronic Statistics Textbook. Tulsa, OK: StatSoft. WEB: <http://www.statsoft.com/textbook/stathome.html>.
- Szalai, S., Szentimrey, T., Szinell, C. (1999): Proceedings of the second seminar for homogenization of surface climatological data (Budapest, 9–13 November 1998) . WCDMP–No. 41. WMO, Genova. 214 s.
- Šimek, M. (1997): Sezónní struktura kolísání vybraných meteorologických prvků na horských stanicích v České republice. Geografický projekt. Katedra geografie PřF MU, Brno, 74 s.
- Štěpánek P. (1996): Metody stanovení relativní homogenity a homogenizace teplotních a srážkových řad. Bakalářský projekt. Katedra geografie. PřF MU, Brno, 88 s.
- Štěpánek, P. (1998): Metody analýzy kolísání teploty vzduchu a srážek na příkladu Brna. Diplomová práce. Katedra geografie, PřF MU, Brno, 120 s.
- Štěpánek, P. (2003a): AnClim – Software for time series analysis (for Windows). Katedra geografie, PřF MU, Brno, 1.34 MB.
- Štěpánek, P. (2003b): ProcData – Software for processing climatological datasets. CHMI, regional office Brno.

- Štěpánek, P. (2004a): Homogenizace teploty vzduchu na území České republiky v období přístrojových pozorování. *Práce a studie*, 32. ČHMÚ – Praha, 56 s.
- Štěpánek, P. (2004b): Hodnocení extremity vybraných teplotních charakteristik pro území jižní Moravy v období 1961 – 2003. In: *International Bioclimatological Workshop 2004*, Šiška, B., Igaz, D., (eds). CD-ROM. ISBN: 80-8069-402-8.
- Trepinska, J., ed. (1997): *Wahania klimatu w Krakowie (1792–1995)*. Instytut Geografii UJ, Kraków, 204 s.
- Tryon, R. C. (1939). *Cluster Analysis*. Ann Arbor, MI: Edwards Brothers.
- Tuomenvirta, H. (2004): Reliable estimation of climatic variations in Finland. *FMI*. 76 s.
- Vincent, L. A. (1998): A technique for the identification of inhomogeneities in Canadian temperature series. *J. Climate*, 11, No. 5, s. 1094–1104.

Seznam tabulek

Tab. 3.1. Charakteristiky korelačních koeficientů počítaných různým způsobem pro jednotlivé měsíce.....	41
Tab. 3.2. Směrodatná odchylka (°C) diferencí mezi různými typy referenčních řad pro vybraných 16 stanic.....	47
Tab. 3.3. Tvorba referenčních řad: statistické charakteristiky řad po 2. kole homogenizace.....	48
Tab. 3.4. Kritické hodnoty k Alexanderssonova testu pro rozsah řady n a hladinu významnosti 0,05.....	50
Tab. 3.5. Kritické hodnoty k pro statistiku T ₀ , pro rozsah řady n a hladinu významnosti 0,05.....	51
Tab. 3.6. Ukázka detekovaných nehomogenit (roky) v řadách průměrných měsíčních, sezónních a ročních teplot vzduchu na příkladu třetího čtyřicetiletého úseku stanice Čáslav (1911–1950) před první opravou	56
Tab. 3.7. Ukázka vyhodnocení nehomogenit: počty (podíly) detekcí nehomogenit pro jednotlivé roky a skupiny roků, na příkladu třetího čtyřicetiletého úseku stanice Čáslav (1911–1950) před první opravou	57
Tab. 3.8. Počet detekovaných vychýlených hodnot v měsíčních řadách homogenizovaných řad podle jejich závažnosti	63
Tab. 3.9. Počty vychýlených hodnot pro vybrané roky a jejich závažnost	63
Tab. 3.10. Přehled počtu zpracovávaných řad při homogenizaci.....	64
Tab. 3.11. Počet testovaných řad pro 192 stanic na území ČR na začátku homogenizace	65
Tab. 3.12. Statistické charakteristiky velikostí oprav nehomogenit jednotlivých měsíců pro celé období měření, pro období před rokem 1950 a po roce 1950 včetně.....	68
Tab. 5.1. Vybrané charakteristiky stanic České republiky (ČR) s homogenními měřeními	87
Tab. 5.2. Seznam stanic s homogenními teplotními řadami délky 100 let a více	89
Tab. 5.3a. Vybrané statistické charakteristiky pro korelační koeficienty mezi všemi homogenními teplotními řadami na území ČR pro měsíce, sezóny a rok počítané pro společné období řad délky minimálně 20 let	96
Tab. 5.3b. Vybrané statistické charakteristiky korelačních koeficientů mezi homogenními teplotními řadami ČR a řadami z okolí ČR.....	96
Tab. 5.4. Koeficienty determinace pro modely polynommické regrese 2. stupně, závislost velikostí korelačních koeficientů mezi řadami ročních a sezónních teplot vzduchu v ČR na vzdálenostech, resp. rozdílech v nadmořské výšce, příslušných stanic.....	100
Tab. 5.5. Prostorové korelační koeficienty mezi jednotlivými komponentními váhami a vybranými charakteristikami.....	106
Tab. 5.6. Prostorové korelační koeficienty mezi jednotlivými komponentními váhami a vybranými charakteristikami gridových bodů.....	108
Tab. 5.7. Korelační koeficienty mezi průměrnými teplotními řadami ČR a okolí ČR pro vybraná období...	111
Tab. 5.8. Hodnoty lineárních trendů (°C) přepočtené na 100 let pro průměrnou řadu ČR v období 1848–2000	112
Tab. 5.9. Vybrané statistické charakteristiky měsíčních, sezónních a ročních teplotních anomálií (referenční období 1961–1990) průměrné řady ČR v období 1848–2000	113
Tab. 5.10. Korelační koeficienty mezi řadami ročních a sezónních průměrů teploty vzduchu, pro průměrnou řadu ČR (1848–2000) a průměrnou řadu severní polokoule (1856–2000, Jones et al., 2001), pro původní řady a pro řady shlazené vysokofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 50 let.....	114
Tab. 5.11. Statisticky významné ($\alpha = 0,05$) cykly (v rocích) pro jednotlivé sezóny a rok pro průměrnou teplotní řadu ČR v období 1848–2000.....	115
Tab. 5.12. Korelační koeficienty mezi průměrnou teplotní řadou ČR a průměrnou teplotní řadou severní polokoule (Jones et al., 2001), pro původní řady a pro řady shlazené vysokofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 50 let	120
Tab. 5.13. Korelační koeficienty mezi vybranými řadami (teplotní řady, řady klimatotvorných faktorů, NAOI).....	124
Tab. 5.14. Výsledky regresních modelů pro průměrné teplotní řady ČR a severní polokoule (shlazené nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let) v období 1870–1997	125

Seznam obrázků

Obr. 2.1. Počet klimatologických stanic v České republice v období 1864 – 2000	30
Obr. 3.1. Medián korelačních koeficientů z původních řad a z řad prvních diferencí pro jednotlivé měsíce ..	41
Obr. 3.2. Schematické znázornění převodu řady na anomálie vzhledem k období 1961–1990, pokud pro toto období nejsou k dispozici měření.	42
Obr. 3.3. Příklad diferencí mezi testovanou řadou a různými typy referenčních řad (stanice Aš, zimní průměry)	45
Obr. 3.4. Procenta detekovaných nehomogenit (ze všech přítomných nehomogenit v řadě) v generovaných řadách s roční směrodatnou odchylkou, rozdělené podle velikosti nehomogenity, pro jednotlivé testy	54
Obr. 3.4b. Příklad doplnění chybějících hodnot při několikaletém přerušení měření a v případě nehomogenity (zlomu) v řadě.....	59
Obr. 3.5. Geografické rozložení všech stanic (na území ČR i mimo něj) použitých při homogenizaci.....	61
Obr. 3.6. Počet všech použitých stanic (na území ČR i mimo něj) a počet těchto stanic měřících v celém období 1961–1990 spolu s průměrnou minimální vzdáleností stanic, které byly k dispozici v jednotlivých letech.....	62
Obr. 3.7. Vyřazené stanice a stanice se zkráceným pozorováním během homogenizace na území ČR	62
Obr. 3.8. Počet statisticky významných nehomogenit detekovaných před a po homogenizaci ($\alpha = 0,05$) pro měsíční, sezónní a roční průměry teploty vzduchu	65
Obr. 3.9. Velikosti oprav nehomogenit pro jednotlivé měsíce vyjádřené jako medián absolutních hodnot všech oprav	66
Obr. 3.10. Medián hodnot korelačních koeficientů mezi testovanými a referenčními řadami před a po homogenizaci pro jednotlivé měsíce.....	66
Obr. 3.11. Počet oprav v rámci daného desetiletí pro Čechy a Moravu se Slezskem	67
Obr. 3.12. Počet chybějících hodnot pro homogenizované teplotní řady na území ČR v jednotlivých měsících.....	69
Obr. 4.1. K interpretaci variančního spektra	76
Obr. 4.2. Příklad „falešných“ period (aliasing)	77
Obr. 4.3. Blokové schéma MESA.....	78
Obr. 4.4. Diagram dynamické MESA.....	79
Obr. 4.5. K interpretaci výsledků numerické filtrace	81
Obr. 5.1. Geografické rozložení stanic s homogenními měřeními.....	86
Obr. 5.2. Boxplot pro nadmořské výšky (m n. m.) 174 stanic ČR s homogenními teplotními měřeními.....	87
Obr. 5.3. Počet stanic s homogenními teplotními měřeními pro daný rok.....	88
Obr. 5.4. Počet homogenních teplotních řad (stanic) pro danou délku měření	88
Obr. 5.5. Rozložení stanic s homogenními teplotními řadami s délkou měření 100 let a více v České republice	89
Obr. 5.6. Počet stanic s homogenními teplotními řadami podle začátku měření v dané dekádě.....	90
Obr. 5.7. Počet stanic s homogenními teplotními řadami podle konce měření v dané dekádě	90
Obr. 5.8. Průměr teplotních anomálií (referenční období 1961–1990), jejich směrodatná odchylka a lineární trend pro jednotlivá desetiletí (počítáno ze všech dostupných řad ČR) pro rok, zimu a léto...	92
Obr. 5.9. Počet a směrodatná odchylka počítaná z hodnot daných statistických charakteristik (průměr, směrodatná odchylka, lineární trend) použitých v obr. 5.8, v rámci daného desetiletí, pro roční teplotní průměry stanic v ČR	
Obr. 5.10. Průměr (vyjádřeno v odchylkách od období 1961–1990), směrodatná odchylka, koeficienty asymetrie a špičatosti a lineární trendy pro jednotlivá normálová třicetiletí, počítané ze všech dostupných řad ČR pro průměrné teploty roku, zimy a léta	94
Obr. 5.11. Boxplot pro korelační koeficienty mezi všemi homogenními teplotními řadami na území ČR pro měsíce, sezóny a rok, počítané pro společné období řad délky minimálně 20 let	95

Obr. 5.12. Boxplot pro teploty sezón a roku: a) korelační koeficienty mezi stanicemi ČR, pro řady s ukončením společného období do roku 1949 včetně a pro řady se začátkem společného období od roku 1950; b) totéž, ale při použití stejného výběru 28 stanic, včetně 8 stanic mimo území ČR, měřících v obdobích 1900–1949 a 1950–1999.....	97
Obr. 5.13. Závislost korelačních koeficientů průměrných ročních teplot stanic ČR na vzdálenosti, resp. rozdílu nadmořské výšky pro dvojice stanic.....	98
Obr. 5.15. Závislost korelačních koeficientů zimních a letních teplot vzduchu v ČR na rozdílu nadmořské výšky dvou stanic	99
Obr. 5.16. Závislost korelačních koeficientů pro průměrné teploty zimy a léta v ČR na vzdálenosti a rozdílu v nadmořské výšce dvou stanic	99
Obr. 5.17. Geografické rozložení stanic použitých pro analýzu extremity měsíčních průměrů teploty vzduchu.....	100
Obr. 5.18. Průměrný počet měsíců z vybraných 28 stanic, jejichž průměrné teploty překračují v určitém roce daný kvantil.....	101
Obr. 5.19. Shluková analýza metodou k–průměrů standardizovaných průměrných měsíčních teplot vzduchu chladného půlroku stanic ČR v období 1961–1990.....	103
Obr. 5.20. Shluková analýza metodou k–průměrů standardizovaných průměrných měsíčních teplot vzduchu teplého půlroku stanic v ČR v období 1961–1990	103
Obr. 5.21. Geografické rozložení stanic v ČR s měřením teploty vzduchu v období 1961–1990 a gridové body počítané z údajů těchto stanic	104
Obr. 5.22. Komponentní váhy pro první čtyři hlavní komponenty (F1–F4) spolu s uvedením objasněného rozptylu (v procentech) pro rok (všechny měsíce), zimní a letní půlrok (každý po 6 měsících)	105
Obr. 5.23. Komponentní váhy pro první čtyři hlavní komponenty (F1–F4) spolu s uvedením objasněného rozptylu (v procentech) pro rok (všechny měsíce), zimní a letní půlrok (každý po 6 měsících)	107
Obr. 5.24. Faktorová analýza, rok (všechny měsíce), rotace faktorů varimax prostý	109
Obr. 5.25. Počet stanic použitých k výpočtu průměrných řad pro ČR a okolí ČR v letech 1770–1855.....	110
Obr. 5.26. Rozdíly v ročních průměrech teploty vzduchu mezi průměrnou řadou ČR a průměrnou řadou z okolí ČR v období 1771–2000.....	111
Obr. 5.27. Kolísání anomálií teploty vzduchu průměrné řady ČR (referenční období 1961–1990) pro sezóny a rok v období 1848–2000	112
Obr. 5.28. Kolísání ročních teplotních anomálií průměrné řady ČR v období 1848–2000, shlazených 8letým pásmovým filtrem s vyznačením lineárního trendu.....	116
Obr. 5.29. Odhady spektrální hustoty podle metody MESA pro roční teplotní anomálie průměrné řady severní polokoule, období 1856–2000. Maximální posun autokorelace $M = 30$	
Obr. 5.30. Dynamická MESA ročních teplotních anomálií průměrné řady severní polokoule, období 1856–2000. 2D varianta znázornění, pouze pro statisticky významné cykly ($\alpha = 0,05$). Každý krok je proveden pro období délky 30 let a maximální posun $M = 10$	
Obr. 5.31. Kolísání teploty vzduchu a spektrální analýza (MESA) pro teplotní anomálie průměrné řady ČR pro rok a jednotlivé sezóny. Období 1848–2000.....	117
Obr. 5.32. Nalevo: spektrální analýza (spektrální odhady podle Blackmana a Tukeyho) pro roční průměry průměrné řady ČR (ČR) a průměrné řady severní polokoule (TNH), $M=29$, spektrální odhady vyjádřeny v procentech vysvětleného rozptylu. Napravo: koherenční analýza (Blackman a Tukey) pro tytéž řady, $M=29$	121
Obr. 5.33. Koherenční analýza (spektrální odhady podle Blackmana a Tukeyho) pro průměrnou řadu ČR a pro průměrnou řadu severní polokoule, $M=29$, pro jednotlivé sezóny	121
Obr. 5.34. Roční teplotní anomálie průměrných řad ČR a severní polokoule aproximované řadami vypočítanými podle vícenásobného lineárního regresního modelu	126
Obr. 5.35. Roční teplotní anomálie průměrných řad ČR a severní polokoule aproximované řadami vypočítanými podle vícenásobného lineárního regresního modelu. Všechny použité faktory (prediktory) byly shlazený nízkofrekvenčním Gaussovým filtrem pro 10 let	127

Přílohy

Seznam příloh:

- Příloha 1a.** Seznam stanic s homogenizovanými měřeními na území České republiky
- Příloha 1b.** Seznam stanic vyřazených z databáze zpracovávaných stanic České republiky
- Příloha 1c.** Seznam stanic mimo území České republiky použitých pro tvorbu referenčních řad při homogenizaci
- Příloha 1d.** Německé ekvivalenty pro názvy zpracovávaných stanic
- Příloha 1e.** Původ řad, které nebyly pořízeny z ročenek uvedených v kap. 2.1
- Příloha 2.** Opravené nehomogenity (roky) a velikosti oprav pro jednotlivé měsíce
- Příloha 3.** Kvalita měření pro jednotlivé testované úseky stanic
- Příloha 4.** Seznam stanic, které přešly na automatizovaná měření do roku 2000, včetně