

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta informatiky a statistiky



**Analýza vývoje teplotních a srážkových
časových řad naměřených na území České
republiky za období 1961–2018**

BAKALÁŘSKÁ PRÁCE

Studijní program: Kvantitativní metody v ekonomice

Studijní obor: Matematické metody v ekonomii

Autor: Adam Nekola

Vedoucí bakalářské práce: Ing. Karel Helman, Ph.D.

Praha, květen 2019

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci Analýza vývoje teplotních a srážkových časových řad naměřených na území České republiky za období 1961–2018 vypracoval samostatně za použití v práci uvedených pramenů a literatury.

V Praze dne 3. května 2019

.....

Adam Nekola

Poděkování

Rád bych na tomto místě poděkoval panu Ing. Karlovi Helmanovi, Ph.D. za vedení mé bakalářské práce a za podnětné návrhy, které ji obohatily. Rovněž děkuji Českému hydrometeorologickému ústavu za poskytnutí dat a informací, týkající se úprav a výpočtů provedených nad naměřenými daty.

Abstrakt

Tato bakalářská práce se zabývá analýzou vývoje teplotních a srážkových časových řad, jejichž hodnoty byly naměřeny na území České republiky v období 1961–2018, a to jak z denního, tak i z měsíčního a ročního pohledu. Údaje o časových řadách byly získány od Českého hydrometeorologického ústavu. Cílem této práce je prozkoumat základní vlastnosti vybraných časových řad, zejména pokud jde o trendovou a sezónní složku a jejich vývoj v čase. Cílem je také posouzení, zdali v průběhu sledovaného období došlo k prokazatelným změnám teploty nebo úhrnu srážek, které mohou být spojené s aktuálními globálními změnami klimatu. Tato práce si dále klade za cíl prozkoumat hypotézy, že rok 2018 byl nejteplejším a nejsušším rokem za sledované období a že existuje negativní korelace mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek. Pro potřeby analýzy byly využity základní popisné charakteristiky. Při modelování sezónní a trendové složky byly použity regresní metody a byla uvažována aditivní dekompozice časových řad. Pro posouzení negativní korelace mezi měsíčními časovými řadami průměrných teplot a srážkových úhrnů pak Pearsonův korelační koeficient.

Klíčová slova

Časové řady, teploty, srážky, trend, sezónnost, regrese.

JEL Klasifikace

C13, C22, C52, Q54.

Abstract

This bachelor thesis is focused on analysis of temperature and precipitation time series that were measured in the Czech Republic during 1961–2018. This thesis employs daily, monthly and yearly datasets. The datasets were obtained from the Czech hydrometeorological institute. The aim of this thesis is to investigate the basic attributes of the selected time series, mainly concerning the trend and seasonal part and their development in time. Other aims are to review if there are perceptible changes in temperatures and precipitation in the observed period that might be connected with the global effect of climate change. This thesis further aims to explore two hypotheses. The first one is that the year 2018 was the hottest one in terms of temperatures and at the same time the driest one in terms of precipitation measured in the observed period. The second one is that there is a negative correlation present between the monthly mean temperatures and the monthly precipitation in the observed period. Basic descriptive characteristics were used for the analysis, the additive decomposition of the time series was assumed and regression methods were used for modelling the seasonal and trend part of the time series. The Pearsons correlation coefficient was used in order to examine the negative correlation between the monthly mean temperatures and monthly precipitation.

Keywords

Time series, temperatures, precipitation, trend, seasonality, regression.

JEL Classification

C13, C22, C52, Q54.

Obsah

SEZNAM OBRÁZKŮ	8
SEZNAM TABULEK.....	9
SEZNAM ZKRATEK A SYMBOLŮ	10
ÚVOD	12
1 EKONOMICKÝ VÝZNAM MONITOROVÁNÍ KLIMATU.....	13
2 METODOLOGIE PRO ANALÝZU ČASOVÝCH ŘAD	14
2.1 TRÍDĚNÍ ČASOVÝCH ŘAD	14
2.2 POPISNÁ STATISTIKA	14
2.2.1 Míry polohy	15
2.2.2 Míry variability.....	16
2.2.3 Míry dynamiky	18
2.3 PŘÍSTUPY K MODELOVÁNÍ ČASOVÝCH ŘAD	19
2.4 IDENTIFIKACE A POPIS SEZÓNŇÍ SLOŽKY	20
2.4.1 Periodogram.....	20
2.4.2 F-test sezónnosti.....	21
2.5 MODELOVÁNÍ TRENDOVÉ SLOŽKY.....	21
2.5.1 Metoda nejmenších čtverců.....	22
2.5.2 Konstantní trend	23
2.5.3 Lineární trend	23
2.5.4 Kvadratický trend	24
2.5.5 Centrované klouzavé průměry	24
2.6 VOLBA VHDNÉHO MODELU TRENDU	25
2.6.1 Index determinace a upravený index determinace.....	25
2.6.2 Průměrné charakteristiky reziduí.....	26
2.6.3 Reziduální autokorelační funkce.....	26
2.6.4 Dílčí t-testy pro parametry regresního modelu.....	26
2.6.5 Celkový F-test regresního modelu.....	27
2.6.6 Výběrový Pearsonův korelační koeficient	28
2.7 REGRESNÍ METODA MODELOVÁNÍ SEZÓNŇNOSTI	29
3 ZDROJOVÁ DATA.....	31
3.1 DATA ZE STANICE PRAHA–RUZYNĚ.....	31
3.2 DATA O UKAZATELÍCH NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR.....	32
3.3 INTERPRETACE ZDROJOVÝCH DAT	33
4 ANALÝZA TEPLOTNÍCH A SRÁŽKOVÝCH ČASOVÝCH ŘAD	34
4.1 ZÁKLADNÍ CHARAKTERISTIKY VYBRANÝCH TEPLOTNÍCH A SRÁŽKOVÝCH ČASOVÝCH ŘAD	35
4.1.1 Základní vlastnosti ročních a měsíčních teplotních časových řad	35
4.1.2 Základní vlastnosti ročních a měsíčních srážkových časových řad.....	37
4.1.3 Vlastnosti ročních časových řad při uvažování desetiletých intervalů.....	39
4.2 ANALÝZA SEZÓNŇÍ SLOŽKY MĚSÍČNÍCH ČASOVÝCH ŘAD	40
4.2.1 Analýza sezonní složky průměrných měsíčních teplot	40
4.2.2 Analýza sezonní složky měsíčních úhrnů srážek	42
4.2.3 Identifikace periody měsíčních časových řad vybraných ukazatelů	44
4.3 DEKOMPOZICE ČASOVÝCH ŘAD	46

4.4 MODELOVÁNÍ TRENDOVÉ SLOŽKY MĚSÍČNÍCH ČASOVÝCH ŘAD.....	47
4.4.1 <i>Odhad trendu časové řady průměrných měsíčních teplot</i>	47
4.4.2 <i>Odhad trendu časové řady měsíčních úhrnů srážek</i>	49
4.5 MODELOVÁNÍ SEZONNÍ SLOŽKY VYBRANÝCH ČASOVÝCH ŘAD.....	51
4.5.1 <i>Výpočet sezónních výkyvů průměrných měsíčních teplot</i>	51
4.5.2 <i>Výpočet sezónních výkyvů měsíčních úhrnů srážek</i>	53
4.6 KLIMATICKÉ CHARAKTERISTIKY ROKU 2018 VE SROVNÁNÍ S OSTATNÍMI ROKY	55
4.6.1 <i>Teplotní charakteristiky roku 2018 ve srovnání s ostatními roky</i>	55
4.6.2 <i>Srážkové charakteristiky roku 2018 ve srovnání s ostatními roky</i>	58
4.7 ZKOUMÁNÍ LINEÁRNÍ ZÁVISLOSTI MEZI PRŮMĚRNÝMI MĚSÍČNÍMI TEPLOTAMI A MĚSÍČNÍMI ÚHRNY SRÁŽEK	60
ZÁVĚR.....	62
LITERATURA	64

Seznam obrázků

OBR. 1 HUSTOTY ROZDĚLENÍ, KDE MAJÍ NÁHODNÉ VELIČINY A A B STEJNOU STŘEDNÍ HODNOTU, ALE ROZDÍLNÝ ROZPTYL	16
OBR. 2 POLOHA METEOROLOGICKÝCH STANIC V ČESKÉ REPUBLICE, ZPRACOVÁVAJÍCÍCH VOLNĚ DOSTUPNÉ DENNÍ UKAZATELE, VČETNĚ STANICE PRAHA–RUZYNĚ. ZDROJ: PORTAL.CHMI.CZ	31
OBR. 3 VÝVOJ PRŮMĚRNÉ ROČNÍ TEPLoty NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	35
OBR. 4 HISTOGRAM PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH TEPLot NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	36
OBR. 5 VÝVOJ ROČNÍHO ÚHRNU SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	37
OBR. 6 HISTOGRAM MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	38
OBR. 7 ČETNOSTI NEJTEPLEJŠÍCH MĚSÍČŮ ZA OBDOBÍ 1961–2018 NA ÚZEMÍ ČR.....	40
OBR. 8 ČETNOSTI NEJCHLADNĚJŠÍCH MĚSÍČŮ ZA OBDOBÍ 1961–2018 NA ÚZEMÍ ČR	40
OBR. 9 VÝVOJ PRŮMĚRNÉ MĚSÍČNÍ TEPLoty V RÁMCÍ ROKU NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	41
OBR. 10 ČETNOSTI NEJDEŠTIVĚJŠÍCH MĚSÍČŮ ZA OBDOBÍ 1961–2018 NA ÚZEMÍ ČR	42
OBR. 11 ČETNOSTI NEJSUŠŠÍCH MĚSÍČŮ ZA OBDOBÍ 1961–2018 NA ÚZEMÍ ČR	42
OBR. 12 PRŮMĚRNÝ VÝVOJ ÚHRNU SRÁŽEK V RÁMCÍ ROKU NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	43
OBR. 13 HODNOTY PERIODOGRAMU MĚSÍČNÍ ČASOVÉ ŘADY ÚHRNŮ SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	44
OBR. 14 VÝVOJ PRŮMĚRNÉ MĚSÍČNÍ TEPLoty NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	46
OBR. 15 VÝVOJ MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	46
OBR. 16 VÝVOJ PRŮMĚRNÉ MĚSÍČNÍ TEPLoty NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018 PŘED A PO APLIKACI CENTROVANÝCH KLOUZAVÝCH PRŮMĚRŮ O DÉLCE KLOUZAVÉ ČÁSTI 12	47
OBR. 17 KONVEXNÍ PARABOLICKÝ TREND PRŮMĚRNÉ MĚSÍČNÍ TEPLoty PO APLIKACI CENTROVANÝCH KLOUZAVÝCH PRŮMĚRŮ O DÉLCE KLOUZAVÉ ČÁSTI 12, PRO DATA NAMĚŘENÁ NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	48
OBR. 18 VÝVOJ ČASOVÉ ŘADY MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018 PŘED A PO APLIKACI CENTROVANÝCH KLOUZAVÝCH PRŮMĚRŮ O DÉLCE KLOUZAVÉ ČÁSTI 12	49
OBR. 19 KONKÁVNÍ PARABOLICKÝ TREND ČASOVÉ ŘADY MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK PO APLIKACI CENTROVANÝCH KLOUZAVÝCH PRŮMĚRŮ O DÉLCE KLOUZAVÉ ČÁSTI 12, PRO DATA NAMĚŘENÁ NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	50
OBR. 20 VÝVOJ POČTU MRAZOVÝCH, LEDOVÝCH A ARKTICKÝCH DNŮ V ČASE SPOLU S PRŮMĚRNÝM POČTEM MRAZOVÝCH, LEDOVÝCH A ARKTICKÝCH DNŮ NAMĚŘENÝCH NA STANICI PRAHA – RUZYNĚ ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	57
OBR. 21 VÝVOJ POČTU TROPICKÝCH, LETNÍCH A JARNÍCH DNŮ V ČASE SPOLU S PRŮMĚRNÝM POČTEM TROPICKÝCH, JARNÍCH A LETNÍCH DNŮ NAMĚŘENÝCH NA STANICI PRAHA–RUZYNĚ ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	57
OBR. 22 PRŮMĚRNÉ ROČNÍ TEPLoty NAMĚŘENÉ NA STANICI PRAHA-KLEMENTINUM OD ROKU 1775 DO ROKU 2018. ZDROJ: INFOMET.CZ [17]	58
OBR. 23 ČASOVÁ ŘADA PRŮMĚRNÝCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA STANICI PRAHA–RUZYNĚ ZA OBDOBÍ 1961–2018 SPOLU S 5LETÝMI A 11LETÝMI KLOUZAVÝMI PRŮMĚRY.....	59
OBR. 24 VÝVOJ PRŮMĚRNÉHO POČTU DNŮ BEZ SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA STANICI PRAHA–RUZYNĚ.....	59

Seznam tabulek

TAB. 1 POROVNÁNÍ MĚR VARIABILITY PRŮMĚRNÉ ROČNÍ TEPLoty ZA OBDOBÍ 1961–1991 A 1961–2018 NAMĚŘENÉ NA ÚZEMÍ ČR	17
TAB. 2 ZÁKLADNÍ INFORMACE O PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH A ROČNÍCH TEPLOTÁCH NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR V OBDOBÍ 1961–2018	36
TAB. 3 VYBRANÉ MÍRY DYNAMIKY ROČNÍ ČASOVÉ ŘADY PRŮMĚRNÝCH TEPLOT NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	36
TAB. 4 ZÁKLADNÍ INFORMACE O ÚHRNECH SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR V OBDOBÍ 1961–2018...	37
TAB. 5 VYBRANÉ MÍRY DYNAMIKY ROČNÍ ČASOVÉ ŘADY ÚHRNŮ SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961– 2018.....	38
TAB. 6 VLASTNOSTI ROČNÍCH ČASOVÝCH ŘAD PRŮMĚRNÝCH ROČNÍCH TEPLOT A ROČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018 PŘI UVAŽOVÁNÍ DESETILETÝCH INTERVALŮ	39
TAB. 7 MÍRY VARIABILITY PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH TEPLOT PO ČTVRTLETÍCH NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	41
TAB. 8 MÍRY VARIABILITY MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK PO ČTVRTLETÍCH NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	43
TAB. 9 VÝTAŽEK Z PŘEHLEDU FREKVENCÍ, FREKVENCÍ CYKLŮ A HODNOT PERIODOGRAMU PRO MĚSÍČNÍ ÚHRNY SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	44
TAB. 10 TEST PRO OVĚŘENÍ PŘÍTOMNOSTI SEZÓNÍ SLOŽKY V ČASOVÉ ŘADĚ MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	45
TAB. 11 ODHADNUTÉ TRENDOVÉ FUNKCE, APLIKOVANÉ NA SEZÓNĚ OČIŠTĚNOU ČASOVOU ŘADU PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH TEPLOT NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018, A JEJICH KVALITA Z POHLEDU INTERPOLAČNÍCH KRITÉRIÍ.....	48
TAB. 12 ODHADNUTÉ TRENDOVÉ FUNKCE, APLIKOVANÉ NA SEZÓNĚ OČIŠTĚNOU ČASOVOU ŘADU MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENOU NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018, A JEJICH KVALITA Z POHLEDU INTERPOLAČNÍCH KRITÉRIÍ	49
TAB. 13 ODHADNUTÉ REGRESNÍ ROVNICE POMOCÍ REGRESNÍ METODY MODELOVÁNÍ SEZÓNNOСТИ PRO ČASOVOU ŘADU PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH TEPLOT NAMĚŘENOU NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	51
TAB. 14 PŘEHLED TESTOVÝCH KRITÉRIÍ t -TESTU A JEJICH p -HODNOT PRO JEDNOTLIVÉ ODHADNUTÉ REGRESNÍ PARAMETRY (POUZE TRENDOVÉ).....	52
TAB. 15 SEZÓNÍ VÝKYVY PRŮMĚRNÝCH MĚSÍČNÍCH TEPLOT NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961– 2018; REGRESNÍ PŘÍSTUP K MODELOVÁNÍ SEZÓNNOСТИ	52
TAB. 16 ODHADNUTÉ REGRESNÍ ROVNICE POMOCÍ REGRESNÍ METODY MODELOVÁNÍ SEZÓNNOСТИ PRO ČASOVOU ŘADU MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENOU NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018.....	53
TAB. 17 PŘEHLED TESTOVÝCH KRITÉRIÍ t -TESTU A JEJICH p -HODNOT PRO JEDNOTLIVÉ ODHADNUTÉ REGRESNÍ PARAMETRY (POUZE TRENDOVÉ).....	53
TAB. 18 SEZÓNÍ VÝKYVY MĚSÍČNÍCH ÚHRNŮ SRÁŽEK NAMĚŘENÝCH NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018; REGRESNÍ PŘÍSTUP K MODELOVÁNÍ SEZÓNNOСТИ.....	54
TAB. 19 PŘEHLED 5–TI NEJTEPLEJŠÍCH ROKŮ Z POHLEDU PRŮMĚRNÉ DENNÍ TEPLoty, PRŮMĚRNÉ MAXIMÁLNÍ DENNÍ TEPLoty A PRŮMĚRNÉ MINIMÁLNÍ DENNÍ TEPLoty NAMĚŘENÉ NA STANICI PRAHA–RUŽYŇ ZA OBDOBÍ 1961–2018	55
TAB. 20 PŘEHLED VYBRANÝCH TEPLOTNÍCH UKAZATELŮ PRO POROVNÁNÍ LET 2015 A 2018 OPROTI PRŮMĚRU ZA SLEDOVANÉ OBDOBÍ 1961–2018 NA STANICI PRAHA–RUŽYŇ	56
TAB. 21 PŘEHLED KORELAČNÍCH KOEFICIENTŮ A p -HODNOT PRO URČENÍ LINEÁRNÍ ZÁVISLOSTI MEZI MĚSÍČNÍMI ÚHRNY SRÁŽEK A PRŮMĚRNÝMI MĚSÍČNÍMI TEPLOTAMI NAMĚŘENÝMI NA ÚZEMÍ ČR ZA OBDOBÍ 1961–2018	60

Seznam zkratk a symbolů

Absolutní přírůstek	Δy	Průměrná hodnota sezónní a nesystematické složky v j -té sezóně	$\overline{S a_j}$
Cyklická složka	C_t	Průměrný absolutní přírůstek	$\bar{\Delta}$
Český hydrometeorologický ústav	ČHMÚ	Průměrný koeficient růstu	$\bar{k}$
Délka časové řady	T	Průměrný relativní přírůstek	$\bar{\delta}$
Délka klouzavé části	m	Regresory (vysvětlující proměnné)	$x_1, x_2, \dots, x_k$
Denní průměrná teplota	DPT	Relativní přírůstek	δ_t
Empirické pozorování v čase t	y_t, x_t	Reziduální součet čtverců	S_e
Úhlová frekvence	ω	Reziduum v čase t	$\hat{a}_t$
Geographical information system (Geografický informační system)	GIS	Root mean squared error (odmocnina ze střední čtvercové chyby)	RMSE
Hladina významnosti	α	Rozptyl nesystematické složky	$D(a_t)$
Hodnota periodogramu pro j -tou frekvenci	$I(\omega_j)$	Sezónní složka	S_t
Hodnota sezónní a nesystematické složky v roce i a sezóně j	$S a_{ij}$	Střední hodnota nesystematické složky	$E(a_t)$
Index času	t	Střední hodnoty teplot/ úhrnů srážek jednotlivých sezón	$\mu_1, \dots, \mu_s$
Index determinace	I^2	Středoevropský čas	SEČ
Inverse Distance Weighting (Inverzní vážení vzdálenosti)	IDW	Středoevropský letní čas	SELČ
Klouzavý průměr v čase t	$\bar{y}_t$	Teoretický součet čtverců	S_y
Koeficient růstu	k_t	Teoretická (systematická) složka	Y_t
Kovariance mezi dvěma veličinami	$cov(\cdot, \cdot)$	Testovaná a alternativní hypotéza	H_0, H_1
Kritický obor	W_α	Testové kritérium celkového F -testu regresního modelu	F
Local linear regression (Lokální lineární regrese)	LLR	Testové kritérium dílčích t -testů	t'

Mean squared error (střední čtvercová chyba)	MSE	Testové kritérium F -testu sezónnosti	F_s
Nesystematická složka	a_t	Testové kritérium o korelačním koeficientu	T'
Odhad hodnoty sezónní složky v čase t	$\hat{S}_t$	Trendová složka	T_t
Odhad směrodatné chyby odhadu testovaného parametru	s_{β_i}	Umělá “dummy” proměnná pro j -tou sezónu	D_j
Odhad hodnoty trendové složky v čase t	$\hat{T}_t$	Upravený/modifikovaný index determinace	I_{upr}^2
Odhady parametrů regresního modelu	$\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$	Variační rozpětí	R
Odhady parametrů regresního modelu pro danou sezónu	$\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \dots, \hat{\gamma}_j$	Délka ekvidistantního intervalu	q
Parametry regresního modelu	$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$	Velikost sezónní odchylky pro j -tou sezónu	$\hat{s}_j$
Parametry regresního modelu pro danou sezónu	$\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_j$	Výběrová směrodatná odchylka, počet sezón	s
Populační Pearsonův korelační koeficient	ρ_{yx}	Výběrový autokorelační koeficient pro zpoždění l	r_l
Počet parametrů regresního modelu	k	Výběrový Pearsonův korelační koeficient	r_{yx}
Polovina délky klouzavé části	p	Výběrový variační koeficient	v
Prostý aritmetický průměr hodnot časové řady	$\bar{y}$	Výběrový rozptyl	s^2
Prostý aritmetický průměr odhadnutých sezónních regresních parametrů	$\hat{s}$	Vyrovnaná hodnota v čase t	$\hat{y}_t$
Průměrná hodnota sezónní a nesystematické složky	$\overline{Sa}$		

Úvod

Tato bakalářská práce se zabývá zkoumáním denních, měsíčních a ročních časových řad vybraných klimatických prvků naměřených na území České republiky za období 1961–2018.

Počasí je v ([12], str. 805) definováno jako stav atmosféry v libovolný čas a na libovolném místě. „Klima“ se od „počasí“ liší tím, že klima představuje regionální a globální sloučení počasí v měsíčním či ročním měřítku, spíše než v minutách nebo hodinách. Vědecká disciplína, která studuje počasí, se dle ([12], str. 805) nazývá meteorologie. Ta je definována americkou meteorologickou společností jako vědní obor zabývající se atmosférickými jevy. Některé z cílů, které jsou meteorologii často připisovány, jsou kompletní pochopení, přesná predikce a umělá kontrola atmosférických jevů.

Pokud vezmeme v potaz nesmírné množství existujících klimatických dat, statistické metody nalézají dle ([12], str. 687) v této oblasti široké uplatnění a využití při studování minulých, současných a budoucích stavů klimatu. Kvůli dopadům klimatu na lidské aktivity, se dle ([12], str. 272) klade velký důraz na aplikování znalostí, které jsme o klimatu nabyli, k zvýšení lidského blaha, včetně pokusů o vytvoření schémat pro predikci budoucích klimatických podmínek.

V bakalářské práci pracuji se dvěma datovými soubory, které jsou volně dostupné na stránkách Českého hydrometeorologického ústavu. První datový soubor obsahuje informace o průměrných měsíčních a ročních teplotách a o měsíčním a ročním úhrnu srážek na území České republiky. Druhý datový soubor se skládá z informací o denních průměrných teplotách, maximální a minimální denní teplotě a denním úhrnu srážek, naměřených za období 1961–2018 na měřicí stanici Praha–Ruzyně.

Cílem bakalářské práce je prozkoumat základní vlastnosti vybraných časových řad, zejména pokud jde o trendovou a sezónní složku a jejich vývoj v čase. Předmětem výzkumu je mimo jiné zjistit, zdali ve sledovaném období došlo ke změnám průměrné teploty nebo úhrnů srážek na území ČR a tyto změny popsat a kvantifikovat.

Dále se tato práce pokouší prozkoumat hypotézu, že byl rok 2018 nejsušším a zároveň nejteplejším rokem za sledované období, čímž práce naváže na nespočet článků vydaných na téma extrémního sucha a tepla, které ČR v roce 2018 postihlo, jak se lze dočíst například v [20]. Druhým hlavním tématem této práce je posoudit hypotézu, že existuje negativní korelace mezi průměrnými měsíčními teplotami a průměrným měsíčním úhrnem srážek, tj. že vyšší měsíční teplotě odpovídá nižší měsíční úhrn srážek (a naopak).

Práce se sestává ze dvou částí. První část se převážně zaměřuje na teoretický popis statistických metod, použitých k dosažení výše zmíněných cílů, a posouzení stanovených hypotéz, dále je zde uveden detailnější výčet důvodů pro monitorování klimatu. V druhé části bakalářské práce jsou popsány oba datové soubory a je prostřednictvím vybraných statistických metod provedena analýza vybraných časových řad.

Úprava a vizualizace dat byla provedena v Microsoft Excel 2016, výpočty pak v EViews 9.

1 Ekonomický význam monitorování klimatu

Globální změna klimatu má dle [22] přímý dopad na nespočet sociálních, ekonomických a enviromentálních aspektů, mezi které patří například bezpečnost, zdraví obyvatel, zajištění potravin, turismus nebo energetika. Potřeba vyrovnávat se s těmito změnami a přizpůsobovat se jim vede k potřebě pochopení jejich příčin, velikostí a rozsahu, a hlavně ke snaze předpovědět jejich dopady. Monitorování klimatu dává uživateli informace, které potřebuje k efektivnímu plánování a provozu svých aktiv. Monitorování je zásadní pro předpovídání horkých přívalových vln, období sucha, silných úhrnů srážek, záplav nebo tropických cyklonů včetně hurikánů a tajfunů, kvůli jejich často katastrofickým následkům.

Dlouhotrvající sucha mohou například způsobit dramatický pokles zásob vody v přehradách a jezerech; v krajních situacích je mohou úplně vyprázdnit. Úroda plodin a populace chovné zvěře může být tímto silně zredukována, což může vyústit v nárůst cen potravin, poté v nedostatek potravin a nakonec (v extrémním případě) v hladomor či politické konflikty, na což poukazují vědci v [22].

Různé klimatické podmínky na různých místech planety dávají možnost pro rozvoj širokého spektra fauny a flóry. Například v deštných pralesech, pro něž jsou typické teplé a vlhké klimatické podmínky doprovázeny silnými dešti, rostou rostliny, které nerostou nikde jinde na světě. Tyto rostliny jsou následně využívány ve farmaceutickém průmyslu pro výrobu léčiv. Na druhé straně, vyschlé pouště poskytují ideální podmínky pro těžbu minerálů a kovů, které jsou využívány ve výrobním průmyslu [24].

Bouřky nebo sněhové vánice brání lidem v dopravení se na jejich pracoviště, což vytváří znatelné propady v tržbách firmy v období těchto kalamit. S tímto je spojený i postoj spotřebitelů a zákazníků, kteří v těchto obdobích zřídka tráví svůj čas nakupováním, což se opět odráží v objemu prodeje a tržbách společnosti. Nepříznivé až extrémní předpovědi počasí vyvolávají v lidech strach, který je běžně doprovázen aktivitami jako natankování plné nádrže u aut, nakupování zásob dlouhotrvajících potravin, svítilen a baterek pro případ výpadku proudu. Přestože toto chování může výrazně podpořit ekonomiku některých podniků, jedná se především o přechodný a krátkodobý stav. V případech předpovědi nepříznivého počasí zaznamenávají nárůst tržeb také pojišťovny, jelikož se lidé začnou více bát o svůj majetek a chtějí si jej pojistit pro případ katastrofy [25]. Předpovědi počasí se hojně využívají i na burzách obchodujících s komoditami. V mnohých případech jsou takovéto předpovědi dokonce nejzásadnějším prvkem při určování ceny dané komodity.

Jak lze vidět, důvodů, ať už ekonomických či jiných, pro monitorování klimatu, je mnoho.

2 Metodologie pro analýzu časových řad

Jako časovou řadu lze chápat řadu hodnot, jenž je v čase chronologicky uspořádána ve směru minulost–přítomnost, a její hodnoty jsou vymezeny jak věcně (například teplotní nebo srážková časová řada), tak prostorově (například hodnoty naměřené na území České republiky za daný časový úsek). Takto definovaná časová řada je nejčastěji zapisována jako y_t , kde $t = 1, \dots, T$ ([1], str. 7). Písmeno t zde představuje časový index pro jednotlivé hodnoty časové řady. Celkový počet časových indexů, neboli délka časové řady, se zapisuje jako T . Analýzou časových řad se pak rozumí soubor metod, které slouží k popisu těchto řad ([7], str. 246).

2.1 Třídění časových řad

Pro potřeby hlubšího pochopení časových řad a pro určení korektních statistických nástrojů pro jejich popis bylo zavedeno několik členění v závislosti na statistických vlastnostech sledovaných ukazatelů. Časové řady se dle ([7], str. 246–247) rozlišují na:

- a) **intervalové** a **okamžikové**, podle časového hlediska sledovaných ukazatelů. Hodnoty intervalové časové řady se vztahují k určitému intervalu, zatímco okamžikové časové řady k určitému časovému okamžiku. Příkladem okamžikové časové řady jsou teploty naměřené každý den na určité stanici v 10 hodin a příkladem intervalové časové řady jsou úhrny srážek na určité stanici za jednotlivé měsíce roku 2018. Dalším zásadním rozdílem těchto dvou kategorií je, že hodnoty intervalových ukazatelů se dají, na rozdíl od okamžikových, sčítat;
- b) **dlouhodobé**, **krátkodobé** a **vysokofrekvenční**, podle periodicity sledování ukazatele. U dlouhodobých časových řad se hodnoty sledují v ročních či delších časových úsecích, v případě krátkodobých pak v úsecích kratších než jeden rok a u vysokofrekvenčních v úsecích kratších než jeden týden;
- c) **primárních** ukazatelů a **odvozených** charakteristik, podle druhu sledovaných ukazatelů. Mezi primární ukazatele spadá například teplota naměřená v konkrétní hodinu a odvozenou charakteristikou je pak například průměrná měsíční teplota.

2.2 Popisná statistika

Termín **statistika** v dnešní době dle ([4], str. 13–14) označuje:

- a) slovní a numerické údaje a jejich souhrny o sledovaných ukazatelích;
- b) aktivitu, která spočívá ve sběru statistických dat o sledovaných jevech, jejich třídění, agregování, grafickém znázorňování, konstrukci a výpočtu jejich číselných charakteristik a analýze;
- c) vědní disciplínu, zkoumající statistické vztahy zkoumaných jevů nebo souhrn vědeckých metod sběru, zpracování a analyzování dat.

2.2.1 Míry polohy

Míry polohy jsou měřeny pomocí středních hodnot souboru. Tyto střední hodnoty se dělí na dvě skupiny. První skupina se nazývá **průměry** a střední hodnoty v této skupině se počítají z „*hodnot sledované proměnné všech statistických jednotek statistické souboru*“ ([4], str. 51). Tato práce využívá pouze jeden průměr z této skupiny, a to průměr **aritmetický**¹. Druhá skupina se liší tím, že hodnoty jsou rovny pouze některým hodnotám proměnné ve statistickém souboru, v závislosti na konkrétní metodě. Nejdůležitějšími zástupci této skupiny jsou **medián** a **modus**.

Prostý aritmetický průměr T hodnot $y_1, y_2, \dots, y_t$, které nemusí být uspořádány, lze vypočítat jako

$$\bar{y} = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_t}{T} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}, \quad (1)$$

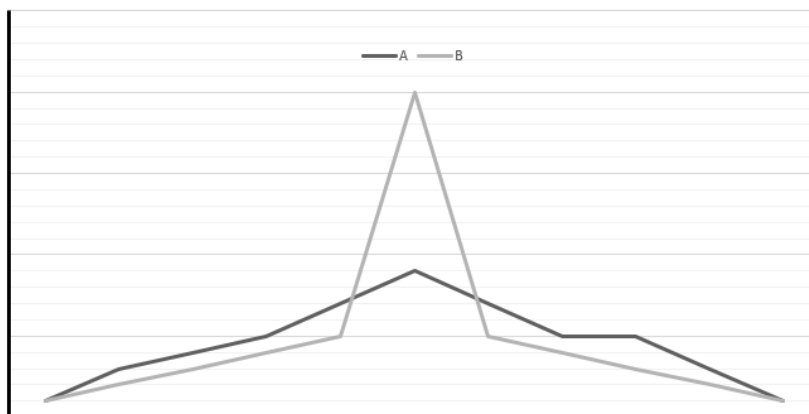
kde hodnoty $y_1, y_2, \dots, y_t$ představují empirická pozorování, časový index t představuje dobu, kdy byla hodnota naměřena (například teplota naměřená 31. 12. 2018) a T je celková délka časové řady ([1], str. 13). Pokud nebude v textu uvedeno jinak, všechny průměry byly vypočítány pomocí tohoto vzorce.

Medián představuje prostřední hodnotu (z hlediska velikosti hodnot) vzestupně uspořádaného souboru neboli 50% kvantil souboru. Medián dělí soubor hodnot na dvě stejně velké části, přičemž platí, že 50 % hodnot je stejných jako medián, nebo větších než medián a 50 % hodnot je stejných jako medián, nebo menších než medián. Pakliže je počet hodnot v souboru sudé číslo, obsahuje soubor dvě prostřední hodnoty. V takovém případě je zvykem tyto dvě hodnoty zprůměrovat a výslednou hodnotu považovat za medián. Medián bývá proti aritmetickému průměru upřednostňován v přídech, kdy je aritmetický průměr ovlivňován přítomností extrémních hodnot v souboru a poskytuje tedy zkreslený obraz o úrovni hodnot ([15], str. 15).

¹ Do této skupiny dále patří harmonický, geometrický a kvadratický průměr a jejich vážené modifikace.

2.2.2 Míry variability

Míry variability určují, jak jsou si hodnoty v daném souboru podobné, nebo naopak jak jsou od sebe odlišné. Míry variability se ve velké míře využívají pro porovnání statistických souborů mezi sebou. Může totiž nastat situace, jako na **Obr. 1**, kde mají oba statistické soubory shodnou průměrnou hodnotu, ale rozdílnou koncentraci okolo této průměrné hodnoty.



Obr. 1 Hustoty rozdělení, kde mají náhodné veličiny A a B stejnou střední hodnotu, ale rozdílný rozptyl

Variabilita hodnot v souboru A je v tomto případě vyšší než variabilita hodnot v souboru B. Z toho vyplývá, že aritmetický průměr hodnot v souboru B přináší lepší informaci o poloze statistického souboru než u hodnot v souboru A. Vypovídací schopnost aritmetického průměru je tedy tím větší, čím je variabilita menší a naopak ([4], str. 56). Charakteristik variability existuje mnoho a pro potřeby této práce jich bylo vybráno pouze několik.

Variační rozpětí číselné proměnné y je definováno jako rozdíl mezi maximální hodnotou proměnné y_{max} a minimální hodnotou proměnné y_{min}

$$R = y_{max} - y_{min}. \quad (2)$$

Variační rozpětí představuje pouze hrubou charakteristiku variability, jelikož je značně ovlivněno extrémními pozorováními ([4], str. 57). Pokud se však jedná o teploty či úhrny srážek, může tento ukazatel ve vybraných případech představovat zajímavou a užitečnou informaci. Například pro saharské pouště je typické, že přes den teploty dosahují více než $30\text{ }^{\circ}\text{C}$ a přes noc klesají pod bod mrazu. Naopak v přímořských oblastech, jako například ve Velké Británii, dosahují přes den teploty v průměru okolo $10\text{ }^{\circ}\text{C}$ a v noci zpravidla neklesnou pod $-10\text{ }^{\circ}\text{C}$. Vysoké a nízké hodnoty variačního rozpětí teplot mohou tedy například nastínit základní charakteristiky klimatu dané oblasti.

Výběrový rozptyl T hodnot $y_1, y_2, \dots, y_t$ je definován jako aritmetický průměr čtverců odchylek jednotlivých hodnot sledované proměnné od jejich aritmetického průměru

$$s^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}{T - 1}. \quad (3)$$

Rozptyl je uveden ve čtvercích měrných jednotek hodnot sledovaných číselných proměnných (vyplývá to z definice rozptylu) a proto nemá žádnou věcnou interpretaci ([4], str. 58).

Výběrová směrodatná odchylka T hodnot $y_1, y_2, \dots, y_t$, které nemusí být uspořádány, je definována jako kvadratický průměr odchylek jednotlivých hodnot sledované proměnné od jejich aritmetického průměru

$$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}{T - 1}}. \quad (4)$$

Autoři v literatuře ([4], str. 64) neuvádí verzi vzorce pro výběrovou směrodatnou odchylku, a proto byl ručně upraven. Její výhodou je, že je uvedena ve stejných měrných jednotkách jako zkoumaný statistický znak a lze ji tedy na rozdíl od rozptylu interpretovat. Přibližně udává, o kolik se odchyluje většina pozorování od jejich průměru.

Veškeré do teď zmíněné míry variability patří do skupiny **absolutních** měr variability a jejich nevýhodou je, že neumožňují porovnávat variabilitu souborů s různou úrovní (jelikož se jedná o **absolutní** míry). Tuto skutečnost kompenzují **relativní** míry variability, mezi které patří například variační koeficient. Variační koeficient je vhodný pro vzájemné srovnávání variability dvou nebo více souborů s podstatně odlišnou úrovní hodnot (např. variabilitu teploty naměřené v °C a variabilitu teploty naměřené v °F).

Výběrový variační koeficient je dle ([7], str. 42) definován jako podíl výběrové směrodatné odchylky a aritmetického průměru.

$$v = \frac{s}{\bar{y}}. \quad (5)$$

Výsledek se běžně vyjadřuje v procentech (po vynásobení 100). Podle velmi hrubého pravidla udává variační koeficient vyšší než 50 % nesourodost statistického souboru.

Výpočet charakteristik variability má smysl pouze v případech, kdy časové řady neobsahují trend (tj. když kolísají okolo konstanty). V opačném případě jsou všechny míry ovlivněny přítomností trendu a již fakticky nevyjadřují variabilitu tak, jak je tomu u prostorových dat. V **Tab. 1** je uveden krátký příklad.

Tab. 1 Porovnání měr variability průměrné roční teploty za období 1961–1991 a 1961–2018 naměřené na území ČR

Období	Průměrná teplota	Výběrové variační rozpětí	Výběrový rozptyl	Výběrová směrodatná odchylka	Výběrový variační koeficient
1961–1991	7,31 °C	2,1	0,38	0,62	0,09
1961–2018	7,78 °C	3,3	0,71	0,84	0,11

Jak si lze povšimnout, všechny míry variability jsou vyšší pro celé sledované období oproti vybranému období 1961–1991. Vyšší hodnoty jsou způsobeny tím, že průměrná roční teplota na území ČR v čase roste (má rostoucí trend), o čemž se lze přesvědčit buď z hodnot průměrné teploty v **Tab. 1** nebo třeba na **Obr. 3**.

2.2.3 Míry dynamiky

„Jednoduché míry dynamiky časových řad umožňují charakterizovat základní rysy „chování“ časových řad a formulovat jistá kritéria pro jejich modelování“ ([1], str. 14).

Jednou ze základních měr dynamiky u časových řad je **absolutní přírůstek (první difference)**, který lze zapsat jako

$$\Delta y = y_t - y_{t-1}, \quad t = 2, \dots, T. \quad (6)$$

Tento ukazatele udává změnu hodnoty v čase t oproti hodnotě v čase $t - 1$. Často se používá také **průměrný absolutní přírůstek (průměrná první difference)**

$$\bar{\Delta} = \frac{(y_2 - y_1) + (y_3 - y_2) + \dots + (y_T - y_{T-1})}{T - 1} = \frac{\sum_{t=2}^T \Delta y_t}{T - 1} = \frac{y_T - y_1}{T - 1}. \quad (7)$$

Další podstatnou mírou dynamiky časových řad je **koeficient růstu**

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}, \quad t = 2, \dots, T. \quad (8)$$

Tento koeficient, po vynásobení stem, udává, na kolik procent hodnoty v čase $t - 1$ vzrostla/klesla hodnota v čase t . Také se pro tento ukazatel užívá název tempo růstu. **Průměrný koeficient růstu** (průměrné tempo růstu) se vypočítá jako geometrický průměr jednotlivých koeficientů růstu

$$\bar{k} = \sqrt[T-1]{k_2 \times k_3 \times \dots \times k_T} = \sqrt[T-1]{\frac{y_2}{y_1} \times \frac{y_3}{y_2} \times \dots \times \frac{y_T}{y_{T-1}}} = \sqrt[T-1]{\frac{y_T}{y_1}}. \quad (9)$$

Poslední míra dynamiky časových řad, jenž bude v této práci použita, je **relativní přírůstek**

$$\delta_t = \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1. \quad (10)$$

Průměrný relativní přírůstek se pak vypočítá jako

$$\delta = k - 1. \quad (11)$$

Všechny vzorce jsou značně ovlivněny tím, že je do výpočtu zahrnuta pouze první a poslední hodnota časové řady. To představuje značnou slabinu této metodiky, a proto na ni není v této práci kladen velký důraz.

Veškeré vzorce a definice v této podkapitole byly převzaty z ([1], str. 14–15).

2.3 Přístupy k modelování časových řad

Existuje několik přístupů pro modelování časových řad, mezi které patří například Boxova–Jenkinsova metodologie, spektrální analýza nebo přístup k modelování pomocí tzv. **klasického (formálního) modelu**. Cílem těchto přístupů je popsat a pochopit chování časových řad, což může být užitečné mimo jiné pro tvorbu jejich předpovědí. Tato práce využívá pro zachycení vývoje časových řad přístup klasického modelu. Tento model je založen na myšlence, že časová řada se může skládat až ze čtyř složek. Těmito složkami jsou **trendová** složka (T_t), **sezónní** složka (S_t), **cyklická** složka (C_t) a **nesystematická** složka (a_t). Přístup spočívá v **dekompozici** časové řady na tyto složky pomocí různých postupů k jejich identifikaci, přičemž vlastní tvar rozkladu může být dvojího typu:

a) **aditivní**, v němž

$$y_t = T_t + S_t + C_t + a_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (12)$$

kde Y_t se běžně označuje souhrnně jako teoretická (systematická) složka ve tvaru $T_t + S_t + C_t$.

b) **multiplikativní**, v němž

$$y_t = T_t S_t C_t a_t \Leftrightarrow \log(y_t) = \log(T_t) + \log(S_t) + \log(C_t) + \log(a_t), \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (13)$$

Aditivní dekompozice je vhodná, pokud se velikost sezónních výkyvů nebo odchylek od trendu s časem nemění (je konstantní). Multiplikativní dekompozice se naopak využívá, pokud je variabilita nebo sezónní výkyvy od trendu s časem rostoucí nebo klesající ([9], kapitola 6.1). Multiplikativní dekompozice je pak častější u ekonomických časových řad. Alternativou pro používání multiplikativní dekompozice je prvně data transformovat, dokud se variabilita v časové řadě nezdá v čase stabilní a poté použít aditivní dekompozici. Pokud se aplikuje logaritmická transformace na rovnici aditivní dekompozice, výsledkem bude rovnice pro multiplikativní dekompozici.

Trendová složka vyjadřuje, jakým směrem a jakým tempem časová řada směřuje. Trend může být buď rostoucí (např. řada údajů o počtu lidí na Zemi za posledních 50 let) nebo klesající (např. vývoj ceny bitcoinu od prosince 2017 do února 2018) nebo konstantní, kdy hodnoty ukazatele mohou v čase oscilovat okolo nějaké konstanty ([7], str. 254).

Sezónní složka je pravidelně se opakující kolísání okolo trendu v časovém horizontu kratším nebo rovným jednomu roku ([7], str. 255). Toto kolísání se označuje jako sezónní výkyvy; tyto výkyvy se opakují každoročně ve stejných obdobích. Hlavní příčinou sezónních výkyvů v případě klimatických časových řad je působení Slunce na Zemi, jelikož svými paprsky, které pod určitým úhlem dopadají na zemskou plochu, vytváří roční období. Změny teplot, které s ročními období souvisí, ovlivňují trh poptávky a nabídky u velkého množství spotřebních produktů od sladkých nápojů po oblečení nebo např. sportovního vybavení.

Cyklická složka je také charakteristická kolísáním okolo trendu, ale na rozdíl od sezónní složky mají v tomto případě jednotlivé cykly délku vlny delší než jeden rok a jsou (mohou

být i) nepravidelného charakteru. Cykly např. v ekonomických časových řadách bývají zapříčiněny jak ekonomickými, tak i neekonomickými faktory. Pozornost se v posledních letech uchyluje např. k demografickým nebo technologickým cyklům ([1], str. 20).

Nesystematická složka vyjadřuje vše ostatní, co se nepodařilo vyjádřit pomocí předchozích složek. V lepším případě se jedná o nahodilé a nesystematické výkyvy, které jsou vzájemně nezávislé nebo o chyby měření apod. ([1], str. 20). Pokud jsou nesystematické výkyvy vzájemně nezávislé a nahodilé, lze chování této složky popsat pravděpodobnostně. Analýza této složky s sebou přináší určitá rizika a nevýhody, jelikož se pro oprávněné použití některých testů a metod předpokládají její určité vlastnosti, jako například vlastnosti procesu bílého šumu, které nemusí vždy platit. Vlastnosti procesu bílého šumu jsou popsány v kapitole 2.5.

2.4 Identifikace a popis sezónní složky

Prvním krokem při analýze časový řad je zjistit, zdali je v ní přítomna sezónní složka a s ní související sezónní výkyvy ([7], str. 302). Tento krok se dá často vyřešit věcným posouzením zkoumaného problému a/nebo pohledem na graf časové řady. Ze statistického hlediska lze k testování přítomnosti sezónní složky v časové řadě použít například F -test, který testuje hypotézu o existenci sezónnosti. Předtím je však potřeba prozkoumat přítomnost a délku periodicity sezónních výkyvů, k čemuž je možné využít například periodogram. F -test poté zkoumá, je-li sezónnost statisticky významná, nebo není.

2.4.1 Periodogram

Analýza časové řady pomocí periodogramu znamená rozklad časové řady na sinusové vlny (cykly – periody) s různými frekvencemi. Hodnoty periodogramu časové řady složené z hodnot y_t pro $t = 1, 2, \dots, T$ jsou definované vztahem

$$I(\omega_j) = \frac{1}{2}(a_j^2 + b_j^2), \quad (14)$$

kde

$$a_j = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \sin \omega_j t, \quad b_j = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \cos \omega_j t, \quad \omega_j = \frac{2\pi j}{T}, \quad j = 1, 2, \dots, T/2. \quad (15)$$

Úhlová frekvence ω se udává v radiánech za uvažovanou jednotku času, kterou je časový interval mezi dvěma sousedními pozorováními. Vysoké hodnoty periodogramu v jisté frekvenci ω_j naznačují přítomnost periody a její délka se rovná hodnotě frekvence cyklu ([1], str. 62).

2.4.2 F-test sezónnosti

Nulovou hypotézu a alternativní lze formulovat jako

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_s \text{ (v časové řadě není sezónní složka)}$$

$$H_1: \text{non } H_0 \text{ (v časové řadě je sezónní složka)}$$

Testové kritérium má tvar

$$F_s = \frac{\frac{\sum_{j=1}^s (\bar{S}a_j - \bar{S}a)^2}{s-1}}{\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^s (Sa_{ij} - \bar{S}a_j)^2}{T-s}} \sim F(s-1, T-s), \quad (16)$$

kde $j = 1, 2, \dots, s$ značí počet sezón, $i = 1, 2, \dots, n$ je počet let, $\bar{S}a_j$ je průměrná hodnota sezónní a nesystematické složky v j -té sezóně, $\bar{S}a$ je průměrná hodnota sezónní a nesystematické složky. Sa_{ij} je hodnota sezónní a nesystematické složky v roce i a sezóně j , T je počet období sledované časové řady a s je počet sezón [2]. Kritický obor má tvar

$$W_\alpha = \{F_s > F_{1-\alpha}\}. \quad (17)$$

kde α je hladina významnosti. Pakliže hodnota testového kritéria spadá do kritického oboru, zamítá se nulová hypotéza a přijímá se alternativní hypotéza.

Tento F -test je obdobný F -testu v jednofaktorové analýze rozptylu. Mezi základní předpoklady použití analýzy rozptylu patří homoskedasticita (konstantní rozptyl) a nezávislost náhodných výběrů. Jelikož se velikosti sezónních výkyvů v ekonomických časových řadách obvykle v čase mění, předpoklad homoskedasticity bývá často porušen. Co se týče druhého předpokladu, při odhadu sezónní a nesystematické složky pro jednotlivé sezóny jde o závislé výběry, takže i tento předpoklad je porušen. Porušení těchto předpokladů ovlivňuje chování F statistiky, a tudíž se tento test v těchto případech považuje pouze za orientační ([6], str. 310).

2.5 Modelování trendové složky

Při popisu trendové složky lze čerpat z velkého množství statistických nástrojů, kde každý najde své uplatnění v jiných specifických případech. Běžně se pro popis trendové složky využívají například **trendové funkce**. Tato práce se omezuje pouze na popis trendové složky pomocí konstanty a lineární a parabolické funkce, kvůli jejich jednoduchému výpočtu a interpretaci. Mezi další trendové funkce patří například exponenciální funkce, hyperbolická funkce, modifikovaný exponenciální trend, logistický trend nebo Gompertzova křivka.

Při modelování trendu pomocí trendových funkcí se vychází z několika předpokladů. Předpokládá se, že hodnoty časové řady jsou uspořádány v čase. Dále se uvažuje, že hodnoty časové řady byly získány pozorováním a měřením sledovaného jevu v ekvidistantních

intervalech o velikosti q (např. měsíčních, čtvrtletních, ročních). Dále se předpokládá, že nesystematická složka má vlastnosti procesu bílého šumu, tedy že pro každý čas t platí

$$E(a_t) = 0, D(a_t) = \sigma_a^2, \text{cov}(a_t, a_{t-k}) = 0 \text{ a } a_t \sim N(0, \sigma_a^2), \quad (18)$$

tedy že a_t jsou normálně rozdělené náhodné veličiny, mají nulovou střední hodnotu, mají konstantní (stejný) rozptyl a jsou vzájemně lineárně nezávislé ([1], str. 21).

Další metoda, která se využívá pro popis trendové složky, se nazývá **metoda klouzavých průměrů**. Tato metoda spočívá v tom, že se posloupnost empirických pozorování nahradí řadou průměrů vypočítaných z těchto pozorování. Každý z těchto průměrů tedy zastupuje určitou skupinu pozorování. Název této metody vznikl z jejího postupu výpočtu, kdy se při postupném počítání průměrů „klouže“ vždy o jedno pozorování kupředu, přičemž nejstarší pozorování z těch, z nichž je průměr počítán, se vypouští. Důležitou roli v této metodě hraje určení počtu pozorování, z nichž jsou jednotlivé klouzavé průměry počítány. Tento počet pozorování se nazývá **klouzavá část** období interpolace a značí se symbolem $m = 2p + 1$ pro $m < T$, kde T je celkový počet pozorování časové řady. Klouzavou částí období interpolace se tedy rozumí časový interval určité délky, který se posouvá po časové ose vždy o jednu délku ([7], str. 294).

U obou pozorovaných měsíčních časových řad průměrných teplot a úhrnů srážek se předpokládá, že jejich klouzavá část bude sudé číslo (např. 12, 6 nebo 4²). Z tohoto důvodu bude v této práci používána pouze jedna variace této metody, a to **metoda centrovaných klouzavých průměrů**, jenž bude popsána dále v této kapitole.

2.5.1 Metoda nejmenších čtverců

Nejčastěji využívanou metodou při odhadu parametrů trendových funkcí je **metoda nejmenších čtverců** (MNČ). Přednostmi této metody jsou, že minimalizuje rozptyl reziduální složky³, je relativně jednoduchá a výpočetně nenáročná. Tato metoda se dá přímo aplikovat pro odhad parametrů výše zmíněných matematických funkcí.

Postup aplikace MNČ vypadá následovně. Snahou je najít regresní funkci, která popisuje vztah mezi dvěma proměnnými, např. jak závisí váha na výšce člověka. Na základě logické úvahy lze očekávat, že s rostoucí výškou v průměru roste i váha a lze formulovat i předpoklad, že tento vztah bude například lineární. Takto byl zvolen určitý typ regresní funkce a nyní je potřeba odhadnout její konkrétní tvar pro daný datový soubor, tedy odhadnout její parametry. V závislosti na hodnotách parametrů může být počet regresních přímků vysvětlujících tuto závislost nekonečně mnoho. Cílem je tedy nalézt takovou přímku, která bude vztah (pro daný datový soubor) vysvětlovat co „nejlépe“. Určení takové regresní funkce ve zkratce znamená, že každé empirické pozorování y_t bude nahrazeno určitou „vyrovnanou“ hodnotou Y_t , která je umístěna na zvolené regresní funkci. První podmínkou

² Tzn. že teploty/úhrny srážek jsou si v daný měsíc nebo v danou dvojici měsíců každý rok podobné.

³ Reziduální složka představuje rozdíl mezi skutečnými hodnotami závisle proměnné y_t a vyrovnanými hodnotami $\hat{y}_t$.

pro nalezení vyrovnaných hodnot $\hat{y}_t$ je, aby se v součtu vykompenzovaly kladné a záporné odchylky hodnot vyrovnaných od hodnot empirických, tedy aby platil vztah

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) = \sum_{t=1}^T \hat{a}_t = 0, \quad (19)$$

kde $\hat{a}_t$ se nazývá reziduum a je odhadem hodnoty nesystematické složky a_t ([7], str. 182–183). I po zavedení této podmínky však stále existuje nekonečně mnoho regresních funkcí, které danou podmínku splňují, a proto je potřeba zavést požadavek, aby reziduální součet čtverců byl minimální, tj. aby platil vztah

$$S_e = \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \rightarrow \min. \quad (20)$$

Z tohoto kritéria vyplývá název „metoda nejmenších čtverců“. V následujících kapitolách budou již popsány vybrané trendové funkce a adaptivní metody.

2.5.2 Konstantní trend

Konstantní trend má podobu

$$T_t = \beta_0, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (21)$$

tj. hodnoty trendu se vzhledem k časové proměnné t neměnní, jsou konstantní. Odhad parametru β_0 se získá metodou nejmenších čtverců, jako průměr hodnot časové řady, tj.

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t. \quad (22)$$

Odhad trendu v čase t je

$$\hat{T}_t = \hat{y}_t = \bar{y}. \quad (23)$$

2.5.3 Lineární trend

Lineární trendová funkce (přímka) má tvar

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (24)$$

Parametry lineárního trendu β_0, β_1 se odhadují metodou nejmenších čtverců podle vztahů

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{t}, \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^T t y_t - \bar{t} \sum_{t=1}^T y_t}{\sum_{t=1}^T t^2 - T(\bar{t})^2}, \quad (25)$$

kde

$$\bar{t} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T t = \frac{T+1}{2}. \quad (26)$$

Odhad lineárního trendu je

$$\hat{T}_t = \hat{y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t. \quad (27)$$

2.5.4 Kvadratický trend

Kvadratická trendová funkce (parabola) má tvar

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (28)$$

Parametry kvadratické trendu β_0, β_1 a β_2 se odhadují metodou nejmenších čtverců. Postup výpočtu lze nalézt v ([7], str. 263). Odhad kvadratického trendu je

$$\hat{T}_t = \hat{y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2 t^2. \quad (29)$$

2.5.5 Centrované klouzavé průměry

Centrované klouzavé průměry se řadí do skupiny tzv. **adaptivních metod** a využívají se pro určení trendu časové řady. Oproti jiným klouzavým průměrům se liší v několika aspektech. Je-li rozsah klouzavé části liché číslo, jsou střední body klouzavých částí celá čísla. Pokud je délka klouzavé části sudé číslo, střední body klouzavých částí již celá čísla nejsou, a nelze tudíž hodnoty klouzavých průměrů přímo přiřadit k empirickým pozorováním dané časové řady. V takovéto situaci se přiřadí první vypočtený klouzavý průměr k empirickému střednímu bodu t , který není celočíselný. Obdobně se vypočítá následující klouzavý průměr a přiřadí se ke střednímu bodu $t + 1$, který opět není celočíselný. Celočíselný a interpretovatelný je však bod $(t + t + 1)/2$, který leží mezi oběma předchozími body ([7], str. 300). Z toho vyplývá, že hodnota klouzavého průměru, odpovídající tomuto celočíselnému bodu, se vypočítá buď jako prostý aritmetický průměr dvou sousedních klouzavých průměrů, nebo vyjádřením formou $(m + 1)$ -členných vážených klouzavých průměrů, viz ([7], str. 297), jejichž váhy jsou prosté aritmetické průměry sousedních vah odpovídajících klouzavých průměrů. Získané průměry se nazývají **centrované klouzavé průměry**. Obecný výpočetní tvar centrovaného klouzavého průměru

$$\hat{T}_t = \bar{y}_t = \frac{1}{2m} (y_{t-p} + 2y_{t-p+1} + \dots + 2y_{t-1} + 2y_t + 2y_{t+1} + \dots + 2y_{t+p-1} + y_{t+p}), \quad (30)$$

kde m je délka klouzavé části a p je polovina délky klouzavé části, pro kterou platí vztah $m = 2p$.

2.6 Volba vhodného modelu trendu

Trendových funkcí je velké množství a je jednak neefektivní, ale i neodborné provádět odhad parametrů regresního modelu pomocí všech známých trendových funkcí. Na základě této myšlenky bylo založeno několik rozhodovacích kritérií, které mají v první fázi za cíl zúžit množinu pro výběr matematických funkcí a ve druhé fázi z této zúžené množiny vybrat tu, které vysvětluje trend dané časové řady „nejlépe“. Pro první fázi jsou typická rozhodovací kritéria jako zhodnocení vývoje časové řady z **věcného** hlediska, tedy posouzení, zdali časová řada klesá či roste, zdali je v časové řadě přítomen inflexní bod, zdali časová řada konverguje k nějaké hladině nasycení apod. S tímto postupem hluboce souvisí i **analýza grafu** zobrazené časové řady. Tyto postupy sice odhalí některé závislosti, které napomohou při zúžení množiny trendových funkcí, ale vybrat jeden konkrétní typ tyto postupy zpravidla neumožní ([7], str. 286–287).

Zúžená množina trendových funkcí je poté aplikována pro odhad trendu dané (konkrétní) časové řady. Na výběr nejvhodnější funkce se následně zaměří tzv. **interpolační kritéria**, mezi které patří například upravený index determinace, průměrné charakteristiky reziduí, reziduální autokorelační funkce nebo t -testy pro parametry modelu.

2.6.1 Index determinace a upravený index determinace

Index determinace je definován vztahem

$$I^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \in < 0, 1 >. \quad (31)$$

Čím je hodnota indexu determinace blíží k jedničce (nebo 100 %), tím lépe model vystihuje trend časové řady a naopak. Nedostatkem koeficientu determinace je, že závisí na počtu parametrů modelu (trendové funkce). Tento nedostatek odstraňuje upravený index determinace ve tvaru

$$I_{upr}^2 = I^2 - \frac{(1 - I^2)(k - 1)}{T - k}, \quad (32)$$

kde k je počet parametrů modelu ([1], str. 29). Zatímco index determinace se používá k měření, jaká část variability vysvětlované proměnné byla vystižena vysvětlujícími proměnnými (pokud časová řada neobsahuje trend), upravený index determinace se k tomuto měření již využívat nedá. Upravený index determinace se využívá výhradně pro porovnávání trendových funkcí, kde platí, že čím vyšší upravený index determinace je, tím daný model vysvětluje trend lépe.

2.6.2 Průměrné charakteristiky reziduí

Mezi dvě nejčastěji používané míry průměrných charakteristik reziduí patří míry založené na průměrné čtvercové chybě a její odmocnině:

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2; \quad (33)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2}. \quad (34)$$

Zvolená funkce je tím lepší, čím nižší jsou hodnoty uvedených charakteristik ([1], str. 28). V této práci je pro potřebu hodnocení kvality modelu zvolena míra RMSE, kvůli jeho jednoduchému získání ze softwaru EViews.

2.6.3 Reziduální autokorelační funkce

Mírou lineární závislosti časově zpožděných veličin a_t a a_{t-l} jsou koeficienty autokorelace reziduí definované vztahem

$$r_l = \hat{\rho}_l = \frac{\sum_{t=l+1}^T \hat{a}_t \hat{a}_{t-l}}{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2} \in < -1, 1 >. \quad (35)$$

Graf, ve kterém jsou na vodorovné ose časová zpoždění a na svislé ose koeficienty autokorelace reziduí r_l se nazývá reziduální autokorelační funkce (reziduální ACF). Pokud žádný autokorelační koeficient r_l nepřekračuje kritické meze $\left(-\frac{2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}}\right)$ individuálních testů o neexistenci autokorelace ve zpoždění l , je možné předpokládat, že nesystematická složka není autokorelovaná ([1], str. 29). Takovéto vymezení kritických mezí má však své nevýhody a to, že šířka těchto mezí je dána délkou časové řady. V závislosti na jmenovateli jsou buď tyto meze široké pro krátké časové řady a úzké pro dlouhé časové řady ([6], str. 266).

2.6.4 Dílčí t-testy pro parametry regresního modelu

Pomocí t -testu se testují hypotézy

$$H_0: \beta_i = 0,$$

$$H_1: \beta_i \neq 0, \quad i = 0, 1, \dots, k.$$

Nulová hypotéza jinými slovy říká, že odhadnutý parametr modelu a vysvětlovaná proměnná jsou na dané hladině významnosti nezávislé (tzn. změna vysvětlované proměnné nesouvisí se změnou vysvětlující proměnné). Alternativní hypotéza naopak říká, že změna vysvětlované proměnné souvisí se změnou vysvětlující proměnné.

Testové kritérium má tvar

$$t' = \frac{\hat{\beta}_i}{s_{\beta_i}} \sim t(T - k), \quad (36)$$

kde $\hat{\beta}_i$ je odhad parametru modelu, s_{β_i} je odhad směrodatné chyby odhadu testovaného parametru. Testové kritérium t' je náhodná veličina, která má Studentovo t rozdělení s $(T - k)$ stupni volnosti ([1], str. 29). Kritický obor má tvar

$$W_\alpha = \{|t'| \geq t_{1-\alpha/2}\}. \quad (37)$$

Pakliže hodnota t' spadá do kritického oboru, zamítá se nulová hypotéza o nulové hodnotě dílčího regresního parametru modelu a přijímá se alternativní hypotéza o jeho (statisticky významné) odlišnosti od nuly.

2.6.5 Celkový F-test regresního modelu

Pomocí celkového F -testu se testuje hypotéza

$$H_0: \beta_0 = c, \beta_1 = 0, \dots, \beta_k = 0,$$

$$H_1: \text{non } H_0.$$

Testové kritérium má tvar

$$F = \frac{\frac{S_Y}{k-1}}{\frac{S_e}{T-k}} \sim F(k-1, T-k), \quad (38)$$

kde k je počet parametrů modelu, T je počet pozorování, S_Y je teoretický součet čtverců definovaný jako

$$S_Y = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2, \quad (39)$$

a S_e je reziduální součet čtverců definovaný jako

$$S_e = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum_{t=1}^T a_t^2. \quad (40)$$

Kritický obor má tvar

$$W_\alpha = \{F \geq F_{1-\alpha}\}. \quad (41)$$

Pakliže hodnota F spadá do kritického oboru, zamítá se nulová hypotéza o konstantním trendu a přijímá se alternativa, jenž říká, že alespoň jeden odhadnutý parametr je statisticky významně odlišný od nuly.

Jak celkový F -test, tak dílčí t -testy, jsou validní (jejich použití je oprávněné) pouze pokud má nesystematická složka a_t vlastnosti procesu bílého šumu, které byly definovány v kapitole 2.4.

2.6.6 Výběrový Pearsonův korelační koeficient

Korelační koeficient vyjadřuje míru lineární závislosti mezi dvěma náhodnými proměnnými a nabývá hodnot od -1 do 1 . Pokud je mezi dvěma proměnnými perfektní lineární závislost, bude se korelační koeficient rovnat buď hodnotě -1 nebo 1 . Znaménko závisí na tom, zdali je mezi proměnnými pozitivní nebo negativní vztah. Pokud je korelační koeficient roven nule, jsou zkoumané statistické veličiny lineárně nezávislé (může ale mezi nimi existovat jiná než lineární závislost). Máme-li dvojice pozorování $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_T, y_T)$, pak výběrový Pearsonův korelační koeficient je definován jako

$$r_{yx} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}}, \quad (42)$$

kde $\bar{x}$ a $\bar{y}$ jsou průměry z hodnot $x_1, x_2, \dots, x_T$ a $y_1, y_2, \dots, y_T$ ([13], str. 189).

Vysoká absolutní hodnota korelačního koeficientu nemusí nutně znamenat silnou lineární závislost mezi proměnnými, obzvláště pokud se Pearsonův korelační koeficient aplikuje na soubor malého rozsahu. Pro testování významnosti lineární závislosti se používá **test hypotézy o korelačním koeficientu**, kde nulovou hypotézou a alternativou jsou

$$H_0: \rho_{yx} = 0,$$

$$H_1: \rho_{yx} \neq 0.$$

Testové kritérium má tvar

$$T' = \frac{r_{yx} \sqrt{T-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}}. \quad (43)$$

Za platnosti dvourozměrné normality má testová statistika $t(T-2)$ rozdělení.

V případě, že hodnota testového kritéria spadne do kritického oboru, zamítá se nulová hypotéza a lineární závislost se na zvolené hladině významnosti považuje za statisticky významnou. Kritický obor je

$$T' > t_{1-\alpha/2} \quad \text{a} \quad T' < t_{\alpha/2}. \quad (44)$$

Správná interpretace testu, jakožto testu nezávislosti, předpokládá, že obě proměnné jsou náhodné veličiny a mají společné dvourozměrné normální rozdělení. Teorie pravděpodobnosti říká, že z normality a nekorelovanosti plyne nezávislost. Pokud není splněn předpoklad dvourozměrné normality, z nulové hodnoty korelačního koeficientu nelze usuzovat na nic víc, než že veličiny jsou nekorelované.

V souvislosti s výpočty korelačního koeficientu v této práci není od věci zmínit pojem tzv. *zdánlivé korelace*. Tato pojem naráží na chybné usouzení, že mezi dvěma veličinami

existuje lineární vztah, i když spolu tyto veličiny logicky nesouvisí. Pakliže je absolutní hodnota korelačního koeficientu mezi těmito dvěma veličinami vysoká, může to být zapříčiněno (lineárním) vztahem každé z nich s jiným faktorem. V případě časových řad je častokrát původcem vysoké absolutní hodnoty korelačního koeficientu trend, který je v časových řadách přítomen [5]. S ohledem na tyto skutečnosti je proto potřeba přistupovat k výsledkům v při zkoumání lineární závislosti mezi průměrnými měsíčními teplotami a úhrny srážek se značnou obezřetností.

2.7 Regresní metoda modelování sezónnosti

Pro konstrukci předpovědí, ale také pro odhad velikosti sezonních výkyvů časové řady je možné využít regresní model s umělými „dummy“ proměnnými, ve kterém se odhadnou parametry trendu a sezónnosti současně (tj. najednou, v jednom kroku). Předpokládá se aditivní model časové řady

$$y_t = T_t + S_t + a_t, \quad (45)$$

ve kterém a_t jsou náhodné veličiny tvořící řadu typu bílého šumu.

Trendová složka T_t se modeluje vhodnou trendovou funkcí, např. přímkou nebo parabolou. Sezónní složka S_t se vyjadřuje pomocí umělých (nula – jedničkových) proměnných, které nabývají hodnoty 1, nachází-li se časová řada v uvažované sezóně, a 0 jinak. Pokud se modeluje měsíční časová řada sezónností délky 12, lze aplikovat dvanáct umělých proměnných D_j , pro $j = 1, 2, \dots, 12$, které mají následující hodnoty:

$$D_1 = (1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0) \Rightarrow \text{pro lednové hodnoty řady,}$$

$$D_2 = (0, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0) \Rightarrow \text{pro únorové hodnoty řady,}$$

⋮

$$D_{12} = (0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1) \Rightarrow \text{pro prosincové hodnoty řady.}$$

Pokud je v modelu přítomna konstanta, je potřeba jednu z umělých proměnných vyřadit, aby se předešlo úplné multikolinearitě ([1], str. 71–72). Vyřazená hodnota je pak „obsažena“ právě v konstantně modelu. Regresní model pro lineární trend ve čtvrtletní časové řadě může vypadat například následovně

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + a_t. \quad (46)$$

Nevýhodou této metody je, že se z modelu nedají přímo získat hodnoty sezónních výkyvů, ale musí se dopočítat. Nejprve je potřeba vypočítat prostý aritmetický průměr (kde např. $\hat{\gamma}_s = 0$) odhadnutých regresních parametrů modelu pro pomocné proměnné

$$\hat{s} = \frac{\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 + \dots + \hat{\gamma}_{s-1}}{s}, \quad (47)$$

kde s je počet sezón (délka sezónnosti).

Velikosti sezónních faktorů (sezónních výkyvů) se pak dopočítají jako

$$\hat{s}_s = -\hat{s}, \quad (48)$$

$$\hat{s}_j = \hat{\gamma}_j - \hat{s}, \quad j = 1, 2, \dots, s-1. \quad (49)$$

A nakonec se provede přepočítání konstanty, pro potřeby zapsání modelu se všemi (čtyřmi/dvanácti) sezónními výkyvy. U lineární trendu (45) by to vypadalo následovně

$$\hat{T}_t = (\beta_0 + \hat{s}_{j(t)}) + \beta_1 t, \quad (50)$$

kde $j(t)$ znamená sezónu j příslušnou k času t . Definice a postup výpočtu této metody byl převzat z ([1], str. 71–74).

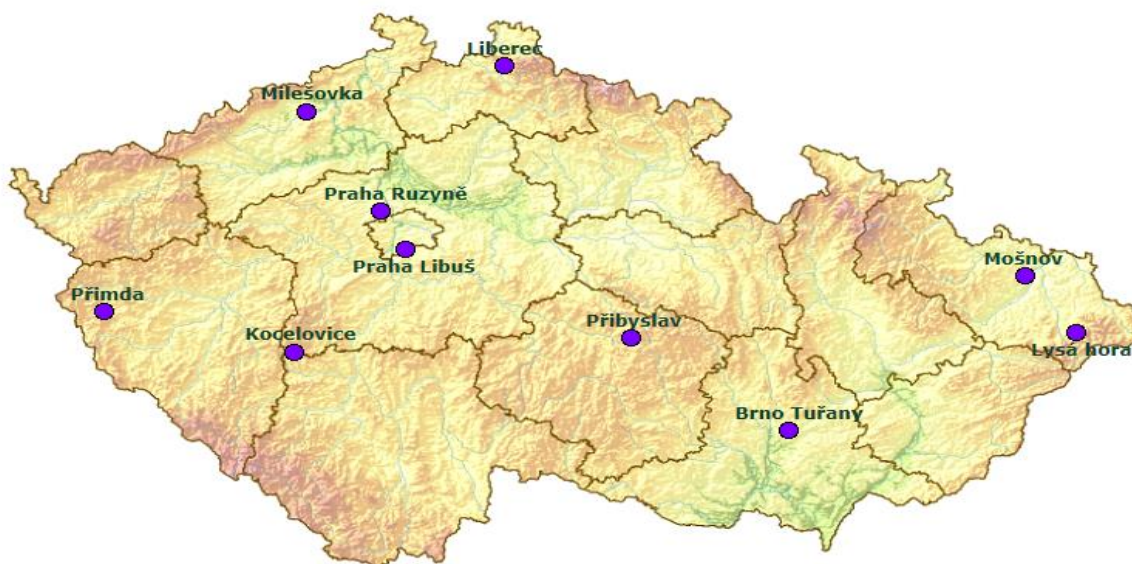
3 Zdrojová data

V bakalářské práci pracuji se dvěma datovými soubory, které jsou volně dostupné na internetových stránkách ČHMÚ [21].

První datový soubor obsahuje údaje o průměrných denních teplotách, o maximální a minimální denní teplotě a o denním úhrnu srážek, naměřených na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018. Tento datový soubor byl zvolen, jelikož je to nejbližší měřicí stanicí k bydlišti autora. V druhém datovém souboru jsou údaje o průměrných měsíčních teplotách a o průměrném měsíčním úhrnu srážek na území České republiky za období 1961–2018, včetně ročních průměrů.

3.1 Data ze stanice Praha–Ruzyně

Stanice Praha–Ruzyně⁴ se nachází v těsné blízkosti letiště Václava Havla a započala pozorování denních ukazatelů 1. 1. 1946. Její prvotní umístění bylo na souřadnicích 50°05'39" zem. šířky a 014°16'54" zem. délky v nadmořské výšce 360 m n. m. u povodí řeky Vltavy. Stanice byla 1. 9. 1976 přemístěna na nové místo. Nové souřadnice: 50°06'03" zem. šířky a 014°15'28" zem. délky v nadmořské výšce 364 m n. m. Naposledy byla stanice přesunuta 1. 1. 2000 na souřadnice 50°06'01" zem. šířky a 014°15'20" zem. délky v nadmořské výšce 364 m n. m. Na tomto místě lze stanici nalézt dodnes, viz např. **Obr. 2**.



Obr. 2 Poloha meteorologických stanic v České republice, zpracovávajících volně dostupné denní ukazatele, včetně stanice Praha–Ruzyně. Zdroj: portal.chmi.cz

⁴ Identifikační značka (indikativ) stanice: P1PRUZ01.

Získaná data jsou seříděna ve čtyřech tabulkách. Tabulky mají vždy 696 řádků (počet měsíců za sledované období) a 33 sloupců, kde první dva sloupce obsahují identifikaci roku a měsíce a zbylých 31 sloupců pak obsahují danou hodnotu, naměřenou v daný den. Soubor neobsahuje žádná chybějících pozorování. Některá pole v tabulce jsou prázdná z toho důvodu, že měsíce mají různý počet dní. Například pole 2x33 je prázdné, jelikož se jedná o únor roku 1961, který měl 28 dní.

Data se v současnosti na stanici měří automaticky i manuálně. Pokud chybí některý údaj z automatického měření, je doplněn údajem naměřeným manuálně obsluhou. Takto je dosaženo toho, že je soubor kompletní (bez chybějících hodnot).

Denní úhrny srážek jsou odečítány v 07:00 SEČ a připsány předchozímu dni. Jedná se tedy o úhrn za období od 07–07 SEČ a měrnou jednotkou jsou milimetry [mm].

Denní průměrná teplota (DPT) je počítána jako

$$DPT = \frac{(T_{07} + T_{14} + 2 \times T_{21})}{4}, \quad (51)$$

kde T_{07} , T_{14} a T_{21} jsou teploty naměřené každý den v tzv. klimatologických termínech, tj. v 7, 14 a 21 hodin SEČ. V době platnosti SELČ se tyto termíny posouvají o 1 hodinu. Měrnou jednotkou jsou stupně Celsia [°C].

Maximální a minimální denní teplota vzduchu je v klimatologii odečítána v 21 hod SEČ a vyjadřuje nejvyšší/nejnižší teplotu naměřenou za předchozích 24 hodin (tj. od 21 hod předcházejícího dne do 21 hod dne měření).

3.2 Data o ukazatelích naměřených na území ČR

Získaná data jsou seříděna ve 2 tabulkách. Tabulky mají vždy 58 řádků (počet let za sledované období) a 14 sloupců, kde první sloupec obsahuje identifikaci roku, následujících dvanáct sloupců obsahují údaje o hodnotě ukazatele v daném měsíci a čtrnáctý sloupec obsahuje průměrnou roční teplotu a průměrný roční úhrn u srážek na území ČR.

Prostorové průměry jsou v ČHMÚ počítány z dat převedených do pravidelné mřížky (rozlišení 500x500 m), která je získána **interpolací** dat shromážděných ze všech měřících stanic.

Interpolace je dle ([11], str. 221) sada prostorových analytických funkcí, které předpovídají hodnoty pro určitou vymezenou plochu z omezeného vzorku dat, tvořící spojitý rastr. Rastr je pravidelně uspořádaná síť bodových nebo liniových kartografických znaků. Různé aplikace lze najít v [16]. Metod, jak data interpolovat, existuje v dnešní době mnoho. Několik ukázek lze najít například v [10].

ČHMÚ využívá k interpolaci teploty metodu LLR s korekcí odhadnutých hodnot pomocí residuí. K interpolaci srážek pak využívá metodu, která je kombinací metody LLR a IDW. Metoda IDW je blíže popsána například v ([10], str. 7), metoda LLR pak v [3]. Pro jejich výpočet lze použít například software GIS.

3.3 Interpretace zdrojových dat

Průměrná měsíční a roční teplota i průměrný měsíční a roční úhrn srážek na území ČR jsou vypočítány ne z časového, ale z prostorového hlediska. Data jsou nejprve naměřena na jednotlivých stanicích a na konci měsíce/roku dojde k jejich přepočtu na krajské průměry pomocí interpolační metod, uvedených v předchozím odstavci. Průměrné hodnoty za jednotlivé měsíce a roky za celou ČR se pak získají interpolací z krajských průměrů. Měsíční a roční úhrny srážek tedy neuvádí kompletní úhrn srážek na území ČR, ale pouze průměrnou hodnotu z jednotlivých krajů. Pokud bude dále v práci zmínka o měsíčních nebo ročních datech, naměřených na území ČR, a nebude uvedeno jinak, bude se jednat o takto vypočtená data a nebude u nich pro přehlednost uváděno, že se jedná o průměr.

Množství srážek bývá udáváno v milimetrech kapalné vody spadlé na zemský povrch, kde 1 mm odpovídá 1 l/m^2 .

4 Analýza teplotních a srážkových časových řad

Cílem této práce je prozkoumat základní vlastnosti vybraných časových řad, zejména pokud jde o sezónní a trendovou složku a jejich vývoj v čase. Předmětem výzkumu je pak mimo jiné zjistit, zdali ve sledovaném období došlo ke změnám průměrné teploty nebo úhrnů srážek na území ČR a tyto změny popsat a kvantifikovat.

V první řadě jsou popsány základní charakteristiky časových řad jako míry polohy, míry variability a míry dynamiky. Tyto ukazatele poslouží k lepšímu pochopení chování časových řad. Zvláště veliký důraz, u klimatologických časových řad, je pak kladen na grafické znázornění, z kterého je mnohdy snadné vysledovat, jaký je trend časové řady a jaká je sezónnost.

Dále se tato kapitola ubírá k modelování sezónní a trendové složky. Analýza trendové složky pomocí trendových funkcí je bezpochyby nejpoužívanější metodou (například kvůli snadnému výpočtu a interpretaci) při zkoumání klimatologických časových řad. Prvním krokem při analýze je určení periodicity sezónní složky a vyčíslení její velikosti (síly) v jednotlivých měsících. Tato informace je zásadní pro zvolení vhodného nástroje pro modelování trendové a sezónní složky. Po modelování přichází na řadu výběr vhodné trendové funkce pro popis trendové složky, jenž napoví, jakým směrem a tempem se teploty a roční úhrny srážek ubírají.

Rok 2018 s sebou přinesl několik teplotních a srážkových abnormalit⁵, které měli značný dopad na fungování například hospodářství nebo zemědělství, kvůli dlouhým obdobím sucha a vyschnutím vodních nádrží. Součástí této práce je také prozkoumat, zdali byl rok z pohledu teplot a srážek nejteplejším a zároveň nejsušším rokem za sledované období. Pro potřeby porovnání teplot byl sestaven žebříček pěti nejteplejších let z pohledu denní průměrné teploty, denní maximální teploty a denní minimální teploty. Dále byl rok 2018 porovnán z hlediska počtu arktických, ledových, mrazových, jarních, letních a tropických dnů oproti druhému nejteplejšímu roku, jenž vzešel z žebříčku, a oproti průměru za sledované období. Úhrny srážek za rok 2018 jsou porovnávány s předchozími roky z pohledu ročních průměrů, pětiletých a jedenáctiletých průměrů, počtu dnů se srážkami a průměrného počtu za sebou jdoucích dnů bez srážek.

Na závěr této kapitoly je v rámci korelační analýzy zkoumána lineární závislost mezi měsíčními časovými řadami průměrných teplot a úhrnů srážek naměřenými na území ČR za období 1961–2018 pomocí Pearsonova korelačního koeficientu.

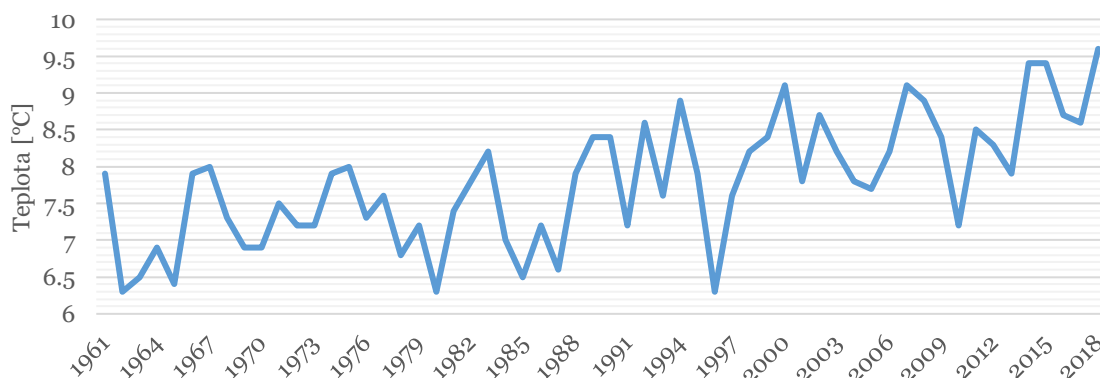
⁵ Celkový souhrn roku 2018 lze nalézt v článku [19], vydaném ČHMÚ.

4.1 Základní charakteristiky vybraných teplotních a srážkových časových řad

Tato práce pracuje s různými druhy časových řad z hlediska jejich třídění. Mezi intervalové časové řady patří časové řady průměrných ročních a měsíčních teplot a úhrnů srážek naměřených na území ČR. Mezi okamžikové pak časové řady průměrných denních teplot, maximálních a minimálních denních teplot a denních úhrnů srážek naměřených na stanici Praha–Ruzyně. Při práci s ročními časovými řadami průměrných teplot a úhrnů srážek se pracuje s dlouhodobými časovými řadami. Při práci s měsíčními časovými řadami průměrných teplot a úhrnů srážek pak s krátkodobými časovými řadami a při práci s denními průměrnými teplotami, denními maximálními a minimálními teplotami a denními úhrny srážek pak s vysokofrekvenčními časovými řadami. Primární ukazatele obsahuje pouze časová řada maximálních a minimálních denních teplot a denních úhrnů srážek. Zbylé časové řady jsou zprůměrované a tedy odvozené.

4.1.1 Základní vlastnosti ročních a měsíčních teplotních časových řad

Silnou stránkou klimatologických ukazatelů jako jsou teploty nebo úhrny srážek je, že se dají velice dobře vizualizovat v podobě grafů. Z grafů lze velmi často jednoduše vyčíst základní charakteristiky a tendence sledovaných jevů. Z těchto důvodů je grafické znázornění jedním z nejpoužívanějších nástrojů při analyzování časových řad a statistických výsledků obecně ([7], str. 21). **Obr. 3** znázorňuje vývoj průměrné roční teploty na území ČR za sledované období. Časová řada zpočátku osciluje přibližně okolo hodnoty 7,25 °C až přibližně do roku 1988. Od roku 1988 lze pak sledovat mírný nárůst průměrné teploty a lze usuzovat, že teploty mají rostoucí trend. Tato teplotní časová řada neobsahuje ani sezónní ani cyklickou složku. Sezónní složka se pozoruje zpravidla pouze u krátkodobých časových řad. Cyklická složka se v časových řadách v této práci nevyskytuje kvůli jejich klimatologickému původu. Jedním z cyklů by mohlo být například střídání doby ledové, meziledové a poledové. Podobných cyklů existuje více a pro všechny platí, že trvají o poznání déle, než je sledované období časových řad v této práci. Oscilace, které v této práci v časové řadě zůstanou po odhadu trendu, jsou zapříčiněny nesystematickou složkou.



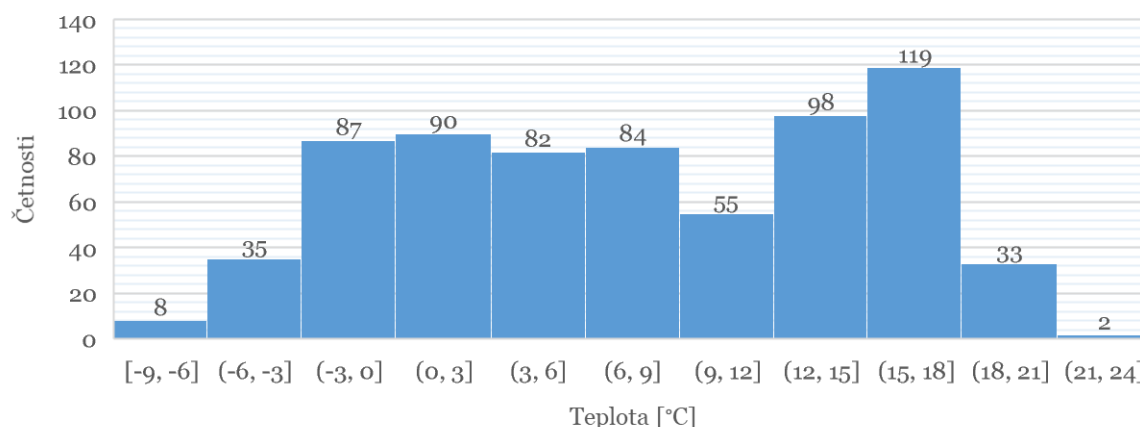
Obr. 3 Vývoj průměrné roční teploty na území ČR za období 1961–2018

Nejteplejším měsícem za sledované období byl červenec 2006, jehož průměrná měsíční teplota byla 21,3 °C. Naopak nejchladnějším měsícem byl leden 2003, jehož průměrná měsíční teplota byla −8,9 °C. Nejteplejším rokem za sledované období byl rok 2018 s průměrnou roční teplotou 9,6 °C. Ve srovnání s nejchladnějšími roky, kterými jsou roky 1962, 1980 a 1996 s naměřenou průměrnou roční teplotou 6,3 °C, se jedná o rozdíl 3,3 °C.

Tab. 2 Základní informace o průměrných měsíčních a ročních teplotách naměřených na území ČR v období 1961–2018

Max. měsíční teplota	Min. měsíční teplota	Max. roční teplota	Min. roční teplota	Průměrná teplota	Medián
21,3 °C (07/2006)	−8,9 °C (01/1963)	9,6 °C (2018)	6,3 °C (1962, 1980, 1996)	7,79 °C	7,85 °C

Průměrná teplota na území ČR za sledované období je 7,79 °C. Od roku 1988 bylo pouze 6 let s průměrnou roční teplotou, která byla nižší než průměr za celé sledované období. Od roku 1998 už pouze 2, všechny ostatní byly nadprůměrné. Fakt, že medián teplot je vyšší než průměrná teplota, indikuje, že rozdělení teplot je zešikmené doprava, o čemž se lze přesvědčit na **Obr. 4**. To znamená, že data obsahují více odlehklých pozorování, které jsou nižší než průměr.



Obr. 4 Histogram průměrných měsíčních teplot naměřených na území ČR za období 1961–2018

Míry dynamiky poskytují u časových řad základní pohled na vývoj sledovaného ukazatele. Lze z nich snadno vysledovat, jestli časová řada v čase roste, klesá, či je konstantní. V období 1961–2018 se v průměru ročně **zvýšila** průměrná teplota na území ČR o 3,4 %, což představuje průměrný meziroční **nárůst** průměrné teploty o 0,03 °C, jak lze vidět v **Tab. 3**

Tab. 3 Vybrané míry dynamiky roční časové řady průměrných teplot na území ČR za období 1961–2018

Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Průměrný relativní přírůstek
0,03 °C	1,034	0,034

4.1.2 Základní vlastnosti ročních a měsíčních srážkových časových řad

Obr. 5 znázorňuje vývoj ročního úhrnu srážek na území ČR za sledované období. Ve srovnání s **Obr. 3** zde není jasně viditelný trend. Časová řada v celém svém průběhu osciluje přibližně okolo hodnoty 670 mm a v posledním desetiletí lze pak sledovat mírný pokles. Oscilace je zde opět zapříčiněna nesystematickou složkou.



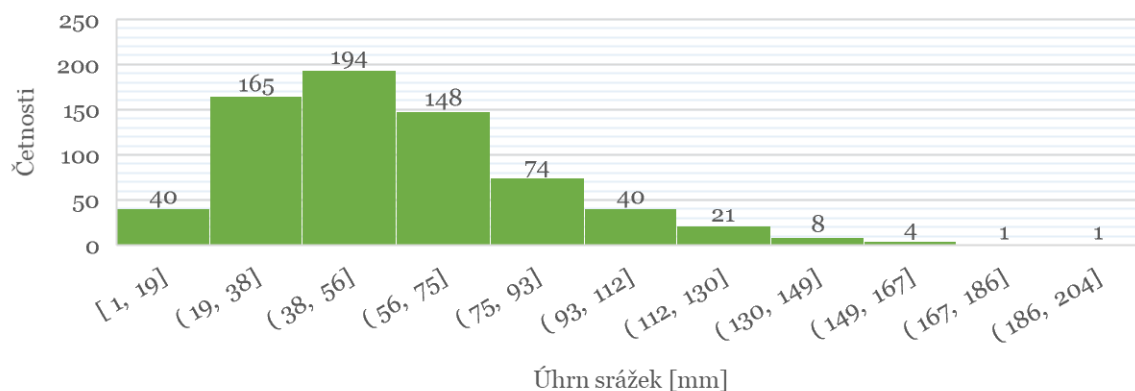
Obr. 5 Vývoj ročního úhrnu srážek na území ČR za období 1961–2018

Největší naměřený měsíční úhrn srážek je 204 mm z července 1997, jak lze vidět v **Tab. 4**. Na druhé straně nejmenší měsíční úhrn srážek byl 1 mm listopadu 2011. Rok, s největším úhrnem srážek na území ČR byl rok 2010 s úhrnem 867 mm. Nejsušším rokem byl pak rok 2003 s ročním úhrnem 504 mm.

Tab. 4 Základní informace o úhrnech srážek naměřených na území ČR v období 1961–2018

Max. měsíční úhrn	Min. měsíční úhrn	Max. roční úhrn	Min. roční úhrn	Průměrný měsíční úhrn srážek	Měsíční medián úhrnu srážek
204 mm (07/1997)	1 mm (11/2011)	867 mm (2010)	504 mm (2003)	55,88 mm	50 mm

Průměrný měsíční úhrn srážek za sledované období je 55,88 mm, což odpovídá přibližně 670 mm za rok. Za poslední 4 roky bylo o téměř 50 % (30:18) více měsíců, které nedosáhli svými úhrny srážek ani na průměrnou hodnotu. Fakt, že měsíční medián úhrnu srážek je nižší než průměrný měsíční úhrn srážek, indikuje, že rozdělení měsíčních úhrnů srážek je zešikmené doleva, což dokazuje i **Obr. 6**. To znamená, že data obsahují více odlehlých pozorování, které jsou vyšší než je průměrná hodnota.



Obr. 6 Histogram měsíčních úhrnů srážek naměřených na území ČR za období 1961–2018

Vybrané míry dynamiky roční časové řady úhrnů srážek lze najít v **Tab. 5**. V období 1961–2018 se v průměru ročně **snížil** roční úhrn srážek na území ČR o 0,4 %, což představuje průměrný meziroční **pokles** ročního úhrnu srážek o 2,3 mm.

Tab. 5 Vybrané míry dynamiky roční časové řady úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018

Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Průměrný relativní přírůstek
–2,3 mm	0,996	–0,004

4.1.3 Vlastnosti ročních časových řad při uvažování desetiletých intervalů

Při pohledu na **Obr. 3** a **Obr. 5** si lze všimnout, že průběh vyobrazených časových řad není konstantní, ale rostoucí nebo klesající v určitých úsecích. Tento poznatek může vést k myšlence rozdělit si časové řady na intervaly určité délky a sledovat, jak se budou jejich charakteristiky v těchto intervalech chovat. Za tímto účelem byla vytvořena **Tab. 6**.

Tab. 6 Vlastnosti ročních časových řad průměrných ročních teplot a ročních úhrnů srážek naměřených na území ČR za období 1961–2018 při uvažování desetiletých intervalů

Období	Průměrná roční teplota	Průměrný roční úhrn srážek
1961–1968 (1) ⁶	7,15 °C	689 mm
1969–1978 (2)	7,33 °C	640 mm
1979–1988 (3)	7,21 °C	685 mm
1989–1998 (4)	7,91 °C	656 mm
1999–2008 (5)	8,39 °C	691 mm
2009–2018 (6)	8,60 °C	668 mm

Průměrná teplota v prvních třech obdobích (1961–1988) se pohybuje přibližně okolo hodnoty 7,25 °C. Nejzásadnější rozdíl byl zaznamenán mezi obdobími 1979–1988 a 1989–1998, kdy došlo k nárůstu průměrné teploty o 0,70 °C. Následující 2 desetiletí pak navazují na tuto stoupající tendenci, ale s nižším přírůstkem. Mezi (4). a (5). obdobím došlo k nárůstu průměrné roční teploty o 0,48 °C a mezi posledními dvěma obdobími k nárůstu o 0,21 °C.

Při tomto pohledu průměrný roční úhrn srážek v jednotlivých obdobích kolísá okolo hodnoty 671 mm a není zde vidět náznak pravidelného průběhu. Nejvíce se od průměru za celé sledované období 1961–2018 odchýlilo období (2), s negativním rozdílem 31 mm.

Tyto charakteristiky podávají základní informace o vývoji časových řad, jenž napomáhají při stanovování hypotéz. Díky těmto informacím je očividné, že při analýze trendové složky se bude předpokládat, že teploty budou mít rostoucí trend, a že růst nemusí být pouze lineární, ale i například kvadratický. Hádat, jaký trend mají úhrny srážek na základě dosavadních znalostí je předčasné, jelikož trend není na první pohled očividný a ukáže se až při modelování.

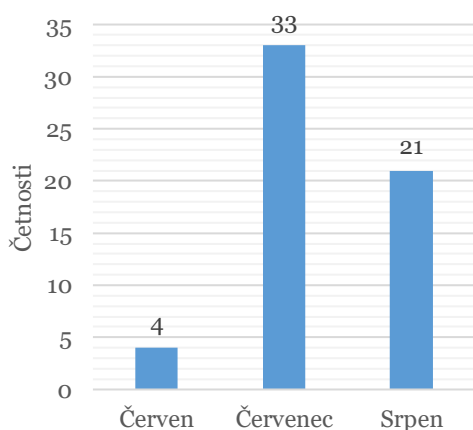
⁶ Tento interval byl zkrácen pouze na délku 8 let, aby mohl mít poslední interval délku 10 let.

4.2 Analýza sezónní složky měsíčních časových řad

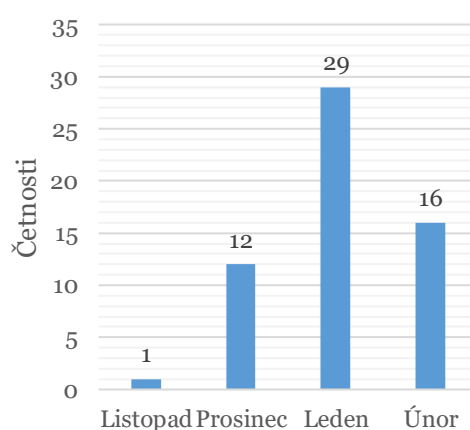
Tato kapitola má za cíl popsat základní charakteristiky sezónní složky vybraných časových řad. Na časové řady je zde nahlíženo z měsíčního hlediska, jelikož roční časové řady sezónní složku nemají a u denních časových řad není tak významná, jako u měsíčních. U měsíčních časových řad vybraných ukazatelů budou popsány poznatky jako četnosti nejchladnějších nebo nejdeštivějších měsíců, míry variability nebo grafické zobrazení vývoje teplot a srážek v průběhu roku.

4.2.1 Analýza sezónní složky průměrných měsíčních teplot

Červenec byl měsícem s nejvyšší průměrnou měsíční teplotou (17,5 °C) za celé sledované období. Jeho protikladem byl leden, jehož průměrná teplota za celé sledované období byla −2,2 °C. **Obr. 7** a **Obr. 8** zobrazují četnosti nejteplejších a nejchladnějších měsíců za sledované období na území ČR.



Obr. 7 Četnosti nejteplejších měsíců za období 1961–2018 na území ČR



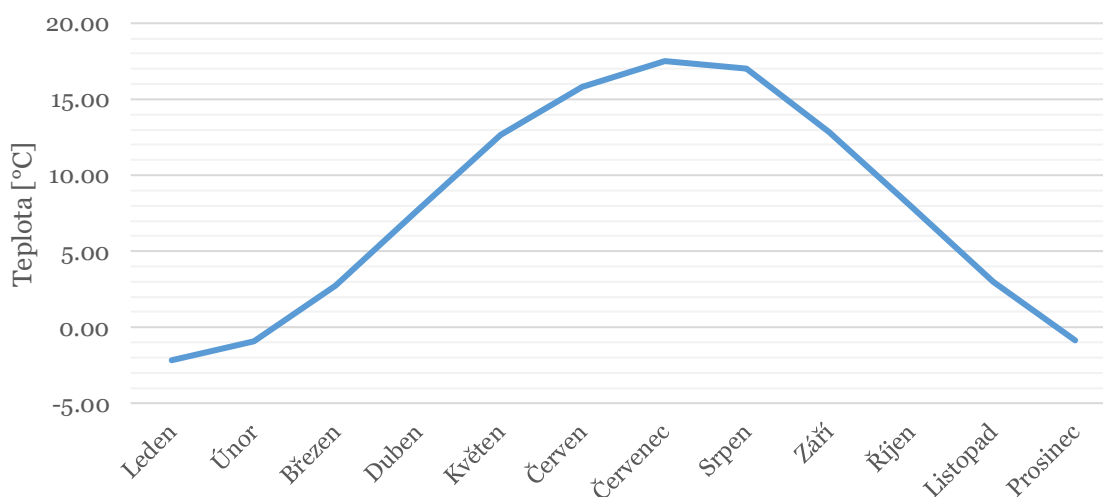
Obr. 8 Četnosti nejchladnějších měsíců za období 1961–2018 na území ČR

Červenec měl nejenom nejvyšší průměrnou měsíční teplotu za celé sledované období, ale byl také celkem 33krát měsícem, který měl nejvyšší průměrnou teplotu v rámci daného roku z 58 pozorování. Červen byl nejteplejším měsícem (tj. měsícem s nejvyšší průměrnou měsíční teplotou v rámci kalendářního roku) převážně na začátku měření, a to v letech 1961, 1966, 1968 a 1979. Od roku 1979 se mezi sebou na pozici nejteplejšího měsíce střídaly červenec a srpen. Naopak nejchladnějším měsícem za celé sledované období byl leden, který byl nejchladnějším měsícem celkem ve 29 rocích, což se potvrzuje i na jeho nejnížší průměrné teplotě za celé sledované období. Prosinec byl nejchladnějším měsícem obzvláště v období 1990–2008, kdy měl nejnížší průměrnou měsíční teplotu celkem 9krát. Listopad byl pak nejchladnějším měsícem roku 1988. Leden a únor se za celé sledované období mezi sebou nepravidelně střídaly, až na zmíněné období 1990–2008, kdy převažoval prosinec.

Tab. 7 Míry variability průměrných měsíčních teplot po čtvrtletích naměřených na území ČR za období 1961–2018

Období	Průměrná měsíční teplota	Výběrové variační rozpětí	Výběrový rozptyl	Výběrová směrodatná odchylka	Výběrový variační koeficient
1. čtvrtletí	−0,12 °C	15,10 °C	10,87	3,30 °C	−27,71
2. čtvrtletí	12,08 °C	14,80 °C	13,40	3,66 °C	0,30
3. čtvrtletí	15,79 °C	11,60 °C	6,70	2,60 °C	0,16
4. čtvrtletí	3,39 °C	17,60 °C	16,49	4,06 °C	1,20

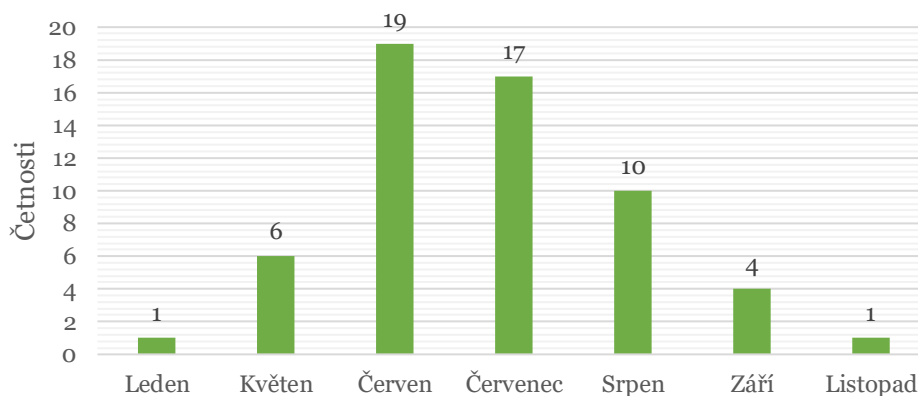
Tab. 7 obsahuje vybrané míry variability průměrných měsíčních teplot (měsíce byly rozděleny do čtvrtletí za účelem porovnání). Průměrná teplota ukazuje očekávatelný vývoj teplot v jednotlivých obdobích, kde měsíce červenec, srpen a září tvoří čtvrtletí s nejvyšší průměrnou teplotou, což lze pozorovat i na **Obr. 9**. Toto čtvrtletí má zároveň nejnižší hodnoty vybraných měř variability, což vypovídá o její větší homogenitě oproti zbylým čtvrtletím. Toto potvrzuje i nízká hodnota variačního koeficientu, který přibližně říká, že pokud je variační koeficient po vynásobení stem větší 50 %, tak je statistický soubor značně nesourodý. Největší rozdíl variačního rozpětí lze pozorovat mezi 3. a 4. čtvrtletím. Ve 4. čtvrtletí byl naměřen největší rozdíl mezi maximální a minimální teplotou a to 17,60 °C (max. průměrná měsíční teplota v tomto čtvrtletí byla 11,30 °C). Z vysoké hodnoty variačního rozpětí u 4. čtvrtletí se dá očekávat, že i rozptyl a směrodatná odchylka budou ve 4. čtvrtletí nejvyšší. Směrodatná odchylka ve 4. čtvrtletí přibližně udává, že většina (tj. více než 50 %) průměrných měsíčních teplot se v tomto čtvrtletí neodchyluje od průměrné měsíční teploty o více než 4,06 °C (v obou směrech).



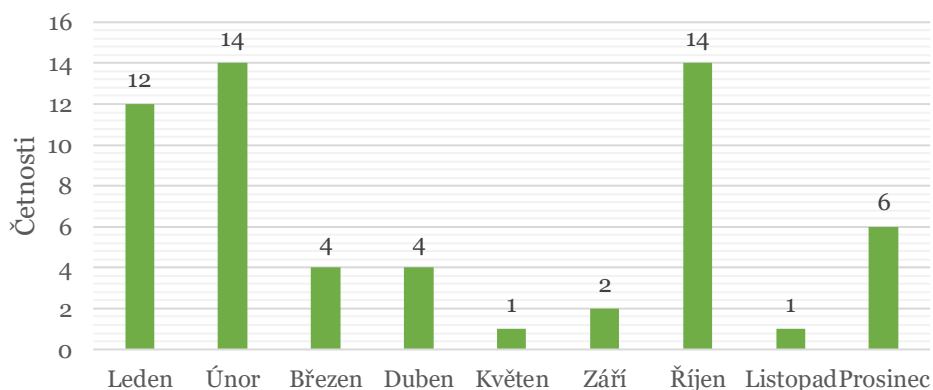
Obr. 9 Vývoj průměrné měsíční teploty v rámci roku na území ČR za období 1961–2018

4.2.2 Analýza sezónní složky měsíčních úhrnů srážek

Nejdeštivějším měsícem za celé sledované období je červenec s průměrným úhrnem srážek 84,3 mm. Červenec je tedy zároveň průměrně nejteplejším a nejdeštivějším měsícem na území ČR za sledované období. Jako nejsušší měsíc se z hlediska průměrného úhrnu srážek ukázal únor s 35,9 mm. **Obr. 10** a **Obr. 11** zobrazují četnosti nejdeštivějších a nejsušších měsíců za sledované období na území ČR.



Obr. 10 Četnosti nejdeštivějších měsíců za období 1961–2018 na území ČR



Obr. 11 Četnosti nejsušších měsíců za období 1961–2018 na území ČR

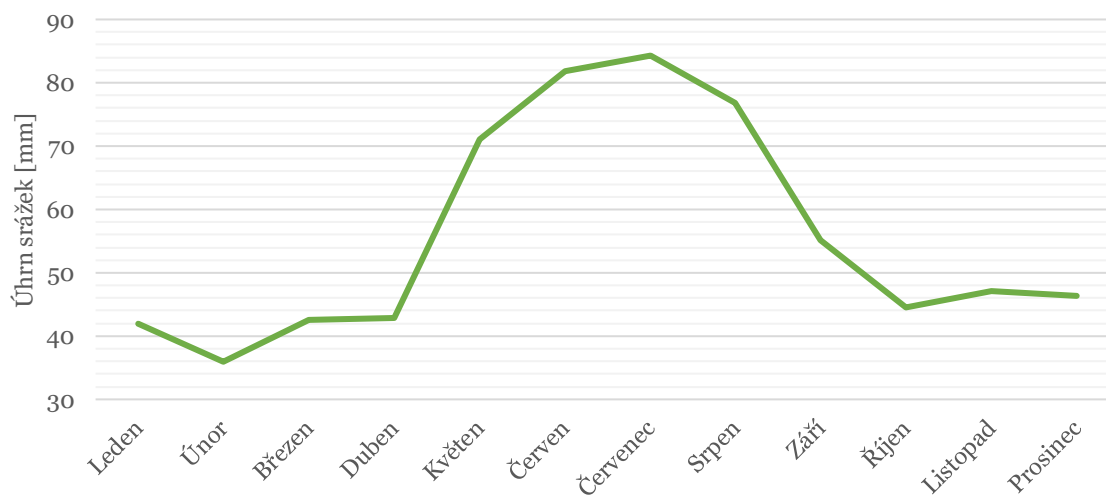
Z hlediska průměrného úhrnu srážek byl nejdeštivějším měsícem na území ČR červen, následovaný červencem. Leden byl nejdeštivějším měsícem roku 1976, listopad pak roku 2015. Dosavadní analýzou se potvrdilo, že mezi nejsušší měsíce patří typicky měsíce s nižší průměrnou teplotou (jmenovitě říjen, prosinec, leden a únor) a mezi nejdeštivější naopak ty s vyšší průměrnou teplotou. Listopad je však zajímavou výjimkou, jelikož i přes své nízké teploty nepatří mezi nejsušší měsíce. Květen byl jako nejsušší měsíc naměřen roku 1992, listopad pak roku 2011⁷.

⁷ V listopadu roku 2011 bylo naměřeno průměrně 1 mm srážek na území ČR, což je nejnižší měsíční průměr za sledované období.

Tab. 8 Míry variability měsíčních úhrnů srážek po čtvrtletích naměřených na území ČR za období 1961–2018

Období	Průměrný mės. úhrn srážek	Výběrové variační rozpětí	Výběrový rozptyl	Výběrová směrodatná odchylka	Výběrový variační koeficient
1. čtvrtletí	40 mm	108 mm	341	18,45 mm	0,49
2. čtvrtletí	65 mm	141 mm	770	27,74 mm	0,42
3. čtvrtletí	72 mm	186 mm	1091	33,04 mm	0,46
4. čtvrtletí	46 mm	111 mm	425	20,62 mm	0,45
Rok	56 mm	203 mm	828	28,77 mm	0,52

V **Tab. 8** byly měsíce rozděleny do čtvrtletí a byly vypočteny vybrané míry variability pro jejich porovnání. Vývoj průměrného měsíčního úhrnu srážek ze čtvrtletního pohledu je obdobný jako vývoj průměrných měsíčních teplot v **Tab. 7**. 1. čtvrtletí přináší v průměru nejméně srážek ze všech čtvrtletí. 2. a 3. čtvrtletí jsou pak v úhrnu srážek nadprůměrné a 4. čtvrtletí opět podprůměrné. Vývoj průměrného úhrnu srážek na území ČR za celé sledované období je pak k vidění na **Obr. 12**. Tento obrázek krásně zachycuje sílu a podobu sezónní složky. Opět je možné pozorovat, že vysoké hodnoty variačního rozpětí jsou spojeny s vyššími hodnotami ostatních měr variability a naopak. Např. v 1. čtvrtletí je variační rozpětí pouze 108 mm a směrodatná odchylka říká, že většina měsíčních úhrnů srážek se v tomto čtvrtletí neodchyluje od průměrného úhrnu srážek o více než 18,45 mm (v obou směrech).

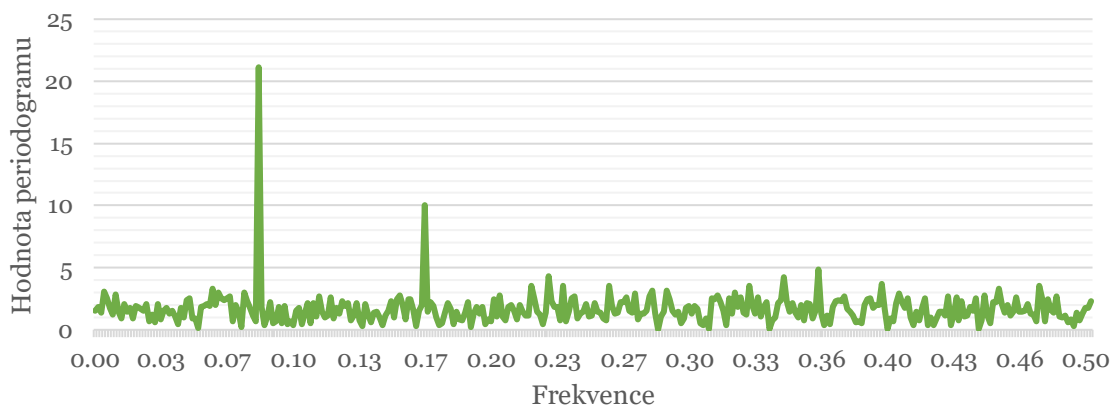


Obr. 12 Průměrný vývoj úhrnu srážek v rámci roku na území ČR za období 1961–2018

Dosavadní analýza sezónní složky napomohla k pochopení základních vlastností vybraných časových řad. Mimo jiné se ukázalo, že vývoj úhrnu srážek a vývoj průměrných teplot jsou si velmi podobné, na což se naváže při korelační analýze. Dalším krokem je formální ověření přítomnosti sezónní složky v měsíčních časových řadách a určení její periody.

4.2.3 Identifikace periody měsíčních časových řad vybraných ukazatelů

K určení periody sezónní složky časové řady měsíčních úhrnů srážek je použit periodogram, jehož výpočet je popsán v kapitole 2.4.1. Hodnoty periodogramu jsou zobrazeny na **Obr. 13**.



Obr. 13 Hodnoty periodogramu měsíční časové řady úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018

Z grafu lze vidět, že časová řada měsíčních úhrnů srážek obsahuje dvě výrazné periody, jenž jsou vyobrazeny dvěma zřetelnými vrcholy. Obtížně se z grafu určuje, jakou frekvenci cyklu tyto vrcholy mají, a proto je potřeba nahlédnout do detailní tabulky, která se vygeneruje spolu s grafem. Výtažek z této tabulky je zobrazen v **Tab. 9**.

Tab. 9 Výtažek z přehledu frekvencí, frekvencí cyklů a hodnot periodogramu pro měsíční úhrny srážek na území ČR za období 1961–2018

j	Frekvence	Frekvence cyklu	Periodogram
...	...	...	...
58	0,0833	12	21,1278
...	...	...	...
116	0,1667	6	10,0332

První sloupec tabulky („j“) představuje pořadí jednotlivých frekvencí. Pozornost je věnována převážně interpretaci druhého a třetího sloupce. Nejsilnější periodu v sezónní složce představuje řádek s největší hodnotou ve sloupci Periodogram (nebo také nejvyšší hodnota na **Obr. 13**). V tomto konkrétním příkladě se jedná o řádek 58. Délky periodické (sezónní) složky lze najít ve sloupci Frekvence cyklu, tedy 12. Frekvence cyklu určuje délku vlny, než se perioda znovu vyskytne (čímž lze zjistit délku sezóny), což zjednodušeně znamená, že každý kalendářní měsíc má svoje unikátní vlastnosti, které se projevují pouze 1krát za rok.

Tímto způsobem bylo zjištěno, že časová řada měsíčních úhrnů srážek obsahuje periody od délce 12, teď je na místě ověřit, zdali je tato perioda statisticky významná. Jedním z nástrojů

pro identifikaci přítomnosti sezónní složky v časové řadě je F -test o sezónnosti. Zamítnutí nulové hypotézy F -testu na určité hladině významnosti indikuje, že časová řada obsahuje sezónní složku. K výpočtu F -testu se použije zabudovaná funkcionality ve statistickém programu EViews. Výsledek testu je zobrazen v **Tab. 10**.

Tab. 10 Test pro ověření přítomnosti sezónní složky v časové řadě měsíčních úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018

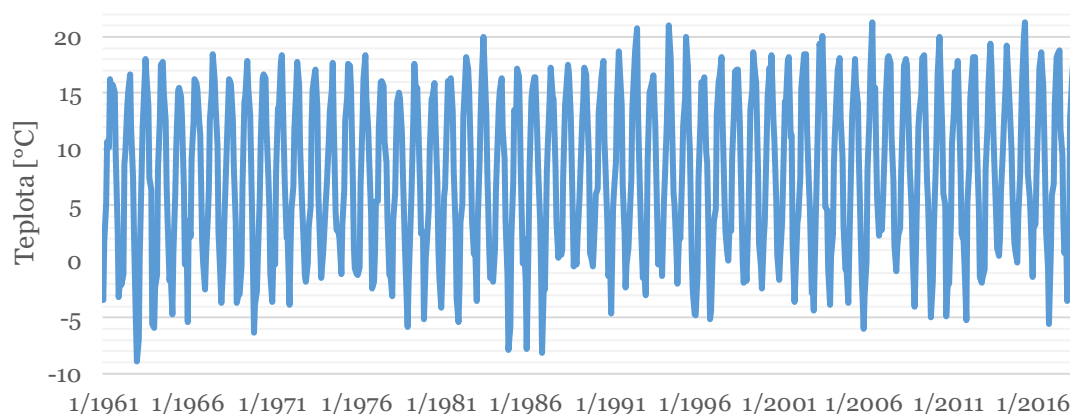
	Součet čtverců	Stupně volnosti	Střední čtverec	F -hodnota
Mezi měsíci	677 374,18	11	61 579,47	35,60**
Reziduální	1 183 246,44	684	1 729,89	
Celkem	1 860 620,62	695		

Pro zamítnutí či nezamítnutí nulové hypotézy je potřeba zkontrolovat, zdali hodnota F -testu spadá do kritické oboru, či nikoliv. Při uvažování 5% hladiny významnosti se kvantil $F_{0,95}$ rozdělení F rovná přibližně 2. Hodnota F -testu se rovná 35,60, což je jistě vyšší, než hodnota $F_{0,95}$ kvantilu, a proto se zamítá nulová hypotéza o nepřítomnosti sezónní složky v časové řadě měsíčních úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018 o velikosti periody 12.

Analogicky lze tento postup aplikovat na časovou řadu průměrných měsíčních teplot, ale z již dosavadní analýzy a z věcné podstaty lze bez potíží tvrdit, že tato časová řada má taktéž statisticky významnou sezónní složku o velikosti periody 12.

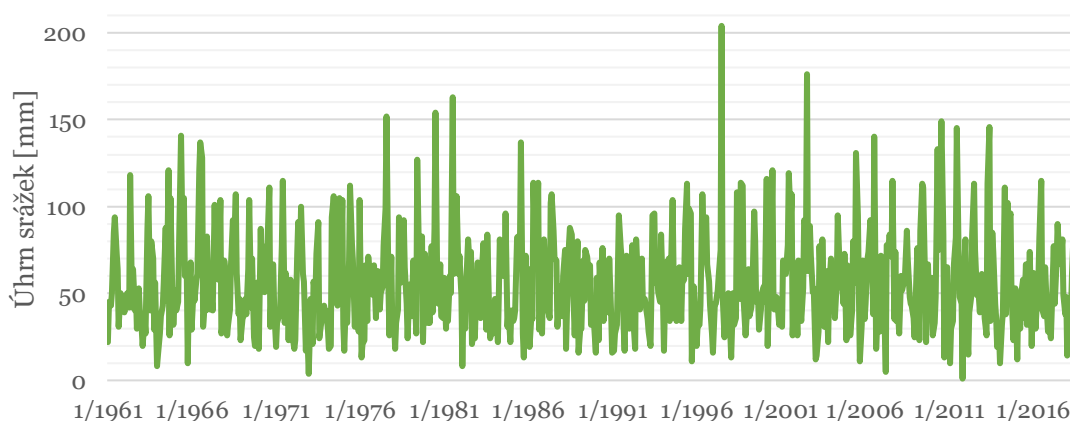
4.3 Dekompozice časových řad

U dekompozice, jak již bylo zmíněno v metodologii, je důležité rozhodnout, zdali se sezónní výkyvy s časem nějak systematicky mění nebo jsou konstantní. Aby tak mohlo být učiněno, byly zvoleny měsíční časové řady, které sezónní složku zaručeně obsahují a jejich hodnoty byly vizualizovány v podobě níže uvedených grafů.



Obr. 14 Vývoj průměrné měsíční teploty na území ČR za období 1961–2018

Velikosti sezónních výkyvů se u časové řady průměrných měsíčních teplot od trendu s časem téměř nemění, jak lze vidět na **Obr. 14**, a tudíž se bude dále analýza provádět při předpokladu aditivní dekompozice.



Obr. 15 Vývoj měsíčních úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018

Charakteristika sezónních výkyvů u měsíčních úhrnů srážek na **Obr. 15** není tak jednoznačná, jako u předchozího případu. Velikost kolísání hodnot se ale v čase nijak systematicky nemění (tj. sezónní složka se nemění proporcionálně s trendem), takže lze také uvažovat aditivní dekompozici.

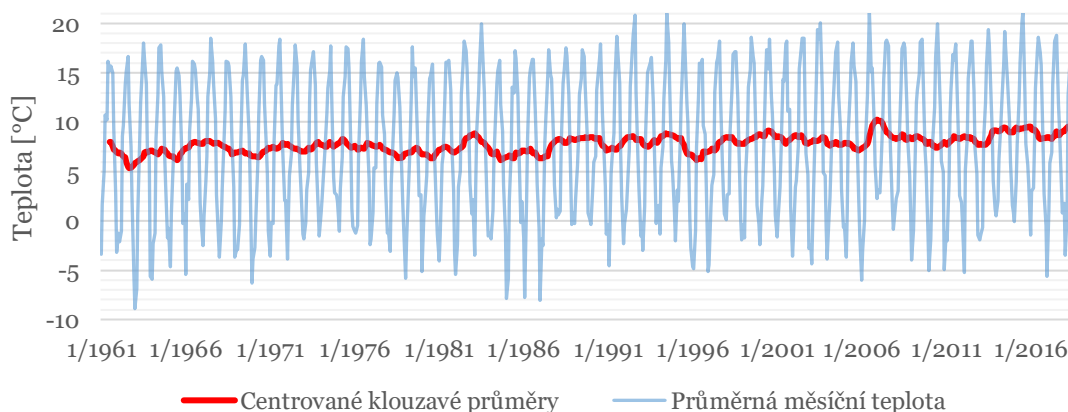
4.4 Modelování trendové složky měsíčních časových řad

Cílem této kapitoly je popsat chování trendových složek měsíčních časových řad průměrných teplot a úhrnů srážek pomocí jednoduchých trendových funkcí. Cílem popisu tohoto chování není nalézt trendovou funkci, která nejlépe popisuje daný průběh, ale spíše nastínit, o jaký průběh se jedná. Tedy jestli je vývoj konstantní, lineární nebo nelineární (parabolický).

Trend se lépe vyjadřuje, pokud jsou časové řady očištěny o sezónní složku. Toho jde docílit například pomocí metody centrovaných klouzavých průměrů. Pro tu je potřeba určit délku klouzavé části, která u sezónních časových řad odpovídá počtu sezón ([1], str. 45). Z toho vyplývá, že délka klouzavé části je 12, jak vyplynulo z analýzy sezónní složky. Aplikací této metody je docíleno, že dojde k „vyhlazení“ časové řady a odfiltrování sezónnosti. Trend je následně v sezónně očištěných měsíčních časových řadách odhadován trendovými funkcemi metodou nejmenších čtverců.

4.4.1 Odhad trendu časové řady průměrných měsíčních teplot

Jako první se práce zaměří na časovou řadu průměrných měsíčních teplot. Na **Obr. 16** je vidět vývoj průměrné měsíční teploty před a po aplikaci centrovaných klouzavých průměrů.



Obr. 16 Vývoj průměrné měsíční teploty na území ČR za období 1961–2018 před a po aplikaci centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12

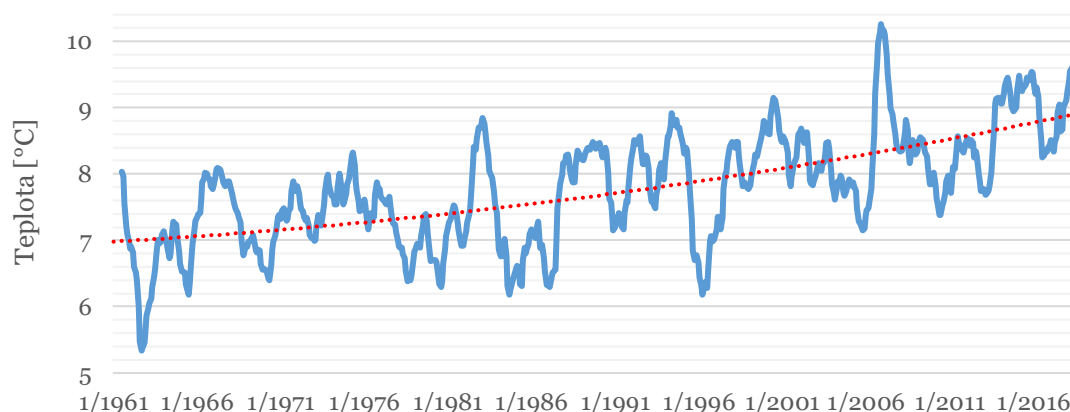
Po aplikaci metody centrovaných klouzavých průměrů zbývá odhadnout trend časové řady pomocí trendových funkcí. Vhodnost trendové funkce je sledována pomocí interpolačních kritérií. Jedním z interpolačních kritérií je upravený index determinace („ I_{upr}^2 “), který lze použít pro porovnání trendových funkcí mezi sebou. Dále se u trendových funkcí sledují průměrné charakteristiky reziduí, konkrétně RMSE, která počítá odmocninu ze součtu čtverců rozdílu odhadu od empirického pozorování. Dále se u trendových funkcí počítá reziduální autokorelační funkce (ACF), která ověřuje, zdali je nesystematická složka v čase autokorelovaná, což hraje zásadní roli při zkoumání statistické významnosti daného modelu a jeho odhadnutých parametrů. Odhadnuté trendové funkce lze nalézt v **Tab. 11**.

Tab. 11 Odhadnuté trendové funkce, aplikované na sezóně očištěnou časovou řadu průměrných měsíčních teplot naměřených na území ČR za období 1961–2018, a jejich kvalita z pohledu interpolačních kritérií

Mat. funkce	Model	I_{upr}^2	RMSE	ACF
Lineární	$\hat{T} = 6,79 + 0,0028t$	0,426	0,639	Autokorelace
Kvadratická	$\hat{T} = 6,98 + 0,0012t + 0,0000023t^2$	0,434	0,634	Autokorelace

Již v dřívější analýze bylo zmíněno, že vývoj průměrných měsíčních teplot za období 1961–2018 má rostoucí tvar. Z tohoto důvodu nebyla mezi trendové funkce zařazena konstanta, ale pouze se sleduje, jestli je růst časové řady lineární nebo kvadratický. Z vybraných funkcí vysvětluje trend časové řady průměrných teplot lépe ta, která má vyšší hodnotu upraveného indexu determinace a nižší hodnotu RMSE, což je parabola. V tabulce je dále vidět, že obě trendové funkce jsou v čase autokorelované a tudíž se neprovádí F -test a t -testy, jelikož by nebyly validní. Zbýlé předpoklady procesu bílého šumu již není potřeba testovat.

Průměrné měsíční teploty naměřené v ČR za období 1961–2018, očištěné o sezónní složku pomocí centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12, proložené kvadratickou funkcí, jsou vidět na **Obr. 17**.

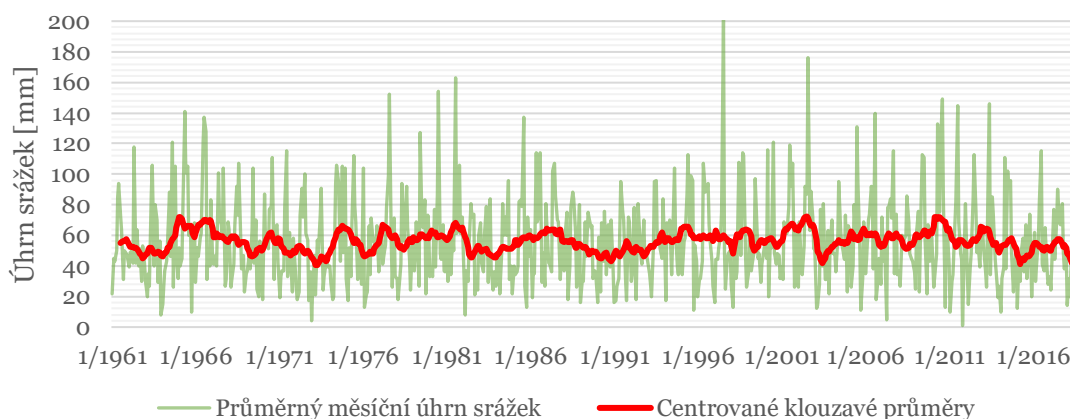


Obr. 17 Konvexní parabolický trend průměrné měsíční teploty po aplikaci centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12, pro data naměřená na území ČR za období 1961–2018

Na **Obr. 17** lze jasně vidět konvexní parabolický trend průměrných měsíčních teplot, očištěných o sezónnost. Tato funkce říká, že v čase $t = 0$ je průměrná měsíční teplota $6,98\text{ }^{\circ}\text{C}$ a s každým přibývajícím měsícem tato teplota vzroste v průměru o $0,0012t + 0,0000023t^2$. Tento vztah platí pouze pro tato data naměřená na území ČR za období 1961–2018 a nedá se zobecňovat.

4.4.2 Odhad trendu časové řady měsíčních úhrnů srážek

V této části bude proveden analogický postup vyjádření vývoje trendové složky pomocí matematických funkcí jako v předchozí kapitole. V první řadě bude vypočtena nová časová řada z předchozí časové řady pomocí metody centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12. Výsledek lze vidět na **Obr. 18**.



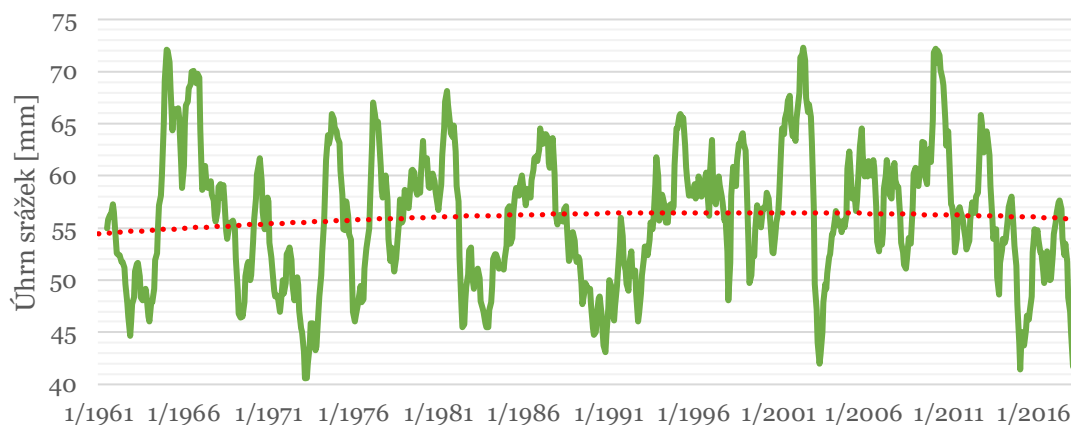
Obr. 18 Vývoj časové řady měsíčních úhrnů srážek na území ČR za období 1961–2018 před a po aplikaci centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12

Zatímco u časové řady průměrných měsíčních teplot se očekávalo, že teploty mají v čase rostoucí tendenci, což se nakonec i prokázalo, u časové řady měsíčních úhrnů srážek se žádná výrazná tendence z grafické analýzy nepotvrdila. Výpočty jednotlivých modelů a jejich porovnání jsou k nalezení v **Tab. 12**

Tab. 12 Odhadnuté trendové funkce, aplikované na sezóně očištěnou časovou řadu měsíčních úhrnů srážek naměřenou na území ČR za období 1961–2018, a jejich kvalita z pohledu interpolačních kritérií

Mat. funkce	Model	I_{upr}^2	RMSE	ACF
Konstantní	$\hat{T} = 55,99$	0,0000	6,475	Autokorelace
Lineární	$\hat{T} = 55,27 + 0,002t$	0,0025	6,462	Autokorelace
Kvadratická	$\hat{T} = 55,44 + 0,0091t - 0,00001t^2$	0,0040	6,452	Autokorelace

Vysoká variabilita průměrných měsíčních úhrnů srážek komplikuje odhadování trendu. Část této variability byla odstraněna aplikací centrovaných klouzavých průměrů, ale určitá část zde stále přetrvává. Velmi nízké hodnoty upraveného indexu determinace signalizují, že vybraným modelům se nedaří vysvětlit variabilitu průměrných měsíčních úhrnů srážek. Pro lepší rozhodování se při porovnávání jednotlivých modelů využívá dílčích t -testů. Vzhledem k autokorelaci nesystematické složky by však t -testy nebyly validní, a proto se tyto testy neprovádějí. Z vybraných funkcí vysvětluje trend časové řady úhrnů srážek lépe ta, která má vyšší hodnotu upraveného indexu determinace a nižší hodnotu RMSE, což je opět parabola. Průběh konkávní paraboly lze vidět na **Obr. 19**.



Obr. 19 Konkávní parabolický trend časové řady měsíčních úhrnů srážek po aplikaci centrovaných klouzavých průměrů o délce klouzavé části 12, pro data naměřená na území ČR za období 1961–2018

Tato funkce říká, že v čase $t = 0$ je měsíční úhrn srážek 55,44 mm a s každým přibývajícím měsícem se úhrn srážek změní v průměru o $0,0091t - 0,00001t^2$. Pokud je v odhadnutém kvadratickém modelu zároveň kladná i záporná hodnota, znamená to, že má odhadnutá funkce inflexní bod. V tomto případě odhadnutá funkce zpočátku roste až přibližně do ledna 1991 a od tohoto bodu začíná klesat. Tento vztah platí pouze pro tato data naměřená na území ČR za období 1961–2018 a nedá se zobecňovat.

4.5 Modelování sezónní složky vybraných časových řad

Sezónní složka je v důsledku sezónních vlivů v časových řadách přítomna skoro vždy, pokud periodičita zjišťování je kratší než jeden rok ([7], str. 302).

Přítomnost sezónní složky v časových řadách a její periody byly již popsány v předchozí kapitole. Tato kapitole se zaměří na určení sezónních výkyvů jednotlivých měsíců oproti trendu dané časové řady. Pro modelování sezónní složky je použita **regresní metoda modelování sezónnosti**. Výhodou této metody je, že odhaduje (modeluje) trend i sezónnost časové řady najednou (v jednom kroku). Oproti předchozím regresním modelům se do modelů v této kapitole přidávají umělé binární sezónní proměnné (tzv. „dummy“ proměnné), s jejichž pomocí bude odhadována velikost sezónní složky. Počet umělých proměnných odpovídá počtu sezón, v tomto případě tedy počtu měsíců.

Jelikož tato metoda odhaduje kromě sezónní složky i složku trendovou, je potřeba vybrat vhodnou trendovou funkci pro její popis, stejně jako v předchozí kapitole.

4.5.1 Výpočet sezónních výkyvů průměrných měsíčních teplot

Z předešlé analýzy je již zřejmé, že vývoj průměrných měsíčních teplot je rostoucí, a proto bude v této kapitole trend odhadován pouze pomocí lineární a kvadratické funkce. Cílem této analýzy není najít matematickou funkci, která nejlépe vystihuje daný trend, ale pouze trend kvantifikovat. Odhadnuté rovnice jsou mezi sebou opět porovnávány pomocí interpolačních kritérií. Odhadnuté regresní modely pomocí metody nejmenších čtverců lze nalézt v **Tab. 13**.

Tab. 13 Odhadnuté regresní rovnice pomocí regresní metody modelování sezónnosti pro časovou řadu průměrných měsíčních teplot naměřenou na území ČR za období 1961–2018

Mat. funkce	Model	I_{upr}^2	RMSE	ACF
Lineární	$y_t = 0,003t - 3,12D_{1t} - 1,87D_{2t} + 1,78D_{3t} + 6,78D_{4t} + 11,70D_{5t} + 14,87D_{6t} + 16,55D_{7t} + 16,04D_{8t} + 11,87D_{9t} + 7,03D_{10t} + 2,04D_{11t} - 1,82D_{12t}$	0,9371	1,807	Autokorelace
Kvadratická	$y_t = 0,0004t + 0,000004t^2 - 2,84D_{1t} - 1,60D_{2t} + 2,06D_{3t} + 7,06D_{4t} + 11,98D_{5t} + 15,15D_{6t} + 16,83D_{7t} + 16,33D_{8t} + 12,15D_{9t} + 7,31D_{10t} + 2,32D_{11t} - 1,54D_{12t}$	0,9373	1,803	Autokorelace

Obě odhadnuté funkce jsou si z hlediska interpolačních kritérií velmi podobné. Zajímavé jsou však testová kritéria t -testů jejich odhadnutých regresních parametrů (pouze trendových), které jsou vidět v **Tab. 14**.

Tab. 14 Přehled testových kritérií t -testu a jejich p -hodnot pro jednotlivé odhadnuté regresní parametry (pouze trendové)

Mat. funkce	Odhadnutý parametr	Testové kritérium t -testu	p -hodnota
Lineární	$\hat{\beta}_1 = 0,003t$	8,03	0,00
Kvadratická	$\hat{\beta}_1 = 0,0004t$	0,26	0,80
Kvadratická	$\hat{\beta}_2 = 0,000004t^2$	1,81	0,07

Ani jeden z odhadnutých regresních parametrů (pro odhad trendu) u kvadratické funkce není statisticky významný na 5% hladině významnosti, což značí o špatném zvolení matematické funkce. Jak již bylo však několikrát zmíněno, t -testy nejsou validní, pokud je v modelu přítomna autokorelace nesystematické složky, která byla potvrzena reziduální autokorelační funkcí (ACF).

Časová řada má 696 záznamů a kritické meze reziduální ACF jsou tedy $\left(-\frac{2}{\sqrt{696}}, \frac{2}{\sqrt{696}}\right)$, což odpovídá přibližně hodnotám $\pm 0,076$. Jak již bylo také zmíněno, čím je časová řada delší, tím jsou tyto mantinely užší, jelikož se zvyšuje hodnota jmenovatele. To má za následek to, že čím je časová řada delší, tím je také snadnější v reziduích najít nějaký systém, který reziduální ACF objeví a označí za autokorelaci, obzvláště u klimatologických časových řad, jelikož je logické, že na sebe hodnoty silně navazují.

Nicméně, v tomto případě byl předpoklad o nesystematičnosti reziduů u obou matematických funkcí porušen pouze ve zpoždění 1 a kritickou mez přesáhli pouze o 0,07. Z těchto zmíněných důvodů je pro výpočet sezónních výkyvů zvolen lineární model.

Průměrná hodnota sezónních výkyvů je $\hat{s} = 6,82$ °C. Velikosti sezónních odchylek jsou reprezentovány v **Tab. 15**.

Tab. 15 Sezónní výkyvy průměrných měsíčních teplot naměřených na území ČR za období 1961–2018; regresní přístup k modelování sezónnosti

Sezóna	Sezónní odchylka	Sezóna	Sezónní odchylka
Leden	−9,94 °C	Červenec	9,72 °C
Únor	−8,69 °C	Srpen	9,22 °C
Březen	−5,04 °C	Září	5,05 °C
Duben	−0,04 °C	Říjen	0,21 °C
Květen	4,88 °C	Listopad	−4,78 °C
Červen	8,04 °C	Prosinec	−8,64 °C

V letech 1961 až 2018 byla hodnota časové řady v lednu v průměru o 9,94 °C pod lineárním trendem. Na druhou stranu červenec byl v průměru o 9,72 °C nad lineárním trendem. Mezi teplotně „nadprůměrné“ měsíce v ČR za období 1961–2018 spadá období od května do října

a naopak teplotně „podprůměrné“ je období od listopadu do dubna. Tyto výsledky potvrzují dříve nabitě výsledky a to, že červenec je na území ČR za sledované období nejteplejším měsícem, jelikož má nejvyšší pozitivní odchylku od trendu, a naopak leden nejchladnějším.

4.5.2 Výpočet sezónních výkyvů měsíčních úhrnů srážek

Z předešlé analýzy není zřejmé, jaký vývoj má měsíční časové řada úhrnů srážek, a proto bude v této kapitole její trend odhadován pomocí konstanty a lineární a kvadratické funkce. Odhadnuté regresní modely pomocí metody nejmenších čtverců lze nalézt v **Tab. 13**.

Tab. 16 Odhadnuté regresní rovnice pomocí regresní metody modelování sezónnosti pro časovou řadu měsíčních úhrnů srážek naměřenou na území ČR za období 1961–2018

Mat. funkce	Model	I_{upr}^2	RMSE	ACF
Konstanta	$y_t = 42D_{1t} + 36D_{2t} + 43D_{3t} + 43D_{4t} + 71D_{5t} + 82D_{6t} + 84D_{7t} + 77D_{8t} + 55D_{9t} + 44D_{10t} + 47D_{11t} + 46D_{12t}$	0,331	17,769	Neautokorel.
Lineární	$y_t = 0,001t + 42D_{1t} + 36D_{2t} + 42D_{3t} + 42D_{4t} + 71D_{5t} + 81D_{6t} + 84D_{7t} + 77D_{8t} + 55D_{9t} + 44D_{10t} + 47D_{11t} + 46D_{12t}$	0,330	17,772	Neautokorel.
Kvadratická	$y_t = 0,01t - 0,00002t^2 + 40D_{1t} + 34D_{2t} + 41D_{3t} + 41D_{4t} + 69D_{5t} + 80D_{6t} + 83D_{7t} + 75D_{8t} + 53D_{9t} + 43D_{10t} + 45D_{11t} + 45D_{12t}$	0,329	17,782	Neautokorel.

Jelikož je ve všech modelech neutokorelována nesystematická složka budou modely posouzeny i z hlediska t -testů odhadnutých regresních parametrů (trendových). Přehled testových kritérií je zobrazen v následující tabulce.

Tab. 17 Přehled testových kritérií t -testu a jejich p -hodnot pro jednotlivé odhadnuté regresní parametry (pouze trendové)

Mat. funkce	Odhadnutý parametr	Testové kritérium t -testu	p -hodnota
Lineární	$\hat{\beta}_1 = 0,001t$	0,27	0,79
Kvadratická	$\hat{\beta}_1 = 0,01t$	0,69	0,49
Kvadratická	$\hat{\beta}_2 = 0,00002t^2$	-0,64	0,52

Všechny t -testy o statistické významnosti jsou zamítnuty na 5% hladině významnosti, což lze usoudit z vysokých p -hodnot. Ani lineární ani kvadratická funkce dostatečně dobře nevystihují trend dané časové řady. Proto bude pro výpočet sezónních výkyvů využit model odhadovaný pomocí konstanty. Průměrná hodnota sezónních výkyvů je $\hat{s} = 55,88$ mm. Velikosti sezónních odchylek jsou reprezentovány v **Tab. 18**.

Tab. 18 Sezónní výkyvy měsíčních úhrnů srážek naměřených na území ČR za období 1961–2018; regresní přístup k modelování sezónnosti

Sezóna	Sezónní odchylka	Sezóna	Sezónní odchylka
Leden	–13,86 mm	Červenec	28,41 mm
Únor	–19,93 mm	Srpen	21,02 mm
Březen	–13,28 mm	Září	–0,81 mm
Duben	–12,98 mm	Říjen	–11,43 mm
Květen	15,21 mm	Listopad	–8,79 mm
Červen	25,93 mm	Prosinec	–9,48 mm

V letech 1961 až 2018 byla v ČR hodnota časové řady v únoru v průměru o 19,93 mm pod trendem (konstantou). Na opačné straně, v červenci byla hodnota za sledované období v průměru o 28,41 mm nad trendem (konstantou). Zajímavé je, že úhrn srážek v 8 ze 12 měsíců je v průměru pod trendem a pouze 4 měsíce nad trendem. Z toho je patrné, že „nadprůměrné“ měsíce jsou více nad trendem než „podprůměrné“ měsíce pod trendem. Toto modelování znovu potvrdilo, že měsíce s vyšší průměrnou teplotou jsou na území ČR za sledované období také měsíce s vyšším úhrnem srážek (květen, červen, červenec, srpen) a naopak.

4.6 Klimatické charakteristiky roku 2018 ve srovnání s ostatními roky

Tato kapitola shrnuje některé srážkové a teplotní ukazatele, které budou použity k hodnocení roku 2018 v porovnání s ostatními roky ve sledovaném období 1961–2018. Cílem této kapitoly je posouzení hypotézy, zdali byl rok 2018 nejteplejším a nejsušším rokem za sledované období na stanici **Praha–Ruzyně**. K posouzení této hypotézy budou použity denní ukazatele naměřené na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018.

4.6.1 Teplotní charakteristiky roku 2018 ve srovnání s ostatními roky

Rok 2018 se s průměrnou roční teplotou 9,6 °C stal absolutně nejteplejším rokem na území ČR za období 1961–2018, jak již bylo zmíněno v **Tab. 2**. Následující výklad se zaměří na porovnání denních údajů naměřených na stanici Praha–Ruzyně. **Tab. 19** obsahuje přehled 5–ti nejteplejších roků z pohledu průměrné denní teploty, průměrné maximální denní teploty a průměrné minimální denní teploty za vybrané roky.

Tab. 19 Přehled 5–ti nejteplejších roků z pohledu průměrné denní teploty, průměrné maximální denní teploty a průměrné minimální denní teploty naměřené na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018

Rok	Průměrná denní teplota	Rok	Průměrná maximální denní teplota	Rok	Průměrná minimální denní teplota
2018	10,67 °C	2018	15,29 °C	2015	5,71 °C
2015	10,25 °C	2015	14,75 °C	2018	5,70 °C
2014	10,02 °C	2007	14,40 °C	2014	5,57 °C
2007	9,94 °C	2014	14,33 °C	2007	5,49 °C
2000	9,62 °C	1994	14,08 °C	2000	5,26 °C

Rok 2018 byl nejteplejším rokem na stanici Praha–Ruzyně za sledované období z hlediska průměrné denní teploty a průměrné maximální denní teploty. Z hlediska průměrné minimální denní teploty byl nejteplejším rokem rok 2015. Rok 2018 byl v tomto hodnocení druhý o 0,01 °C. Rok 2015 byl pak v kategoriích průměrná denní teplota a průměrná maximální denní teplota na druhém místě. Mezi zbylými průměrně nejteplejšími roky byly pak 2014, 2007, 2000 a jednou i rok 1994. Průměrná denní teplota na stanici Praha–Ruzyně se od roku 2000 zvýšila o více jak 1 °C na 10,67 °C. Průměrná maximální denní teplota se pak od roku 2014, tedy za 4 roky, zvýšila o 0,89 °C na 15,29 °C a průměrná minimální denní teplota byla v roce 2018 5,70 °C.

Z této tabulky vzešli jako dva nejteplejší roky 2015 a 2018. Následující analýza nahlédne hlouběji na porovnání těchto dvou roků z pohledu vybraných teplotních ukazatelů spolu

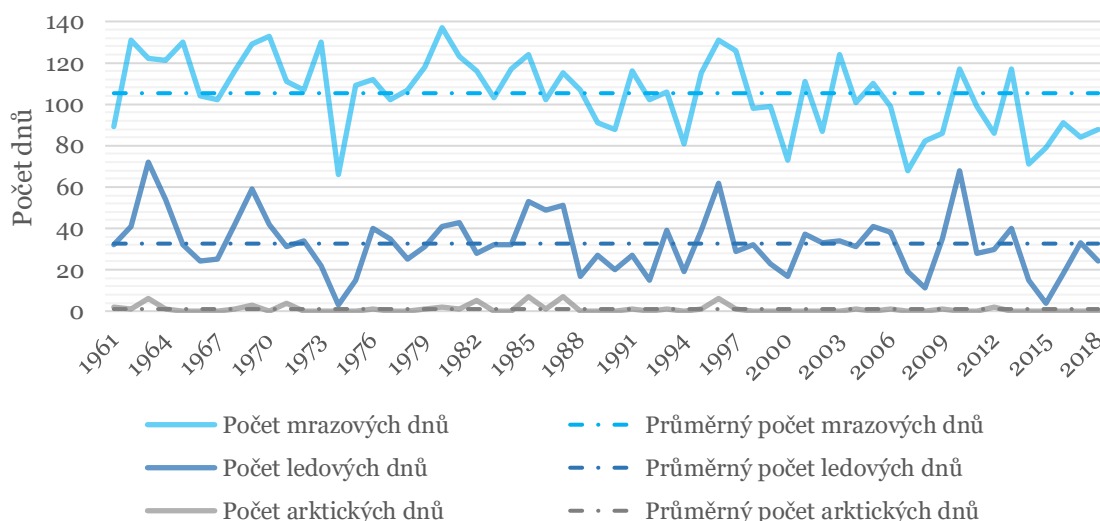
s porovnáním oproti průměru za celé sledované období na stanici Praha–Ruzyně. Zmíněné porovnání je ukázáno v následující tabulce.

Tab. 20 Přehled vybraných teplotních ukazatelů pro porovnání let 2015 a 2018 oproti průměru za sledované období 1961–2018 na stanici Praha–Ruzyně

Ukazatel	2015	2018	Průměr za 1961–2018
Průměrná roční teplota na území ČR	9,4 °C	9,6 °C	7,8 °C
Průměrná roční teplota na stanici Praha–Ruzyně	10,3 °C	10,7 °C	8,4 °C
Počet arktických dnů	0	0	1
Počet ledových dnů	3	23	31,5
Počet mrazových dnů	79	88	105,3
Počet jarních dnů	99	143	99,5
Počet letních dnů	54	84	40,3
Počet tropických dnů	24	23	7,4

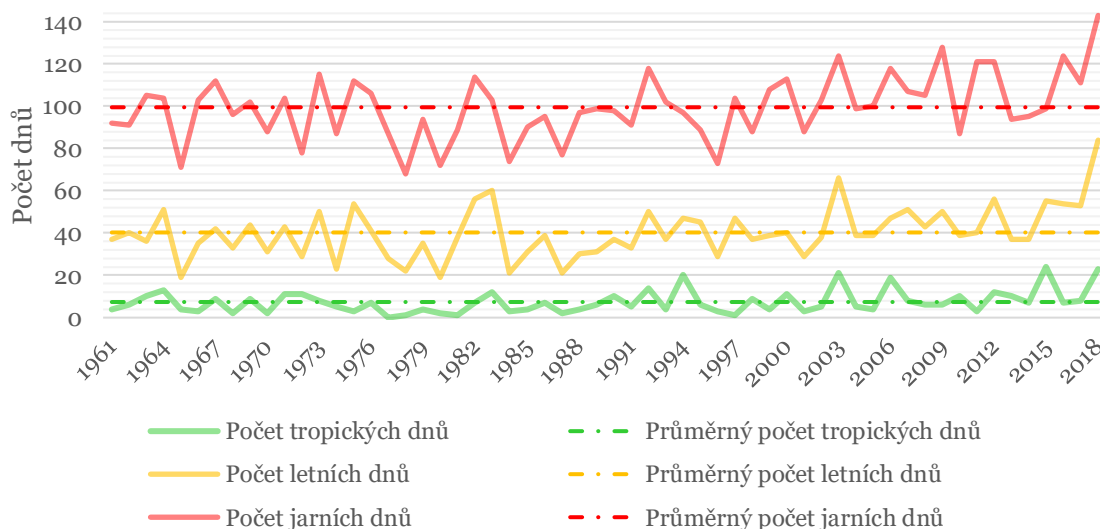
Rok 2018 a 2015 nepřinesl ani jeden arktický den, tedy den, kdy maximální denní teplota nevystoupila nad -10 °C . Takových dnů bylo za celé sledované období na této stanici pouze 57 a z toho 7 v roce 1985. Průměrný počet arktických dní za celé sledované období je 1. Naposledy byl arktický den naměřen v únoru roku 2012. Dále bylo v roce 2018 zaznamenáno téměř 8krát více ledových dní než v roce 2015, tedy dní, kdy maximální denní teplota nevystoupila nad bod mrazu. Průměrný počet ledových dní za sledované období je 31,5. Rok 2015 měl druhý nejmenší počet ledových dní po roce 1974, který měl pouze 2. V počtu mrazových dní, tedy dní, kdy minimální denní teplota klesla pod bod mrazu, jsou si oba roky velmi podobné, ale oba jsou v tomto ukazateli podprůměrné, jelikož průměr za sledované období je 105,3. Značný rozdíl lze sledovat v počtu jarních dní, tedy dní, kdy maximální denní teplota vystoupila nad 20 °C , kdy rok 2015 odpovídá průměru, ale rok 2018 je silně nadprůměrný. Stejně platí i pro počet letních dní, tedy dní, kdy maximální teplota vystoupila nad 25 °C , kdy rok 2015 je lehce nadprůměrný, ale rok 2018 je více jak 2krát nad průměrem. Pouze v jediné kategorii rok 2015 převyšoval rok 2018 a to v počtu tropických dní, tedy dní, kdy maximální teplota vystoupila nad 30 °C . Oba ale byli v tomto ohledu více jak trojnásobně nad průměrem. Dalo by se tedy říci, že rok 2018 je nejteplejším rokem hlavně z hlediska nadprůměrného počtu dní s vysokou teplotou, zatímco rok 2015 byl nadprůměrně teplý hlavně díky malému počtu dní s nízkou teplotou.

Vývoj počtu mrazových, ledových a arktických dnů je vidět na **Obr. 20**. U počtu mrazových a ledových dnů lze pozorovat jejich snižující se počet, obzvlášť v posledních 20 letech. U počtu arktických dnů lze vidět několik vybočujících pozorování, ale jinak je počet těchto dní za rok v čase konstantní.



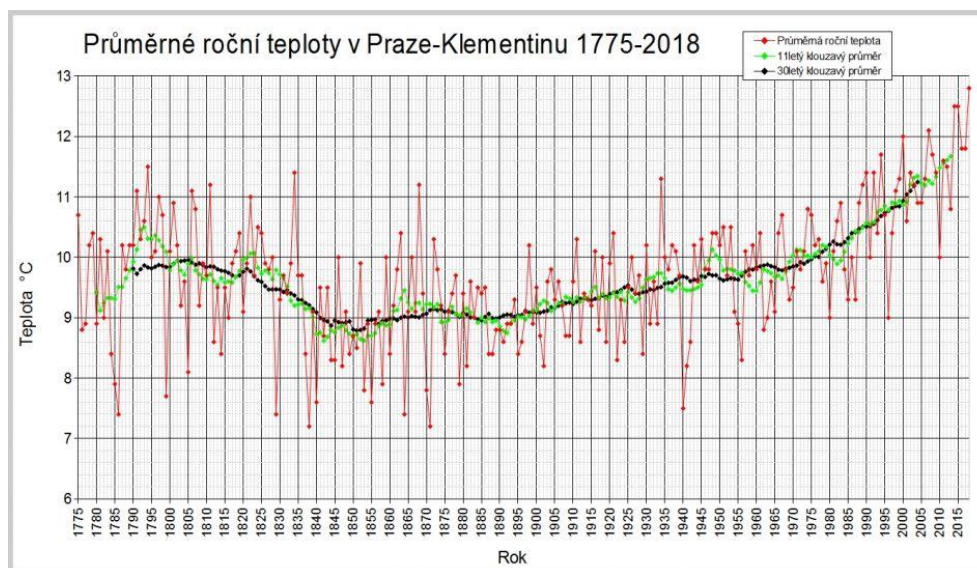
Obr. 20 Vývoj počtu mrazových, ledových a arktických dnů v čase spolu s průměrným počtem mrazových, ledových a arktických dnů naměřených na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018

Vývoj počtu tropických, letních a jarních dnů je pak vidět na **Obr. 21**. U počtu tropických a letních dnů lze sledovat jejich zvyšující se počet, obzvláště v posledních několika letech. Období 1975–1986 bylo na druhou stranu v počtu jarních a tropických dnů podprůměrné.



Obr. 21 Vývoj počtu tropických, letních a jarních dnů v čase spolu s průměrným počtem tropických, jarních a letních dnů naměřených na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018

Veškerá provedená analýza na téma srovnání teplot roku 2018 s ostatními roky vede k tomu, že rok 2018 byl z pohledu vybraných ukazatelů nejteplejším rokem naměřeným za období 1961–2018 na stanici Praha–Ruzyně. Ke stejným závěrům došli i vědci z ČHMÚ [19]. Rok 2018 byl z pohledu průměrné roční teploty dokonce nejteplejším rokem naměřeným na pražském Klementinu, který sleduje teploty již od roku 1775 [17]. Průběh této časové řady je vidět na **Obr. 22**.

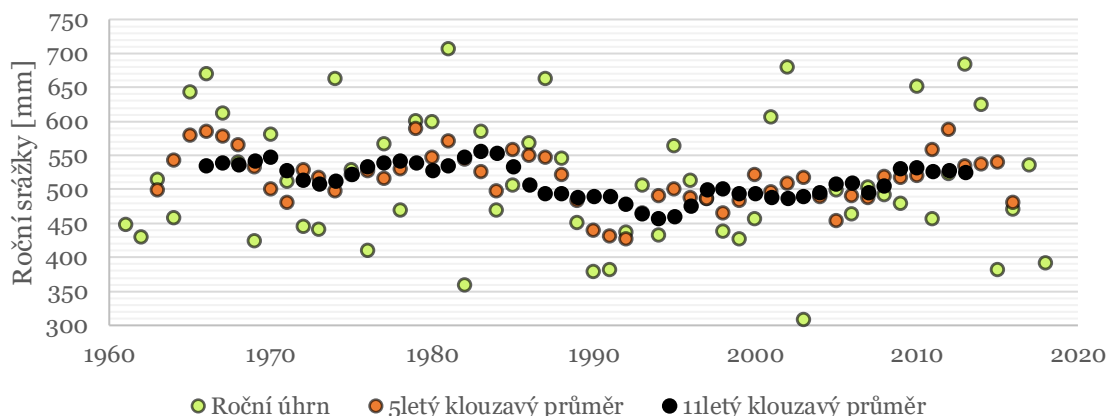


Obr. 22 Průměrné roční teploty naměřené na stanici Praha-Klementinum od roku 1775 do roku 2018. Zdroj: infomet.cz [17]

4.6.2 Srážkové charakteristiky roku 2018 ve srovnání s ostatními roky

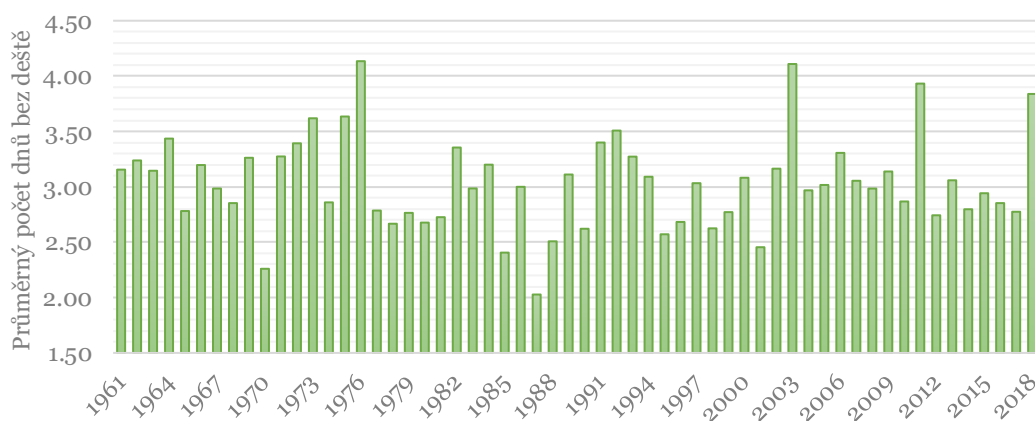
Roční úhrn srážek naměřený na stanici Praha–Ruzyně za kalendářní rok 2018 byl 391 mm, zatímco průměrná hodnota od roku 1961 je 511 mm. Rok 2018 byl tedy z tohoto hlediska silně podprůměrný. Nejedná se však o absolutní extrém, rok 2018 se umístil na 6. místě z 58 roků, tedy zhruba 10 % roků ve sledovaném období napršelo méně než v roce 2018. Nejméně napršelo za kalendářní rok 2003, kdy napršelo 308 mm srážek, a v roce 1982, kdy bylo naměřeno 359 mm srážek. I některé nedávné roky napršelo méně než v roce 2018. V roce 2015 napadlo 381 mm srážek a je tak čtvrtým nejsušším rokem z hlediska úhrnu srážek. Naopak nejvíce napršelo v roce 1981 a to 706 mm srážek, z méně dávné doby 2. a 3. nejdeštivější roky byly 2013 a 2002 s 684 mm a 680 mm.

Protože se srážky velmi mění rok od roku a mají do jisté míry kumulativní účinky, byly zpracovány i pětileté a jedenáctileté klouzavé průměry, které lze vidět na **Obr. 23**. Pětiletý klouzavý průměr srážek za posledních 5 kalendářních roků byl 481 mm, a umístil se jako 8. nejsušší pětileté období. Za celé sledované období bylo nejsušší pětileté období na stanici Praha–Ruzyně období 1990–1994 s průměrným úhrnem 427 mm. Jedenáctiletý klouzavý průměr srážek za posledních 11 let pak byl 525 mm, a umístil se jako 28. nejsušší jedenáctileté období. Nejsušším jedenáctiletým obdobím bylo pak období 1989/1999 s 458 mm.



Obr. 23 Časová řada průměrných úhrnů srážek naměřených na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018 spolu s 5letými a 11letými klouzavými průměry

V roce 2018 bylo naměřeno pouze 127 dní, při kterých byly naměřené úhrny srážek větší než 0 mm, což je přibližně pouze třetina roku. Z toho pohledu se jedná o rok s nejmenší počtem nesrážkových dní za sledované období. Na druhém místě se nachází rok 2011 se 128 dny a rok 2015 se v tomto hodnocení umístil na sedmé pozici. Na druhé straně nejvíce deštivých dnů přinesl rok 2001 se 203 dny, následovaný rokem 1987 se 199 dny. Nejvyšší průměrný počet za sebou jdoucích dnů bez deště bylo naměřeno v roce 1976. V tomto roce přišlo průměrně každý 4,13 den. Rok 2018 se v tomto hodnocení umístil na čtvrtém místě, průměrně v tomto roce přišlo každý 3,84 den. Na druhém a třetím místě se umístili roky 2003 a 2011. Z opačného konce, nejnižší průměrný počet za sebou jdoucích dnů bez deště byl rok 1987, kdy přišlo v průměru každý druhý den. Nejbližším rokem z 21. století je rok 2001, který se nachází na 4. místě s hodnotou 2,45. Výsledky jsou vidět na **Obr. 24**. Průměr za celé sledované období na stanici Praha–Ruzyně je 3 dny.



Obr. 24 Vývoj průměrného počtu dnů bez srážek naměřených na stanici Praha–Ruzyně

Tato analýza potvrdila, že rok 2018 byl z hlediska srážek podprůměrný, ale nejednalo se o nejsušší rok za sledované období na stanici Praha–Ruzyně. Výsledky tedy nepotvrdily stanovenou hypotézu. Hypotéza byla založena na článku vydaném ČHMÚ [18], kde vědci pracovali s údaji o srážkách ze stanice Ústí n. L.–Kočkov a došli k závěru, že roční úhrn srážek, který byl roku 2018 pouhých 376 mm, byl nejnižší roční úhrn srážek za posledních 40 let. Roční průměr za posledních 40 let, tedy 1978–2018, je 609 mm srážek.

4.7 Zkoumání lineární závislosti mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek

Doposud byly teploty a úhrny srážek analyzovány jednotlivě, aniž by se analyzoval vztah těchto veličin mezi sebou. Tato kapitola využívá korelační analýzy k prozkoumání hypotézy, zdali je mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek negativní korelace, tj. že vyšší průměrné měsíční teplotě odpovídá nižší měsíční úhrn srážek (a naopak).

Jelikož dlouhodobý trend nebo sezónní výkyvy mohou mít velmi podobný průběh, nestačí prozkoumat pouze celkovou vývojovou tendenci nebo sezónní kolísání při zkoumání, zdali mezi řadami existuje určitý příčinný vztah. U analyzovaných řad je proto potřeba zkoumat, zda neexistuje nějaký vztah mezi nesystematickými (nepravidelnými) složkami. Pokud je mezi nesystematickými složkami nalezena určitá závislost, lze předpokládat, že mezi sledovanými časovými řadami existuje příčinná závislost. To jinými slovy znamená, že pro zkoumání, zda mezi proměnnými existuje nějaký významný vztah, lze použít metody určené k měření těsnosti závislosti řad náhodné složky (tj. řad očištěných od trendu, popř. od sezónní složky).

Pro odhad reziduí (odhad nesystematické složky) budou použity modely, které byly odhadnuty v kapitole 4.5, jelikož se zde pracovalo se stejnými časovými řadami. K odhadu zde byla použita regresní metoda modelování sezónnosti, která odhadla jak trend, tak i sezónnost, a proto se z nich snadno obdrží časová řada odhadnutých reziduí, tedy očištěná o trend a sezónnost. U odhadnutých reziduí je také potřeba otestovat jejich kvalitu, a to převážně z hlediska autokorelace. K tomuto účelu byla již v kapitole 4.5 použita reziduální autokorelační funkce a došlo se k závěru, že odhadnutá rezidua pro průměrné měsíční teploty odhadnuté pomocí lineární trendové funkce jsou v čase autokorelována pouze ve zpoždění 1 a hodnota kritické meze byla překročena pouze o 0,07. Z tohoto důvodu budou výsledky korelační analýzy brány s rezervou. U měsíčních úhrnů srážek odhadnutých pomocí konstanty se došlo k závěru, že jsou odhadnutá rezidua v čase neautokorelována. Ze získaných hodnot odhadnutých reziduí se nyní vypočítá Pearsonův korelační koeficient pro jednotlivé měsíce a pro celý rok. Výsledky jsou k dispozici v **Tab. 21**.

Tab. 21 Přehled korelačních koeficientů a p -hodnot pro určení lineární závislosti mezi měsíčními úhrny srážek a průměrnými měsíčními teplotami naměřenými na území ČR za období 1961–2018

Období	Korelační koeficient	p -hodnota	Období	Korelační koeficient	p -hodnota
Leden	0,14	0,30	Červenec	−0,46	0,00
Únor	0,28	0,05	Srpen	−0,24	0,07
Březen	−0,04	0,76	Září	−0,37	0,01
Duben	−0,40	0,00	Říjen	−0,23	0,08
Květen	−0,32	0,02	Listopad	0,06	0,66
Červen	−0,09	0,52	Prosinec	0,23	0,08

Výsledky jsou velmi nesourodé, což může být specifikem klimatických podmínek v ČR, jelikož se nachází v mírném podnebném pásmu, jenž se vyznačuje značnými denními i ročními rozdíly teploty vzduchu, malou oblačností a nízkými úhrny srážek. V dubnu a červenci byly nalezeny nejvyšší absolutní hodnoty korelačního koeficientu, které vypovídají o středně silné **negativní** lineární závislosti mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek. Jelikož je u těchto měsíců p -hodnota rovna téměř nule, lze zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti daných korelačních koeficientů, jenž byla stanovena v kapitole 2.6.6. Středně silná **negativní** lineární závislost dále vyšla statisticky významná u měsíců květen a září. Na 10% hladině významnosti lze nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti korelačního koeficientu zamítnout i u měsíců srpen a září, kde také vyšla slabší **negativní** lineární závislost mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek na území ČR za sledované období. Pouze v únoru vyšla na 5% hladině významnosti statisticky významná slabší **pozitivní** lineární závislost mezi sledovanými ukazateli. V prosinci také vyšla slabší pozitivní lineární závislost, ale méně statisticky významná než v únoru. Ve zbylých měsících, jmenovitě v lednu, březnu, červnu a listopadu nebyla nalezena statisticky významná lineární závislost ani na 10% hladině významnosti.

Z těchto výsledků vyplývá, že ve 4 ze 12 měsíců nebyla nalezena statisticky významná lineární závislost mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek na území ČR za období 1961–2018. Ve 2 ze 12 měsíců byla nalezen slabší pozitivní lineární závislost mezi sledovanými ukazateli a ve zbylých 6 měsících byla pak nalezena slabší až středně silná lineární závislost mezi sledovanými proměnnými, což částečně odpovídá na stanovenou hypotézu, že s vyššími průměrnými měsíčními teplotami jsou spojené nižší měsíční úhrny srážek (a naopak).

Srážky a teploty jsou primárními vstupy pro simulaci průtoků vodních toků pomocí hydrologických modelů. Bylo dokázáno, že modely, které počítají s korelacemi mezi teplotami a srážkami mají lepší vypovídající hodnotu než modely, které je nezahrnují ([14], str. 304). Na těchto modelech často stojí vodohospodářské plánování jako například správa nádrží, dodávání vody do měst nebo povodňová ochranná opatření [8].

Studie ukazují, že korelace mezi srážkami a teplotami jsou negativní v letních měsících v oblastech s nižší nadmořskou výškou, a naopak pozitivní v zimních měsících v oblastech s vyšší nadmořskou výškou ([14], str. 305). Obecně tedy síla a směr závislosti hluboce souvisí s oblastí (v jaké je nadmořské výšce, v jakém se nachází podnebném pásmu a další.), ze které jsou data pořízena. Tyto studie byly podkladem pro začlenění korelační analýzy do této práce.

Závěr

Tato bakalářská práce analyzovala vývoj časových řad průměrných ročních a měsíčních teplot a ročních a měsíčních úhrnů srážek z prostorového hlediska na území ČR. Dále tato práce zkoumala vývoj časových řad denních ukazatelů jako je průměrná denní teplota, maximální a minimální denní teplota a denní úhrn srážek naměřených na stanici Praha–Ruzyně. Všechny tyto ukazatele byly sledovány v období 1961–2018.

Cílem bakalářské práce bylo prozkoumat základní vlastnosti vybraných časových řad, zejména pokud jde o trendovou a sezónní složku a jejich vývoj v čase. Předmětem výzkumu bylo mimo jiné zjistit, zdali ve sledovaném období došlo ke změnám průměrné teploty nebo úhrnů srážek na území ČR a tyto změny popsat a kvantifikovat.

Analýza, provedená na začátku praktické části, nastiňuje základní tendence ročních časových řad sledovaných ukazatelů na území ČR. Z provedené analýzy u roční časové řady průměrných teplot vyšlo najevo, že průměrné roční teploty v čase rostou. Naopak u časové řady ročních úhrnů srážek není žádná vývojová tendence na první pohled zřetelná. Výsledky této analýzy provedené pro časové řady v délce celého zkoumaného období se shodovaly s výsledky analýzy, kdy byla časová řada rozdělena na 10leté intervaly. Ty také ukázaly na růst průměrné roční teploty na území ČR za sledované období.

K odhadu trendu měsíčních časových řad průměrných teplot a úhrnů srážek byly využity jednoduché trendové funkce. Před odhadem bylo potřeba očistit časové řady o sezónní složku. K tomuto účelu byla použita metoda centrovaných klouzavých průměrů, kdy délka klouzavé části odpovídala délce sezónnosti, tj. 12. Sezónně očištěné časové řady byly poté prokládány matematickými funkcemi, které se z předchozí analýzy zdály vhodné. Jejich parametry byly odhadovány pomocí metody nejmenších čtverců. Různé matematické funkce (různé uvažované trendy) byly poté porovnány pomocí interpolačních kritérií.

Časovou řadu průměrných měsíčních teplot naměřenou na území ČR za období 1961–2018 z hlediska interpolačních kritérií „nejlépe“ vystihovala kvadratická funkce v podobě konvexní paraboly. Tato funkce říká, že na počátku je odhadovaná průměrná měsíční teplota $6,98\text{ }^{\circ}\text{C}$ a s každým dalším měsícem odhadovaná teplota vzroste v průměru o $0,0012t + 0,0000023t^2$, kde t určuje pořadí měsíce v časové řadě. Měsíční časovou řadu úhrnů srážek naměřenou na území ČR za období 1961–2018 taktéž z hlediska interpolačních kritérií „nejlépe“ vystihuje kvadratická funkce, ale tentokrát v podobě konkávní paraboly. Tato funkce říká, že na počátku je odhadovaný měsíční úhrn srážek $55,44\text{ mm}$ a s každým dalším měsícem se odhadnutý úhrn srážek změní v průměru o $0,0091t - 0,00001t^2$, tzn. že zpočátku roste k určitému inflexnímu bodu, od kterého opět klesá.

Při zkoumání hypotézy, zdali byl rok 2018 nejteplejším a nejsušším rokem za sledované období na území ČR byla v analýze využita denní data ze stanice Praha–Ruzyně a dospělo se k následujícím závěrům. Rok 2018 byl z pohledu průměrné denní teploty a maximální průměrné denní teploty nejteplejším rokem za sledované období. Z hlediska průměrné minimální teploty byl na druhém místě za rokem 2015 o $0,01\text{ }^{\circ}\text{C}$. Rok 2018 byl

charakteristický podprůměrným počtem arktických, ledových a mrazových dnů, a naopak nadprůměrným počtem jarních, letních a tropických dnů oproti průměru za celé sledované období na této stanici. Rok 2018 měl téměř 3krát více tropických dnů, 2krát více letních dnů a o polovinu více jarních dnů, než jaký je průměr sledovaného období. Z těchto, a minulých výsledků vyplývá, že rok 2018 byl nejteplejším rokem za sledované období na území ČR a na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018. Při zkoumání denních a ročních úhrnů srážek se dospělo k závěru, že leč byl rok 2018 srážkově podprůměrný, nebyl to nejsušší rok z hlediska úhrnu srážek na území ČR ani na stanici Praha–Ruzyně za období 1961–2018. Hypotéza, že rok 2018 byl nejsušším rokem na území ČR za sledované období tedy potvrzena nebyla.

V závěru praktické části byl hledán lineární vztah mezi průměrnými měsíčními teplotami a měsíčními úhrny srážek, který by umožnil posoudit stanovenou hypotézu, že mezi těmito ukazateli existuje negativní korelace, tj. že vyšším průměrným měsíčním teplotám odpovídají nižší měsíční úhrny srážek (a naopak). Z této analýzy vzešly následující výsledky. Ve 4 ze 12 měsíců (leden, březen, červen, listopad) nebyla nalezena statisticky významná lineární závislost mezi sledovanými ukazateli na území ČR za období 1961–2018. Ve 2 ze 12 měsíců (únor, prosinec) byla nalezena slabší přímá lineární závislost mezi sledovanými ukazateli a ve zbylých 6 měsících (duben, květen, červenec, srpen, září, říjen) byla pak nalezena slabší až středně silná nepřímá lineární závislost mezi sledovanými proměnným. Tyto výsledky odpovídají na stanovenou hypotézu pouze částečně, jelikož ne ve všech měsících byla statisticky významná nepřímá lineární závislost nalezena.

Téma globální změny klimatu se s postupem času stává více diskutovaným, jelikož lidstvo již pozoruje její dopady. Jedním z hlavních činitelů globální změny klimatu je fenomén globálního oteplování, jenž je přisuzován rostoucímu množství skleníkových plynů v atmosféře. Dopady zvýšení skleníkových plynů v atmosféře jsou těžko předvídatelné, ale některé důsledky jsou velmi pravděpodobné. Jedním z nich je, že planeta Země se v průměru oteplí. Teplejší podmínky pravděpodobně povedou k zvýšenému výparu a celkovému úhrnu srážek v určitých oblastech. Ne všechny oblasti musí však zažívat stejné dopady. Některé oblasti se stanou vlhčími, některé na druhou stranu suššími. Zvýšená síla skleníkové efektu povede k oteplování oceánů a tání ledovců, což povede k zvyšování mořské hladiny [23] apod.

Tato práce přispívá k pochopení vývoje teplot a úhrnu srážek na území ČR za období 1961–2018 a zvláštní důraz klade na sledování a vysvětlení růstu teplot. Podnětem pro další výzkum na základě těchto dat může být předpověď budoucích hodnot sledovaných časových řad nebo porovnání výsledků nabitých v této práci s výsledky z jiné země. Zajímavé by dále bylo sledovat, jaký měla změna teplot nebo srážek dopad na určitou ekonomickou veličinu, jako například vývoj zemědělské produkce nebo vývoj cenové hladiny v ČR za sledované období.

Literatura

- [1] ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. Analýza ekonomických časových řad s příklady. Vyd. 2. Praha: Oeconomica, 2004. ISBN 80-245-0777-3.
- [2] ARLT, Josef; ARLTOVÁ, Markéta. Ekonomické časové řady. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [3] BAÏLLO, A., GRANÉ, A., 2009. Local linear regression for functional predictor and scalar response. J. Multivariate Anal. 100, 102-11.
- [4] BÍLKOVÁ, Diana, Petr BUDINSKÝ a Václav VOHÁNKA. Pravděpodobnost a statistika. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2009. ISBN 978-80-7380-224-0.
- [5] HELMAN, K. *Statistická analýza teplotních a srážkových časových řad v České republice v období 1961–2008*. Praha, 2011. 153 s. Disertační práce. VŠE v Praze.
- [6] HINDLS, Richard, Markéta ARLTOVÁ, Stanislava HRONOVÁ, Ivana MALÁ, Luboš MAREK, Iva PECÁKOVÁ a Hana ŘEZANKOVÁ. Statistika v ekonomii. Průhonice: Professional Publishing, 2018. ISBN 978-80-88260-09-7.
- [7] HINDLS, Richard. Statistika pro ekonomy. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
- [8] HOVENGA, P.A., WANG, D., MEDEIROS, S.C., HAGEN, S.C., ALIZAD, K., 2016. The response of runoff and sediment loading in the Apalachicola River, Florida to climate and land use land cover change. *Earth's Future* 4 (5), 124–142.
- [9] HYNDMAN, R.J., & ATHANASOPOULOS, G. (2018) *Forecasting: principles and practice*, 2nd edition, OTexts: Melbourne, Australia. ISBN 978-09-87507-11-2.
- [10] LI, J. and HEAP, A.D., 2008. A Review of Spatial Interpolation Methods for Environmental Scientists. *Geoscience Australia, Record* 2008/23, 137 pp.
- [11] MCCOY, J.; JOHNSTON, K. *Using ArcGIS Spatial Analyst*. USA: ESRI, 2001. 230 s. ISBN 9781589480056.
- [12] OLIVER, JOHN E. *Encyclopedia of world climatology*. Dordrecht, The Netherlands: Springer, c2005. *Encyclopedia of earth sciences series* (Springer (Firm)). ISBN 978-1-4020-3264-6.
- [13] SALKIND, N. (2007). *Encyclopedia of measurement and statistics - Volume 1*. London: Sage Publications. ISBN 1-4129-1611-9 or 978-1-4129-1611-0.

- [14] SEO, S. B., BHOWMIK, R. Das, SANKARASUBRAMANIAN, A., MAHINTHAKUMAR, G., KUMAR, M., 2019. The role of cross-correlation between precipitation and temperature in basin-scale simulations of hydrologic variables. *Journal of Hydrology*, Vol. 570, 304–314.
- [15] SOUČEK, Eduard. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. ISBN 80-86730-06-9.
- [16] ZHOU, F., GUO, H.-C., HO, Y.-S. and WU, C.-Z., 2007. Scientometric analysis of geostatistics using multivariate methods. *Scientometrics*, 73(3): 265-279.

Internetové zdroje

- [17] *Infomet.cz* – Rekordně teplý rok: Umístění prosince 2018 a roku 2018 v 244leté klementinské teplotní řadě [online]. [cit. 2019-03-05]. Dostupné z: <http://www.infomet.cz/index.php?id=read&idd=1546694521>.
- [18] *Infomet.cz* – Roční srážky v Praze–Klementinum za hydrologické roky 1807–2018 [online]. [cit. 2019-03-09]. Dostupné z: <http://www.infomet.cz/index.php?id=read&idd=1543160618>.
- [19] *Infomet.cz* – Rok 2018 v Česku [online]. [cit. 2019-03-05]. Dostupné z: <http://www.infomet.cz/index.php?id=read&idd=1547039890>.
- [20] *Portal.chmi.cz* – Tisková zpráva: Vysoké teploty i nadále ohrožují Českou republiku, stav sucha se dále prohlubuje [online]. [cit. 2019-01-30]. Dostupné z: http://portal.chmi.cz/files/portal/docs/tiskove_zpravy/2018/TZ_sucho_16082018.pdf.
- [21] *Portal.chmi.cz* – Zdroj dat [online]. [získáno 2019-02-01]. Dostupné z: <http://portal.chmi.cz/historicka-data/pocasi/zakladni-informace>.
- [22] *Public.wmo.int* – Monitoring the Earth's Climate [online]. [cit. 2019-03-16]. Dostupné z: <https://public.wmo.int/en/bulletin/monitoring-earth's-climate>.
- [23] *Nasa.gov* – The Causes of Climate Change [online]. [cit. 2019-05-02]. Dostupné z: <https://climate.nasa.gov/causes/>
- [24] *Sciencing.com* – How Weather & Climate Benefit Man [online.]. [cit. 2019-03-16]. Dostupné z: <https://sciencing.com/weather-climate-benefit-man-23291.html>.
- [25] *Smartasset.com* – 5 Ways the Weather Affects the Economy [online]. [cit. 2019-03-16]. Dostupné z: <https://smartasset.com/mortgage/5-ways-the-weather-affects-the-economy>.