

Közzététel: 2019. június 6.

A tanulmány címe:

**Az átlaghőmérséklet és a csapadékmennyiség alakulása Mosonmagyaróváron**

Szerzők:

**Kiss Tibor,**

a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi docense

E-mail: [kisst@ktk.pte.hu](mailto:kisst@ktk.pte.hu)

**Hetesi Zsolt,**

a Nemzeti Közszolgálati Egyetem tudományos főmunkatársa E-mail: [hetesizsolt@uni-nke.hu](mailto:hetesizsolt@uni-nke.hu)

**Füzi Tamás,**

a Szent István Egyetem PhD-hallgatója E-mail: [tamas.fuzi@hallgato.uni-szie.hu](mailto:tamas.fuzi@hallgato.uni-szie.hu)

DOI: 10.20311/stat2019.6.hu0568

*Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.*

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Sztj.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
  - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Sztj. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 97. évfolyam 6. számában megjelent, **Kiss Tibor, Hetesi Zsolt, Füzi Tamás** által írt, 'Az átlaghőmérséklet és a csapadékmennyiség alakulása Mosonmagyaróváron' című tanulmány (link csatolása)*”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

## Az átlaghőmérséklet és a csapadékmennyiség alakulása Mosonmagyaróváron

---

### **Kiss Tibor,**

a Pécsi Tudományegyetem  
Közgazdaságtudományi  
Karának egyetemi docense  
E-mail: [kisst@ktk.pte.hu](mailto:kisst@ktk.pte.hu)

### **Hetesi Zsolt,**

a Nemzeti Közszolgálati  
Egyetem tudományos  
főmunkatársa  
E-mail: [hetesizsolt@uni-nke.hu](mailto:hetesizsolt@uni-nke.hu)

### **Füzi Tamás,**

a Szent István Egyetem  
PhD-hallgatója  
E-mail: [tamas.fuzi@hallgato.uni-szie.hu](mailto:tamas.fuzi@hallgato.uni-szie.hu)

A szerzők Mosonmagyaróvár mint középváros adatainak elemzésével vizsgálják az átlaghőmérséklet és a csapadékösszeg változását 1871 és 2018 között. A mindennapok híradásainak, kutatásainak megfelelően alakították ki hipotéziseiket, miszerint az átlagos hőmérséklet nő, a csapadék mennyisége csökken, és mindkét esetben szélsőségessé válik az időjárás, tehát a melegebb éveket még melegebbek követik, a kevesebb csapadékot hozó év még kevesebb csapadékot eredményez a következő évben/években. Az idősorokban levő trendek kimutatására regresszióanalízist, a szélsőségesnek tekinthető időjárási viszonyokéra GARCH-modelleket alkalmaztak. A tanulmány megállapításai szerint a csapadékmennyiség csökkenésén kívül a hipotézisek igazolhatók.

TÁRGYSZÓ:  
Klímaváltozás.  
GARCH-modell.

DOI: 10.20311/stat2019.6.hu0568

A klímaváltozás természetes jelenség, amelyre az emberi tevékenység következményei ráakódnak. Napjainkban azért kapott különös figyelmet, mert egyre valószínűbb, hogy az antropogén (emberi tevékenység által előidézett) hatások eredményeképpen bekövetkező természeti reakció olyan szintű, hogy az már veszélyezteti a társadalmi-gazdasági berendezkedést, esetenként a létfeltételeket is (*Bartholy-Bozó-Haszpra* [2011]). Két, a klímaváltozással kapcsolatos fontos tényezőt vizsgálunk tanulmányunkban: az átlaghőmérsékletet és a csapadékmennyiséget, mindkettőt Mosonmagyaróvár városában mért hosszú – megközelítőleg másfél évszázados – adatsorok esetén, tekintettel a Mosoni-síkság területére jellemző nagy múltú mezőgazdasági gyakorlatra. Nem vizsgáljuk azt a fajta változást, amilyen értelemben egyébként a „szélsőséges” mint jelző még használatos, hogy az egyik év jelentős pozitív irányú eltérést a másik év jelentős negatív eltérése követi.

Hűvösebb és csapadékosabb évek is előfordulnak, ezért átlagolások idősorokat is alkalmaztunk a vizsgálat során: az egymást követő éveket kettesével, hármasával és négyesével átlagoltuk az idősorelemek függetlenségének megtartása érdekében. A tanulmány célja nem az előrejelzés, hanem a detektálás (*Romilly* [2004]). Elválasztjuk az átlagos változást (a tartós növekedést, az átlagos mennyiségben bekövetkező tartós változást) az egymást erősítő légköri, hidrológiai és transpirációs (párolgató) folyamatoktól. Az átlaghőmérséklet változása ugyanis lehet tartós, ugyanakkor szélsőségesége nem feltétlenül nő.

## 1. A klímaváltozás kialakulása és várható következményei

Globálisan tekintve a Föld éghajlatának változását, a folyamat gyorsulására utaló jelek mutatkoznak (*Cai et al.* [2014]), melynek háttérben elsősorban az üvegházhatású gázok antropogén eredetű kibocsátásának a növekedése áll. A 2015-ös IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change – Éghajlatváltozással foglalkozó kormányközi testület) jelentésben közzétett modellszimulációk szerint többfokos globális melegedés várható az évszázad végére.<sup>1</sup> A becslések szerint a regionális változások számos térségben jelentős mértékben meghaladják a globális átlagot, így fel kell készülnünk a klímaváltozás hatásainak regionális szintű következményeire, valamint

<sup>1</sup> <http://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/>

azok kezelésére, tekintettel arra, hogy a Kárpát-medence térsége a nagy klímaérzékenyséű zónába tartozik (Bozó *et al.* [2010]).

Erre a fokozott kockázati veszélyre hívja fel a figyelmet a SEG- (Society of Exploration Geophysicists – Geofizikus Felfedezők Társasága) jelentés<sup>2</sup> is, mely szerint Magyarország a klímaváltozás természeti sokszínűsége gyakorolt hatása szempontjából a világ egyik legsérülékenyebb állama. Harnos–Gaál–Hufnagel [2008] szerint a globális felmelegedésnek Magyarországra nézve elsősorban a nagyobb szárazság és az édesvízkészletek relatív hiánya miatt lehetnek negatív következményei.

A klimatikus rendszer megváltozásának egyik következményeként említett csapadékviszonyok alakulása várhatóan érinteni fogja a közép-európai térséget is. A 0,5°C globális hőmérsékletemelkedés bekövetkeztével Magyarország területén 40 mm, míg 1°C globális hőmérsékletemelkedés esetén 66 mm csapadékcsökkenés prognosztizálható. Mivel Magyarország jelenleg a feltételes öntözés zónájába tartozik, a csapadék mennyiségének csökkenésével szántóföldi körülmények között szükségessé válhat a rendszeres öntözés (Kocsis [2008]).

A felmelegedés okozója elsősorban az emberi tevékenységből származó széndioxid légköri koncentrációjának növekedése, mely jelenség validitását megerősítik az éghajlatváltozás becslésére, valamint a várható jövő megítélésére szolgáló numerikus modellek. A globális felmelegedés várható következményei a mezőgazdasági termelés sikerességének feltételeit is megváltoztatják. Becslések szerint 1°C átlagos hőmérsékletnövekedés a mezőgazdasági termények optimális termesztési sávjának északra tolódását (körülbelül 100–150 km) eredményezi, melynek hatását a csapadék mennyisége és időbeli eloszlása befolyásolja (Gelencsér–Molnár–Imre [2012]).

A várható következmények közé sorolható még a klímaváltozási scenáriók előrejelzései alapján, hogy Magyarországon 2050-ig 0,5–3°C-kal emelkedik a hőmérséklet. A fagyos napok száma jelentősen, akár évi 12–15 nappal kevesebb lehet 2040-ben az 1961 és 1990 közötti időszakhoz képest; a hőségriadó szintjét elérő napok száma pedig akár 14 nappal nőhet ugyanebben az összehasonlításban. A növekvő hőmérséklet hatására intenzívebb párolgással kell számolni, mely jelenség a szelek és viharok erősödésével párosul. Ezen hatások jelentősen átalakítják az egyes területeken tapasztalható csapadék átlagos mennyiségét, valamint a csapadék gyakoriságát és intenzitását, illetve formáját (Bartholy–Bozó–Haszpra [2011]). Az időjárás változása feltételezhetően nem lineáris, a szélsőséges jelenségek egyre gyakoribb megjelenése, valamint az extrém események számának növekedése várható. Ezt alátámasztja, hogy már az eddigiekben is gyakoribbak lettek a hőstresszes nyári napok, a késő tavasszal bekövetkező fagyok, a nagy mennyiségben lehulló csapadék, a napi hőmérséklet rendkívül gyors és nagymértékű ingadozása.

Az éghajlat-alakító tényezők együttese összetett rendszer, amelynek kialakításában a visszacsatolások és az ún. átbillenési pontok is szerepet játszanak (Hansen *et*

<sup>2</sup> <https://seg.org/Portals/0/SEG/About%20SEG/Annual%20Reports/2007%20Annual%20Report.pdf>

al. [1984]), így a rendszer jövőbeli pályájának előrejelzése bonyolult kérdés. Az üvegházhatású gázok kibocsátása és az őshonos táj átformálása megváltoztatja a légköri sugárzási viszonyokat, valamint a felszín sugárzási tulajdonságait, ám nehéz megállapítani, hogy hol van az a pont, amelyet túllépve a következmények már fenntarthatatlan folyamatokat indítanak el.

## 2. Módszertan

A módszertani részben bemutatjuk a célterületet (Mosoni-síkság), valamint ismertetjük a felhasznált adatokat, azok forrását és az alkalmazott módszertant.

### 2.1. Célterület, adatok

A célterület a Mosoni-síkság; ennek a természetföldrajzi jellemzőit, valamint a tanulmány alapját képező adatbázist mutatjuk be ebben az alfejezetben.

#### 2.1.1. A Mosoni-síkság természetföldrajza és éghajlati jellemzői

A Trewartha-féle éghajlat-osztályozás Magyarországot a kontinentális éghajlatú csoportba sorolja, melyre egyaránt igaz a rövid meleg évszak (Dunántúl) és a hosszabb meleg évszak (Alföld), valamint a hőmérséklet jelentős időbeli ingadozása és az évi csapadékösszeg nagy változékonysága. Hazánk a nedves és a száraz éghajlatú területek közötti átmenetet reprezentálja. E kis kiterjedésű ország időjárás viszonyában jelentős területi különbségek találhatók, így az észak-nyugati országrészen fekvő Mosoni-síkságon is sajátos jelenségek figyelhetők meg. A Mosoni-síkság Győr-Moson-Sopron megyében helyezkedik el: területe 425 km<sup>2</sup>. A Kisalföld (nagy-táj) és a Győri-medence (középtáj) része (*Dövényi [2010]*).

A Kisalföld területének éghajlata jellegzetesen kontinentális hatást mutató: a nyári-téli hőmérséklet-ingadozás nagy; a csapadék évi átlagos mennyisége 550–600 mm, amelyből jellemzően a nyári félévre 300–350 mm, az egynyári növények tenyészidőszakára 250–300 mm esik. Jellegzetes a csapadék tér- és időbeli, szélsőségesnek mondható megoszlása, gyakori a „klimatikus aszály”. A terület nagy részének vízmérlege negatív: a párolgási veszteséget a medenceperemek felőli oldalirányú beszivárgás tartja egyensúlyban, ami a talaj anyagforgalmában a felhalmozódási folyamatoknak kedvez (*Karátson [2002]*).<sup>3</sup>

<sup>3</sup> <https://www.arcanum.hu/hu/online-kiadvanyok/pannon-pannon-enciklopedia-1/magyarorszag-foldje-1D58/az-eghajlat-a-vizek-a-talaj-es-az-elovilag-foldrajza-25FA/magyarorszag-eghajlati-kepe-bartholy-juditweidinger-tamas-25FC/magyarorszag-eghajlati-korzetei-2609/>

A Mosoni-síkságot északról a Szigetköz határolja. A magasabban fekvő részei a Duna régebbi kavicssteraszai. Itt a talaj jó termékenységét a kavicsréteg felszín közeli megjelenése miatti sekély termőréteg korlátozhatja (*Várallyay* [2005]).

Az 1961–1990 közötti időszakban végzett mérések eredményei alapján a Mosoni-síkság időjárási viszonyait illetően a következők fogalmazhatók meg: mérsékelt hűvös, ám mindenhol szárazságra hajlamos éghajlatú vidék. A terület egészén megközelítőleg évente 1900 óra, nyáron nyugaton 730 óra, keleten pedig 770 óra, míg télen kevéssel 180 óra alatti a napsütéses órák száma. A nyugati és a keleti területek hőmérsékleti viszonyai között eltérés figyelhető meg; az egynyári növények vegetációs időszaka alatti átlag nyugaton 9,7, illetve 16,5°C, ezzel szemben keleten 10,0, illetve 16,8°C. A kistáj egészén a 10°C középhőmérsékletet meghaladó napok száma 188–190. A fagymentes időszak hossza általában 192–194 nap. Az évi csapadékoszszeg 560 mm, ebből a nyári félévben 310–320 mm eső hull. A Mosonmagyaróváron mért legnagyobb napi csapadékmennyiség 132 mm volt a vizsgált időszakban. Az ariditási (aszályossági) index, vagyis a potenciális párolgás és a lehullott csapadék aránya, 1,25 körüli. Az uralkodó szélirány északnyugati, az átlagos szélesség 3–3,5 m/s (*Dövényi* [2010]).

Az éghajlati jellemzők alapján a kistáj a legkevésbé hő- és vízigényes kultúrnövények termesztésére alkalmas. Ennek megfelelően a Mosoni-síkság mai képét a szántóföldi művelés határozza meg (*Dövényi* [2010]).

### 2.1.2. Felhasznált adatok

Hipotézisünk szerint mind az átlaghőmérsékletben, mind az átlagos csapadékmennyiségben változás következett be. 1871-től 2018-ig vannak ellenőrzött megfigyelési adataink,<sup>4</sup> ezért a vizsgálatot elvégezzük a teljes idősorra, 100 évre (1919-től), illetve 50 évre visszamenőleg (1969-től), éves adatokra. A teljes időhossz (148 év) az alapidősor. Az elmúlt 50 év vizsgálata azért fontos, mert ebben az időszakban drámai változások mentek végbe világszerte, ami alól hazánk sem kivétel. Erre egy példa a gerinces élőlények számának több mint 50 százalékos csökkenése,<sup>5</sup> ami világszintű probléma. Hazánkban is megfigyelhető az aszályhajlam erősödése, a hóhullámos napok számának gyarapodása, valamint a szélsőséges csapadékhullás éven belüli megjelenése (*Gácsér–Lakatos–Molnár* [2014]). A 100 év indoka a két egyforma hosszú időszak (50-50 év), ami a strukturális törések (lásd a 2.5. alfejezetet) miatt lehet érdekes vizsgálati szempont.

Az 50 éves időszavokra való felosztás indokolt a korábban végzett vizsgálataink alapján is, melyek alátámasztják, hogy egészen az 1950-es évekig a két adatsor

<sup>4</sup> Az adatok forrása: 1871 és 2014 között az Országos Meteorológia Szolgálat, 2015 és 2018 között a Központi Statisztikai Hivatal.

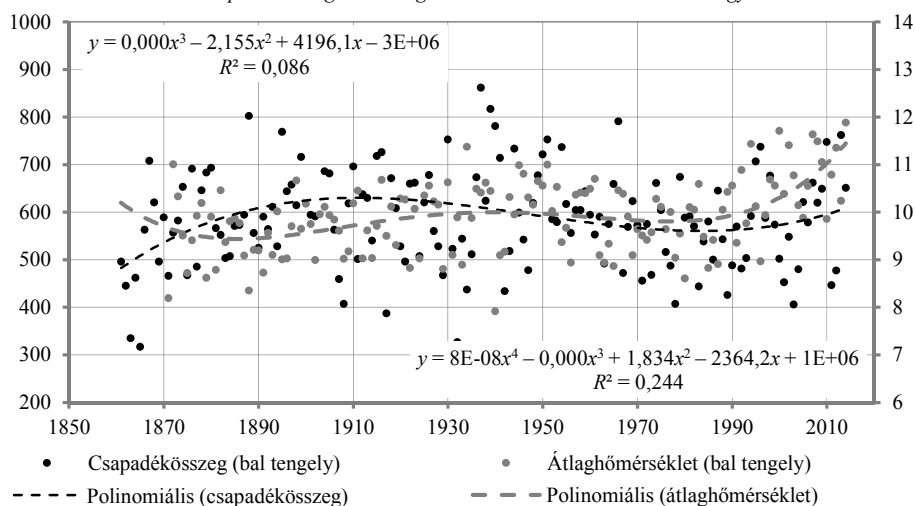
<sup>5</sup> Lásd a Living Planet (Élő bolygó) Index alakulását: [http://www.livingplanetindex.org/projects?main\\_page\\_project=LivingPlanetReport&home\\_flag=1](http://www.livingplanetindex.org/projects?main_page_project=LivingPlanetReport&home_flag=1)

(hőmérséklet és csapadék) alapvetően egymással ellentétes alakulást mutat. (Lásd az 1. ábrát.)

Az egymást erősítő légköri, hidrológiai és evapotranspirációs (a növényzet és a talaj együttes párolgása) folyamatok az éves adatokra jelentős hatást gyakorolhatnak, amelynek csökkentésére átlagolást alkalmazunk. Ez nem mozgóátlag-folyamat az idősoron belül, mivel az átlagolás már a mintavételnél megtörtént. A kéttagú átlagolásnál a 2017-2018-as egy adat, az azt megelőző 2015-2016 is egy és így tovább. Így egy 74 elemű idősort kapunk. Ehhez hasonlóan képeztük a háromtagú átlagolású idősort 49 elemmel, illetve a négytagút 37 elemmel.

Míg az átlaghőmérséklet értékei a XIX. század végéig süllyednek, majd 1940-ig mérsékelt melegedés jelei mutatkoznak, addig a csapadékösszeg-értékek ezzel szemben kezdetben emelkednek, majd pedig lassan csökkennek. Az évszázad közepétől az átlaghőmérsékletnél tapasztalható változások enyhe csökkenő irányt mutatnak, mely eltérés az 1990-es évekig tart, ahogyan az évi csapadékmennyiség csökkenése is. Így a két éghajlati elem alakulása a XX. század közepétől párhuzamossá válik. A közelmúltbeli éghajlati ciklusban megfigyelhető egyirányú növekvő ütem tendencia-szerűen napjainkig tart (Füzi-Varga [2015]). Kovács [2013] eredményei alapján is megállapítható, hogy az utóbbi 50 évre vonatkozóan nem jellemző a csapadékadatok csökkenő tendenciája, mely leginkább a 2000-es évek után jelentkező rekord mennyiségű csapadéknak köszönhető. Ez egybecseng azokkal az éghajlatváltozási-előrejelzésekkel, melyek szerint mérsékeltebb hőmérsékletemelkedés a csapadékmennyiség csökkenésével, fokozottabb – 1,5-2°C-os – emelkedés viszont már a csapadékhajlam növekedésével fog járni (Bartholy et al. [2005]).

1. ábra. Évi csapadékösszegek és átlaghőmérsékletek alakulása Mosonmagyaróváron



Forrás: Füzi-Varga [2015].

Számos klímamodell vizsgálatai vonatkoznak az 1961. évtől kezdődő időszakra. Így van ez az Eötvös Loránd Tudományegyetem Meteorológiai Tanszékén a század utolsó harmadára futtatott klímamodellek esetében is, melyek az 1961 és 1990 közötti időszakhoz képest – többek között – a következő, Magyarországon várható változásokra hívják fel a figyelmünket a XXI. századra vonatkozóan (*Bartholy–Bozó–Haszpra* [2011]):

- a középhőmérséklet várható növekedése az évszázad végére elérheti a 3-4°C-ot is;
- az évszázad végére az éves csapadékmennyiség csökkenésének mértéke akár meghaladhatja a 20 százalékot;
- ahogyan *Czelnai* [2005] eredményei is utalnak rá, az országos átlaghőmérsékletben világosan kimutatható az 1940-ig tartó melegedés, ugyanúgy, mint az 1940-től az 1970-es évek végéig tartó lehülés.

## 2.2. Felhasznált módszerek

Az átlaghőmérséklet, valamint az átlagos csapadékmennyiség alakulásáról már az adatsor grafikus ábrázolása is sokat elmond. Az elemzéseket stacionaritás-vizsgálattal készítjük elő, ami már az adatsorok fontosabb tulajdonságait is előrevetíti. A hőmérséklet/csapadék növekedésének, illetve csökkenésének kimutatására lineáris regresszióanalízist használunk, mivel feltételezésünk szerint a hőmérséklet és a csapadékmennyiség az idővel arányosan, lineárisan változik (tehát a független változó az idő). Indokolt a nemlienaritás feltételezése, különösen a hőmérséklet-adatoknál, ezért a Ramsey-féle RESET- (regression equation specification error test – a regressziós egyenlet specifikációs hibájának tesztje) segítségével megvizsgáltuk az időnégyzet hatását, amelynek eredményét a továbbiakban figyelembe vettük. Indokolt a konstans tag alkalmazása is, mivel a várható érték mindkét esetben jelentősen eltér nullától. Ez az az alapmodell, amivel a strukturális töréseket is vizsgáljuk. A GARCH- (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity – általánosított autoregresszív feltételes heteroszkedasztikus) modellt választottuk arra, hogy az idősorokban fellelhető egyre erősödő hatásokat kimutassuk. A módszer használatának több indoka is van. Először is módszertani: a GARCH-modellek képesek megragadni és kiszűrni a tartós extrém események természetét és hatását (*Romilly* [2007]). Másik indokunk a GARCH-modellek CH-tagja, az időben változó variancia (lásd részletesen a 2.6. alfejezetet), amellyel éppen azt az időbeli változást lehet kimutatni, ami a tanulmány fő célja. A már publikált, hasonló kutatások szolgáltatják a következő indokot: a GARCH-modelleket széles körben használják idősoros adatok elemzésére. Alkalmazták már hőmérséklet-elemzésre, illetve -előrejelzésre, ilyen például



Tol [1996] tanulmánya, ahol az elemzés alapja 30 évnek az átlagos napi nyári és téli átlaghőmérséklete volt. A szerző megállapította, hogy a GARCH-modellek jobb előrejelzést adtak, mint a nem feltételes varianciával illesztett modellek. Hor–Watson–Majithia [2006] GARCH- és ARIMA- (autoregressive integrated moving average – integrált autoregresszív mozgóátlag) modelleket használtak napi előrejelzésre. Modarres–Ouarda [2014] klíma oszcillációknál alkalmaztak többváltozós GARCH-modelleket.

Az adatok elemzését a Gretl<sup>6</sup> és az R szoftver (V3.3.3) segítségével végeztük, az utóbbit GARCH-modellek illesztésére, a Rugarch-csomag<sup>7</sup> használatával.

A továbbiakban először röviden ismertetjük a regresszióanalízis alkalmazása során követett szempontokat, majd összefoglaljuk a strukturális törés általunk választott módszertanát. A GARCH-módszer részletesebb ismertetésére van szükség, hogy bemutassuk, miért alkalmas az időjárási jelenségek szélsőséges hatásainak kimutatására.

### 2.3. Stacionaritásvizsgálat

Stacionaritás alatt az idősor fő jellemzőinek stabilitását értjük: ha a várható érték és a  $k$ -ad rendű autokovariancia-függvénye független az időtől (Hunyadi [1994]). Ennek tesztelésére alkalmasak az ún. egységgyöktesztek, ahol a kiindulópont a következő:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol  $y_t$  az idősort, az  $y_{t-1}$  az egy időszakkal késleltetett idősort, az  $\varepsilon$  pedig a véletlen hatást jelöli.

Az idősor elemei közötti nagyon szoros kapcsolat esetén a  $\rho$  értéke magas ( $\rho = 1$ -nél csak a véletlennek köszönhető a különbözőségük), így nem tekintjük az idősort stabilnak, stacionáriusnak. Ennek a jelenségnek az ismerete az időjárási adatoknál is lényeges. Amennyiben  $\rho$  szignifikánsan kisebb egynél, úgy az idősor stacionáriusnak tekinthető. (A stacionaritásról részletesen lásd például Hunyadi [1994] és Rappai [2013] ismertetéseit.) Az alapegyenlet /1/ átalakításokkal és az idősor további késleltetett értékeivel felírható bővített formában is, ez az ún. bővített Dickey–Fuller-regresszió, ahol az egyenlet bal oldalán már nem az idősor, hanem annak változása áll ( $\Delta y_t$ ) (Hunyadi [1994]):

$$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t. \quad /2/$$

<sup>6</sup> <http://gretl.sourceforge.net/>

<sup>7</sup> <https://cran.r-project.org/web/packages/rugarch/index.html>

A tesztek továbbra is az  $y_{t-1}$  paraméterére irányulnak, de a /2/-ből látható, hogy a késleltetett változók mintegy „tisztítják” az  $y_{t-1}$ -re jutó hatást (egyik szerepük, hogy az adatsorban még meglévő autokorrelációt veszik ki, lásd *Hill–Griffiths–Lim* [2011] 485. old.). További bővítések is lehetségesek, így a konstans tag, illetve az idő tényező(k) bevonása. *Rappai* ([2013] 99. old.) felírja a kiterjesztett Dickey–Fuller-próbát konstans tagra és az időre vonatkozóan is. Ebben az esetben a konstans tag és az idő hatását is elkülöníti a próba, és az előző időszakra jutó hatás még egyértelműbb lesz. Tovább bővítve a regressziós egyenletet olyan próbához is juthatunk, ami az időtényező négyzetét is bevonja, tovább tisztítva az  $y_{t-1}$ -re jutó hatást (a Gretl szoftver ezt a próbát is elérhetővé teszi). *Rappai* ([2013] 99. old.) alapján írjuk fel ezt a kibővített próbát:

$$\Delta y_t = \mu + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t, \quad /3/$$

ahol  $p$  az alkalmazott késleltetés hossza. Az  $y_{t-1}$  paraméterének a tesztelése (a Gretl-ben is) a  $\tau$ -statisztikával történik (*Hunyadi* [1994]):

$$\hat{\tau} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\sqrt{\text{var}(\hat{\rho})}}. \quad /4/$$

A Gretl szoftver tartalmaz egy automatikus optimális késleltetés-hossz-kereső algoritmust is. A tanulmányban a tesztelés során a konstans tag jelenléte alapértelmezett, majd ezután vonjuk be az időt és az idő négyzetét is – ha szükséges – az idősorok stacionaritásának megállapítása érdekében.

## 2.4. Regresszióanalízis

A regresszióanalízis alkalmazásának célja tanulmányunkban a tartós tendencia, az időtényező hatásának kimutatása. Az OLS- (ordinary least squares – legkisebb négyzetek) módszert alkalmazzuk, és *Rappai* [2013] alapján megvizsgáljuk annak alkalmazhatósági feltételeit is. (Lásd az 1. táblázatot.)

A tesztelések során a paraméterbecslés pontossága a fő szempont. A paraméterstabilitást a Gretl által biztosított CUSUM- (cumulated sum – a hibák összege) eljárással vizsgáljuk, amely a becsült paraméterekkel végzett előrejelzés minősége alapján teszteli a paraméter stabilitását, a Harvey–Collier-féle  $t$ -statisztikával (*Delgado–Fiteni* [2002], illetve Gretl help). A következőkben az 1. táblázat alapján végezzük el a modell feltételrendszerének tesztelését.

1. táblázat

*A véletlen változóra (reziduumokra) vonatkozó feltételrendszer*

Feltétel	Formula
1. A véletlen változó várható értéke legyen 0	$E(\varepsilon_t) = 0$
2. A véletlen változó varianciája legyen véges és konstans	$Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon < \infty$
3. A véletlen változó eloszlása legyen normális	$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$
4. A véletlen változó értékei legyenek függetlenek saját korábbi értékeiktől	$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$
5. A véletlen változó és a magyarázó változó(k) legyenek függetlenek	$Cov(\varepsilon_t, x_t) = 0$

*Forrás: Rappai ([2013] 32. old.).*

Az 1. feltételt a konstans tag bevonásával biztosítottuk (Rappai [2013] 32. old.). A 2. feltétel, hogy a véletlen változó (reziduumok) varianciájának állandósága biztosítja a modell homoszkedaszticitását. Amennyiben a varianciák nem állandók, úgy heteroszkedasztikus a modell, bár a paraméterbecslés pontosságát ez nem befolyásolja (Rappai [2013] 33. old.). A tesztelésre a Gretl szoftver által is támogatott Breusch–Pagan-módszert alkalmazzuk (lásd még Lagrange–Multiplier-teszt (Hill–Griffiths–Lim [2011] 305. old.).

A 3. feltétel a reziduumok eloszlásának normalitására vonatkozik, amit  $\chi^2$ -próbával tesztelünk (lásd Rappai [2013] 18. old.). A 4. feltétel az autokorrelációra, a reziduumok közötti kapcsolatra vonatkozik, amelyet a Gretl-ben elérhető Breusch–Godfrey-tesztel vizsgálunk (lásd Rappai [2013] 37. old.) a  $TR^2$ -statisztikával.

Az 5. feltétel a véletlen változó és a függő változó függetlensége. Amennyiben nem függetlenek, úgy marad bizonyos szintű, nem kimutatott kapcsolat, tehát újabb független változó bevonásával vagy más módon javítható még a modell. Ettől a feltételtől ez esetben eltekintünk, mivel célunk az időtényező hatásának kimutatása, és nem az előrejelzés, tehát érdektelen, hogy megfelelő mértékben magyaráztuk-e a függő változó alakulását az idő változóval.

A hőmérsékletalakulással kapcsolatban felmerül a nemlinearitás kérdése is. Ennek tesztelésére a Ramsey-féle RESET-próbát alkalmazzuk a Gretl által is támogatott  $F$ -tesztel (lásd a részletes leírását Rappai [2013] 41. old.).

Amennyiben autokorrelált, illetve heteroszkedasztikus az idősor, úgy többféle megoldást is adódik a problémák kiküszöbölésére (Rappai [2013]). Mi a robusztus becslést választottuk (HAC [heteroskedasticity and autocorrelation consistent]), ami a standard hibák korrekt becslését adja (Hill–Griffiths–Lim [2011] 357. old.).

## 2.5. Strukturális törés

A strukturális törés lényege, hogy megvizsgálja: van-e az idősorban olyan töréspont, ahol az idősor két részére (több töréspont is létezhet egy idősorban, lásd például Romilly [2004]) vonatkozó regressziós paraméterbecslések szignifikánsan különböznek. Erre vonatkozik a Chow-próba (Rappai [2013] 42. old., Hill–Griffiths–Lim [2011] 526. old.), amely az  $F$ -statisztikával (illetve robusztus becslés esetén Wald-próbával<sup>8</sup>) teszteli a strukturális törést. A Gretl szoftver tartalmazza a QLR-tesztet (Quandt likelihood ratio – Quandt-féle valószínűségi hányados), ami a Chow-próbát – az idősor kezdetétől és végétől 15 százaléknyi adatot leszámítva – az egész idősorra elvégezi. A tesztelés az OLS alapján történik, így esetünkben a függő változót (hőmérséklet, csapadék) az idő változóval és konstans taggal becsüljük, továbbá ezt a modellt alkalmazzuk a Chow-próbánál.

## 2.6. GARCH-modellek

Az 1. táblázatban közölt feltételek közül a 2. a reziduumok varianciái, a 4. a reziduumok várható értékei közötti kapcsolatnélküliségre vonatkozik. Amennyiben a reziduumok varianciájának alakulása bizonyos szabályosságot, egyfajta mintát követ, akkor ez a mintázat kihasználható a pontosabb paraméterbecslés érdekében. A GARCH-modell arra szolgál, hogy erre a változékonny varianciára, annak mintázataira minél jobb becslést adjunk. Ez a modell a hibatényezőben meglévő autoregresszivitásra épül (AR), feltételes normális eloszlással (C) és az időben változó varianciával (H(eteroskedasticity)), ami a GARCH-modell alapjául szolgáló ARCH elnevezését adja. Az eggyel késleltetett hibatag használata esetén a jelölés ARCH(1)-, általánosítva ARCH( $q$ )-modell, ahol a késleltetés hossza változtatható. Amennyiben egy sokkhatást feltételezünk a  $t$ . időpontban, és az azonnal (egy időszak múlva) el is múlik, akkor az 1-es késleltetés megfelelő lehet. Amennyiben hosszabb idő kell ennek feldolgozásához, akkor az ARCH( $q$ )-modellel dolgozhatunk, ahol  $q$  az a késleltetési hossz, ameddig még tart a sokkhatás. Amennyiben azt mondjuk, hogy egy csapadékos év hatással van arra, hogy a következő év is csapadékosabb lesz, akkor ez a késleltetési hossz 1. Ha az azt követő évre is feltételezzük a hatást, akkor a késleltetési hossz 2, azaz ARCH(2)-modellel mutatható ki ez a hatás. Megjegyzendő, hogy ez gyakorlatilag egyfajta mozgóátlagolásos folyamat, ahol az egyes előző időszakok együttes hatásának eltérő súlyokat adunk. A módszertanról lásd részletesen Rappai [2013] 114–125. old.; Hill–Griffiths–Lim [2011] 526–536. old.; Varga [2001]. A következő rövid ismertető alapvetően Rappai [2013] alapján készült.

<sup>8</sup> A Gretl a Wald-tesztet automatikusan használja robusztus HAC-becslés esetén.

Az időjárási adatok vizsgálatokor abból indulunk ki, hogy a függő változót (átlaghőmérséklet, csapadékösszeg) OLS-sel becsüljük, konstans taggal és az idővel mint magyarázó változóval:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t, \quad /5/$$

ahol  $X$  az idő,  $\varepsilon_t \sim N\left(0, (\sigma_\varepsilon)_t^2\right)$ , tehát a reziduumok varianciája az idővel változik.

Az ARCH-modellek beépítik ezt a változó varianciát a megelőző időszakok reziduumai segítségével egy újabb egyenlettel (*Rappai* [2013] 115–116. old.):

$$(\sigma_\varepsilon)_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + u_t, \quad /6/$$

ahol az  $u$  konstans varianciájú véletlen változó,  $q$  pedig az időbeli késleltetések számát jelzi. A paraméterbecslések során teljesül a nemnegativitási feltétel:  $\forall \alpha_j \geq 0$ .

Ha az  $\alpha_0$ -tól eltekintve az  $\alpha$  paraméterek összege 1 alatt van, úgy a variancia nem növekszik végtelenül (stacionaritási feltétel, lásd például *Hunyadi* [1994]), bár az időjárási adatok esetén ez is egy várt megoldás.

Amennyiben kivesszük az idősből az átlagot (várható értéket) (*Hill–Griffiths–Lim* [2011] 519. old.), akkor megkapjuk a /6/ alapjául szolgáló hibtagot ( $e_t$ ), ami gyakorlatilag az idősor maga, remélhetőleg normális eloszlással, nulla várható értékkel, de a hibatenyezőnek egy olyan varianciájával  $\left((\sigma_\varepsilon)_t^2\right)$ , amely az idővel változik, ezért feltételes varianciának is nevezik.

A /6/ modell megmutatja azt a módszertant is, amely szerint tesztelni lehet az ARCH-hatást. Az egyenletben a  $(\sigma_\varepsilon)_t^2$ -t helyettesítjük  $e_t^2$ -tel, úgy abban az esetben van értelme ARCH-modellt használni, ha a konstans tagtól eltekintve a paraméterek valamelyike szignifikánsan nagyobb nullánál (*Rappai* [2013] 116. old.). Annak tesztelésére, hogy van-e a modellben ARCH-hatás, az LM- (Lagrange multiplier – Lagrange-féle multiplikátor) teszt alkalmas (lásd részletesen *Hill–Griffiths–Lim* [2011] 523. old.), a  $(T - q) R^2$ -statisztikának a felhasználásával.

A hibatenyező beépítésével modellünk egyfajta öntanulássá válik, ahol a hirtelen változások azonnal beépülnek a varianciába ( $\varepsilon_t$ ). Ez néhol indokolatlanul hirtelen ugrásokat is eredményezhet a becslés során, pedig az aktuális variancia  $\left((\sigma_\varepsilon)_t^2\right)$  is értékes információkat hordozhat a becslés szempontjából, ami egyben mérsékli is a

következő időszak előrejelzését. Ezért a modell továbbfejlesztésébe beépítették az előző időszak(ok) varianciáját is ( $(\sigma_\varepsilon)_t^2$  késleltetett értékei), ez az ún. GARCH-modell. A GARCH( $p, q$ ) a kiterjesztett GARCH, ahol a  $q$  ugyanaz, mint az ARCH esetén (ARCH-hatás), a  $p$  pedig a GARCH-hatás (Engle [2008]), ami azt jelöli, hogy a variancia hány időszakra történő késleltetésével stabilizáljuk, javítjuk a modellt. Kimutatható (Hill–Griffiths–Lim [2011] 526. old.), hogy ha feltételezzük a második idősortól kezdve az eltérésnégyzetek mértani sor szerinti csökkenő hatásait, akkor ezek összesített hatását kifejezhetjük a variancia 1-gyel késleltetett idősorával, ami a GARCH(1,1)-modell. Ez azt is jelenti, hogy ahol a  $q$  értéke nagy, tehát sok időszak befolyásolja a jelenlegit, ott az ARCH( $q$ ) sok paraméterét eggyel helyettesíthetjük, a GARCH  $p$  értékével ( $p = 1$ ). A GARCH(1,1) modell általános használata a tanulmányban ennek is köszönhető.

A hőmérséklet és a csapadék esetén is van olyan munkahipotézisünk, hogy idővel „egyre melegebb lesz”, illetve egyre csökken a csapadékmennyiség. A GARCH-modellel igazolható az állítás, amennyiben az előző időszakok hatással vannak a jelenre. További észrevétel, hogy a varianciákkal együtt a kockázat is nő (Engle [2008]), mind a fizikai – a mezőgazdasági termelésre való – hatás, mind a pénzügyi – például a biztosítási – károk következtében.

A GARCH(1,1) képlete a /6/ alapján (Rappai [2013] 118. old.; Hill–Griffiths–Lim [2011] 526. old.):

$$(\sigma_\varepsilon)_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 (\sigma_\varepsilon)_{t-1}^2 + u_t, \quad /7/$$

ahol a feltételrendszer is bővül a  $\gamma$  paraméterrel (GARCH-paraméter) és annak nemnegativitására vonatkozó feltételével.

Az  $\alpha_1 + \gamma_1 < 1$  feltétel az ARCH-hoz hasonlóan itt is a variancia állandó növekedésének megakadályozására szolgál (stacionaritási feltétel). A GARCH-modellek tesztelése (ARCH és GARCH összesített hatása) LR (likelihood ratio – valószínűségi hányados) segítségével történik. Az LR-teszt során az /5/ becsléséhez (kiegészítve az időnégyzettel mint független változóval) tartozik egy likelihoodérték. A teljes GARCH-modell becsléséhez szintén tartozik egy likelihoodérték (ez magasabb [kisebb negatív] érték), és a két likelihoodérték közötti különbség mutatja az összesített GARCH-hatást:  $LR = 2 * (Lunres - Lres)$ . A /6/-os becsléséhez a Lunres- (unrestricted – korlátlan), az /5/-öshöz az Lres- (restricted – korlátozott) érték tartozik.<sup>9</sup>

Míg az eltérés-négyzetösszeg mindig a friss információt – egyfajta sokkot – fejezi ki az  $\alpha$  paraméterrel ( $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ ), addig a késleltetett varianciák „csillapítják” a varianci-

<sup>9</sup> A szerzők ezúton mondanak köszönetet Kehl Dánielnek a mutató kiszámításában nyújtott segítségéért.

ára adott becslést, ezzel egyfajta tartós trendet fejeznek ki, így a  $\gamma$  paraméter a hosszán tartó hatás kifejezője.

„Időjárás adat sorok modellezésekor gyakran merül fel az igény, hogy ne egy időről időre változó, hanem egy időben állandó értékkel jellemezzük egy adott időszak volatilitását, illetve kockázatosságát. Ez az érték ugyanis egyformán releváns az empirikus idő sor minden időpontjában. Mindez azt jelenti, hogy a feltételes variancia mellett szükséges egy konstans, feltétel nélküli variancia becslése is.” (Németh [2013] 107. old.) Ez a feltétel nélküli variancia – ami egyfajta kockázati mérőszám – a következő módon számítható (Rappai [2013] 120. old.):

$$Var(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \gamma_1)}, \quad /8/$$

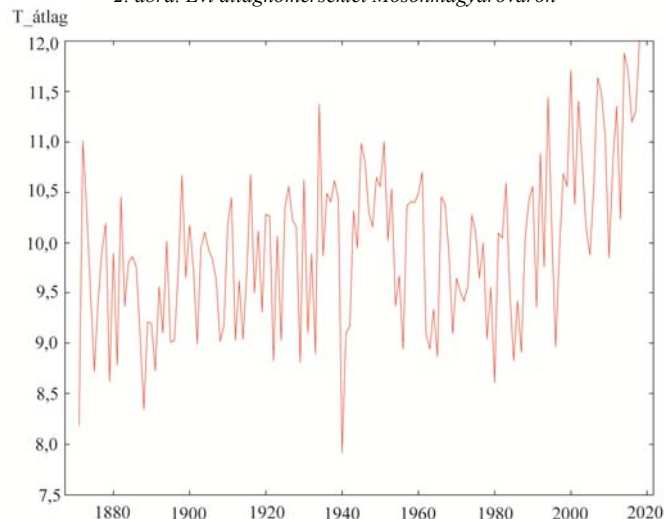
ahol a /6/-nak és a /7/-nek megfelelően  $\alpha$  és  $\gamma$  az ARCH- és GARCH-paraméterek.

Ez a mutató több, ugyanezt a modellt használó időjárás hatásvizsgálat esetén jó összehasonlítási alapot szolgáltat.

### 3. Hőmérséklet

A 2. ábra mutatja az évi átlaghőmérséklet idő sorát 1871-től 2018-ig. Az idő sor végén emelkedés látható.

2. ábra. Évi átlaghőmérséklet Mosonmagyaróváron



### 3.1. Az átlaghőmérséklet alakulása

Az első munkahipotézisünk az volt, hogy Mosonmagyaróváron a hőmérséklet szignifikánsan növekszik. A nullhipotézis ebben az esetben az, hogy nem nő szignifikánsan a hőmérséklet, míg az alternatív (munka) hipotézis szerint nő. A vizsgálatba bevontuk az eredeti idősort mindhárom időtartamra, illetve a két-, három- és négytagú átlagolású idősort.

A regresszióanalízist alkalmazva az OLS-módszerrel vizsgáltuk a hőmérséklet-alakulást, ahol a függő változó az összes évi hőmérsékletátlag ( $T_{\text{átlag}}$ ), a független változó pedig az idő (év), konstans taggal.

A CUSUM-teszt mindhárom idősorhossz esetében stabil paraméterbecslést mutat.

Az autokorreláció vizsgálatánál 1, 10 és 20-as késleltetéseket alkalmaztunk. A teljes és a 100 éves idősorra az autokorrelációs Breusch–Godfrey-teszt csak a 20-as késleltetésnél nem jelzett autokorrelációt, de a Ljung–Box Q-teszt ott is. Az 50 éves időornál egyik esetben sem volt kimutatható szignifikáns autokorrelációs hatás.

A Breusch–Pagan-teszttel egyik esetben sem utasítottuk el a homoszkedaszticitást (és homoszkedasztikusnak tekintjük).

A kéttagú átlagolású időornál az 1-es késleltetésnél autokorrelált, de hosszabb késleltetési hossz esetén nem autokorrelált a modell, azonban a Breusch–Pagan-teszt szerint elutasítjuk a homoszkedaszticitást (heteroszkedasztikus). A háromtagú átlag esetén a modell nem autokorrelált és homoszkedasztikus. A négytagú átlagolásnál a 10-es késleltetésnél autokorrelált a modell és heteroszkedasztikus is.

A reziduális változó minden modell tekintetében normális eloszlású a Jarque–Bera-teszt alapján.

Mivel csak az 50 éves, illetve a háromtagú átlagolású idősor modelljei nem autokorreláltak és homoszkedasztikusak, ezért a korrekt modellépítés érdekében mindenhol egyformán a robusztus HAC standardhiba-becslést alkalmaztuk.

A 2. táblázat az idő együttthatóját és statisztikáit tartalmazza mind a hat idősorra.

2. táblázat

*Az átlaghőmérséklet és az idő kapcsolatában az idő mint független változó statisztikái*

Idősor	$B$	$B$ standard hiba	$t$	$p$	CUSUM $p$	Emelkedés foka
Teljes idősor	0,008	0,002	4,700	0,000	0,444	1,204
100 év	0,010	0,003	3,169	0,002	0,191	1,028
50 év	0,043	0,005	7,870	0,000	0,469	2,130
Kéttagú átlag	0,008	0,002	4,177	0,000	0,216	1,216
Háromtagú átlag	0,008	0,002	3,881	0,000	0,293	1,131
Négytagú átlag	0,008	0,002	3,501	0,001	0,196	1,179



Mivel az idősor a lineárisnál valamivel meredekebb emelkedést sugall, ezért RESET-eljárással linearitástesztet végeztünk. A négyzetes elem bevonása az 50 éves idősnál és a háromtagú átlagolásnál nem jelzett szignifikáns hatást. Ennek oka lehet az, hogy ebben a két esetben a lineáris trend elég meredek ahhoz, hogy ne legyen szerepe a négyzetes időtényezőnek. A 3. táblázat a megfelelő  $F$ -statisztikákat és a  $p$ -értékeket mutatja.

3. táblázat

*Az átlaghőmérséklet és az idő négyzetének vizsgálata a Ramsey-féle RESET-tesztel*

Idősor	$F$ -statisztika	$p$ -érték
Teljes idősor	5,755	0,018
100 év	14,887	0,000
50 év	1,754	0,192
Kéttagú átlag	5,914	0,175
Háromtagú átlag	2,885	0,096
Négytagú átlag	4,533	0,041

Az illetékt lineáris egyenesek meredekségéből és az évek számából számítható ki a becült emelkedés, ami az elmúlt 50 évben 2,13 fok, az elmúlt 100 évben csak 1,028 fok Mosonmagyaróváron. Ez azt jelzi, hogy 1914 és 1964 között bizonyos szintű hőmérsékletcsökkenés volt, ami megerősíti *Czelnainak* [2005] korábban már említett megállapítását. Az elmúlt 148 évet tekintve azonban 1,204°C az emelkedés.

### 3.1.1. Stacionaritás

Elvégeztük a stacionaritási tesztet (kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt) a teljes, a 100 és az 50 éves, valamint az átlagolt idősorokra is. Mivel az idősor hatása mindenhol szignifikáns volt, az idősor négyzete (RESET-teszt) több helyen is, ezért a stacionaritási tesztet a konstans tag, az idő és az időnégyzet bevonásával hajtottuk végre,<sup>10</sup> mivel azokban az esetekben, ahol az idősor négyzete nem volt szignifikáns, ott a hatása úgyszemint jelentős. Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza.

<sup>10</sup> A Gretl-ben ez a –ctt paraméterezésnek felel meg.

4. táblázat

*A stacionaritási teszt  $\tau$ -értékei és azok szignifikanciaértékei*

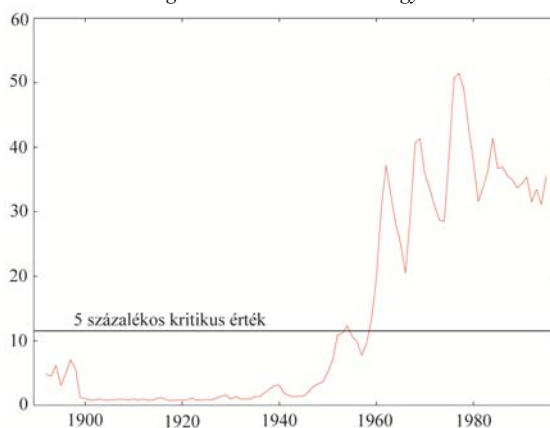
Idősor	$\tau_{-c(1)}$	$p(\tau_{-c(1)})$
Teljes idősor	-6,565	0,000
100 év	-5,865	0,000
50 év	-5,159	0,001
Kéttagú átlag	-18,419	0,000
Háromtagú átlag	-18,732	0,000
Négytagú átlag	-20,757	0,000

A táblázatból látható, hogy az eredeti és az átlagolt idősorok is stacionáriusak.

### 3.2. Strukturális törés

A strukturális törés vizsgálatánál is az eredeti idősorokra végeztük el a vizsgálatot. A 3. ábra mutatja a teljes idősorra vonatkozóan az  $F$ -statisztika egyes értékeit, 1893-tól 1995-ig (15-15 százalékos részeket mindkét végétől levágva) vizsgálva az egyes évek „törési mutatóit”, a Gretl QLR-tesztjét használva.

3. ábra. Strukturális törések  
az évi átlaghőmérsékletben Mosonmagyaróváron



Az ábrából látható, hogy 1977-ig nőnek a tesztadatok, tehát akkor volt a legnagyobb különbség a két külön részre illesztett regressziós egyenes között. Ez a tendencia továbbra is folytatódik, folyamatosan igen nagy – jóval az 5 százalékos

szignifikanciaszint fölötti –, egészen a legutolsó összehasonlításig, amikor az 1871 és 1995, valamint az 1995 és 2018 közötti értékeket hasonlítjuk össze. Így kijelenthetjük, hogy a hőmérsékleti adatok egyértelmű növekedéséről van szó. Az eredményeket mind a három időtartamra és az átlagolt értékekre is közöljük.

5. táblázat

*Az átlaghőmérsékleti idősorok legjelentősebb töréspontjai*

Idősor	Töréspont	Wald-teszt	<i>p</i> -érték
Teljes időszak	1977	51,450	0,000
100 év	1977	51,077	0,000
50 év	1976	34,820	0,000
Kéttagú átlag	1977-78	64,598	0,000
Háromtagú átlag	1977-1979	107,700	0,000
Négytagú átlag	1977-1980	329,554	0,000

### 3.3. A hőmérsékleti adatok szélsőségesé válása

Az adatokban meglévő szélsőségesnek tekinthető tendenciákat GARCH(1,1)-modellek illesztésével teszteltük, mivel magasabb *p* és *q* értékekkel a legtöbb esetben nem sikerült a modellillesztés. Az időnégyzet bevonásával szintén sikertelen volt a modellillesztés az átlagolt értékeknél, ezért csak az időelemet vontuk be – mint külső regresszort – a trendstacionaritás ellensúlyozására. Ez indokolható azzal is, hogy amikor a GARCH(1,1)-modellt a teljes idősorra két regresszorral, az idővel és az időnégyzettel illesztettük; az időnégyzet hatása nem bizonyult szignifikánsnak a RESET-teszt ellenére.

A 6. táblázatban közöljük az eredményeket az átlagolás tagszáma szerint (ahol az 1-es tagszám a teljes idősort jelenti). Az *év* változó nem 1871-gyel hanem 1-gyel kezdődik, valamint az átlagolt értékeknél az idősorok elemei igazodtak az átlagolás tagszámához (kéttagú átlagolásnál például 1, 3, 5 stb.). A modellépítés során robusztus standardhiba-bebecsléseket alkalmaztunk, ami a Gretl esetében a QML- (quasi-maximum likelihood – kvázi-maximum likelihood) becslést jelenti alapértelmezésként. A táblázatban az első két oszlop a lehetséges trendek kiszűrésére, a többi ( $\alpha$ ,  $\beta$  értékek) a feltételes variancia becslésére szolgálnak. Az utolsó oszlopban van a teljes GARCH-hatás tesztelése, az LR-tesztérték. Az  $\alpha$ ,  $\beta$  paraméterek és az LR-teszt esetén a valószínűség-értékeket is külön megadtuk későbbi elemzés céljából.

6. táblázat

*Az átlaghőmérsékleti adatokra illesztett GARCH (1,1)-modellek eredményei*

Idősor	Konstans	Év	$\alpha(0)$	$\alpha(1)$	$p(\alpha(1))$	$\beta(1)$	$p(\beta(1))$	LR	$p(\text{LR})$
Teljes időszak	9,35**	0,008**	0,031	0,029	0,521	0,912	3,9E-46	0,331	0,848
Kéttagú átlag	9,38**	0,008**	0,005	0,110	0,080	0,890	3,8E-30	2,854	0,240
Háromtagú átlag	9,38**	0,008**	0,016	0,123	0,577	0,840	0,001	0,630	0,730
Négytagú átlag	9,39**	0,007**	0,019	0,299	0,138	0,663	0,045	3,200	0,202

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ .

A 6. táblázat alapján látható, hogy igazolható a GARCH-hatás: a feltételes variancia bevonása a becslő egyenletbe szignifikáns hatást eredményez. A rövid távú hatás – az előző időszak eredményeinek a hatása (ARCH-hatás,  $\alpha(1)$ ) – nem szignifikáns. A hosszú távú hatás erős, de egyre gyengülő; a ( $\beta(1)$ ) szignifikáns ( $p < 0,000$ ) még 2 tagú átlagolás esetén is, de 4 tagú átlagolásánál már alig szignifikáns ( $p = 0,045$ ). Az LR-teszt értékei változóak és egyik vizsgált időszakban sem szignifikánsak. Az időjárás bizonytalansága elég erős hatás ahhoz, hogy egyik évről a másikra ne lehessen kimutatni statisztikailag igazolható összefüggést, de továbbra is kérdés marad, hogy milyen tagszám orvosolhatná ezt a problémát, mivel a háromtagú átlag ismét gyengíti az összhatást. Lehet, hogy a későbbiekben átfordulhat a hosszú távú szignifikáns hatás rövid távúba, de az időszak rövidsége, illetve a háromtagú átlagolású időszak ellenkező irányú viselkedése miatt ez csak sejtés marad.

A GARCH(1,1) becslését /7/ a háromtagú átlagolásos idősorra adjuk meg képletszerűen (az eredményeket a *Rappai* ([2013] 121. old.) által javasolt formában közöljük).

$$T\_átlag3_t = 9,38 + 0,008 \text{ év}_t + \varepsilon_t$$

A feltételes variancia becslése:

$$(\sigma_\varepsilon)_t^2 = 0,016 + 0,123\varepsilon_{t-1}^2 + 0,84(\sigma_\varepsilon)_{t-1}^2.$$

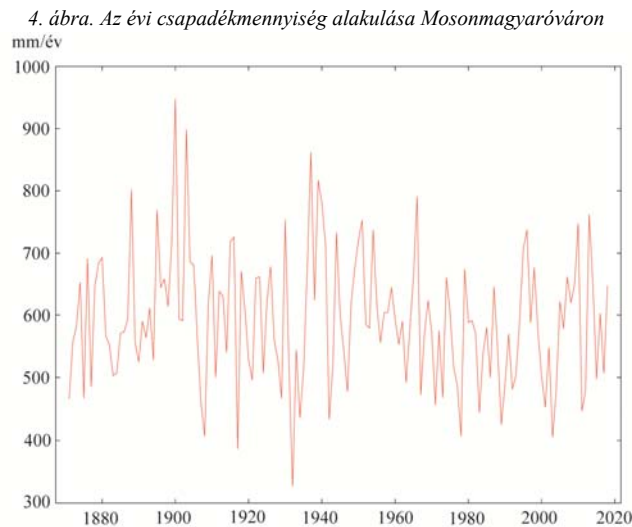
A feltétel nélküli variancia becslése:

$$\text{Var}(\varepsilon) = 0,016 / (1 - (0,123 + 0,84)) = 0,4324.$$

Az eredmények alapján megállapítható, hogy Mosonmagyaróváron az átlaghőmérséklet alakulásánál megnőtt a valószínűsége a szélsőségek ismételt bekövetkezésének.

## 4. Csapadékmennyiség

A 4. ábra a csapadékmennyiség alakulását mutatja 1871-től 2018-ig. Az 1970-es évek végéig csökkenés, majd enyhe növekedés tapasztalható az idősorban.



Elvégeztük a stacionaritási tesztet (kiterjesztett Dicky–Fuller-teszt) a teljes, a 100 és az 50 éves idősorra, valamint az átlagolt idősorokra is. Az összes vizsgált idősor stacionárius, a  $\tau$ -statisztika értékeinél  $p < 0,0001$  minden esetben, ezért ezeket az adatokat külön itt nem közöljük.

### 4.1. A csapadékmennyiség alakulása

A munkahipotézisünk szerint a klímaváltozás hatása miatt csökken a csapadék éves mennyisége. A 8. táblázat mutatja a regresszióanalízis mindhárom időtávra vonatkozó eredményeit, ahol a függő változó az összes évi csapadék ( $P\_SUM$ ), a független változó pedig az idő (év), konstans taggal. A vizsgált idősorok és a késleltetési hossz egyike esetén sem (1, 10, 20) autokorreláltak a modellek. Csak a 100 éves adatsoron a Breusch–Godfrey autokorrelációs teszt szerint 5 százalékos szignifikanciaszinten autokorrelált a modell ( $p = 0,034$ ) az 1-es késleltetés esetén, de másik adatsoron (a teljes és az 50 évesen) és egyéb késleltetés mellett sem autokorreláltak a modellek, így ezt nem vizsgáljuk tovább, de a biztonság kedvéért itt is minden esetben a HAC robusztus standardhiba-bebecslést alkalmaztuk (hiszen az a

tény, hogy nem mutattuk ki az autokorrelációt, még nem zárja ki annak jelenlétét). A 7. táblázat az idő együtthatóját és statisztikáit tartalmazza.

7. táblázat

*A csapadékmennyiség és az idő kapcsolatában az idő mint független változó statisztikái*

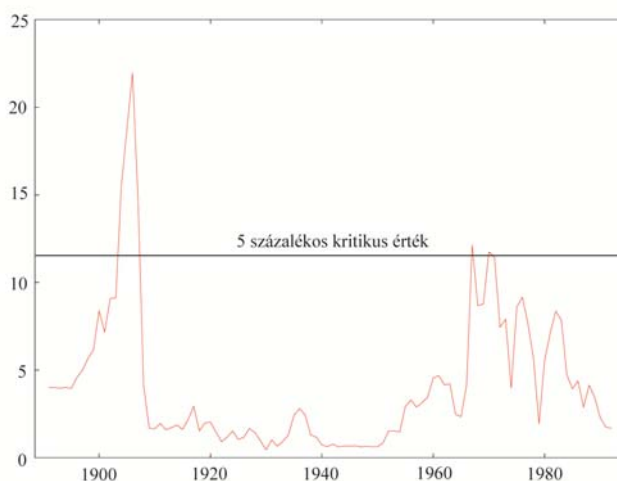
Idősor	$B$	$B$ standard hiba	$t$	$p$ -érték	CUSUM $p$	Változás (mm)
Teljes idősor	-0,307	0,207	-1,480	0,139	0,088	-45,111
100 év	-0,351	0,402	-0,875	0,382	0,563	-35,150
50 év	1,110	0,700	1,584	0,113	0,359	55,468
Kéttagú átlag	-0,306	0,209	-1,466	0,143	0,174	-45,605
Háromtagú átlag	-0,306	0,230	-1,329	0,184	0,189	-43,475
Négytagú átlag	-0,310	0,206	-1,502	0,133	0,223	-44,910

A táblázatból látható, hogy az időtényező hatása egyik adatsor esetében sem szignifikáns; a legutóbbi 50 évben emelkedést, különben csökkenést tapasztalhatunk. Megvizsgáltuk a Ramsey RESET-tesztel a kapcsolat esetleges lehetőségét az időnégyzettel, de egyik esetben sem jelzett a teszt szignifikáns hatást. Egyik modellnél sem utasítható el a homoszkedaszticitás, a reziduális változók normális eloszlásúak. Mindezeknek megfelelően a csapadékmennyiség csökkenésére vonatkozó munkahipotézist elvetjük.

## 4.2. Strukturális törés

A csapadékmennyiségben tapasztalható strukturális töréseket a QLR- (Chow-) teszttel vizsgáltuk. A teszteléshez az OLS-modelleket használtuk fel, a HAC robusztus becsléssel, tehát  $F$ -próba helyett a Wald-tesztel dolgoztunk. Az 5. ábra mutatja a teljes idősorra vetítve az egyes évek törésmutatóit (az  $F$ -próba és a Wald-teszt alapján). Figyeljünk arra, hogy az első érték (1893) az 1871–1893 és az 1894–2018-as éveket hasonlítja össze. Ezek alapján az 1906-os év kiugró volt, de ettől eltekintve csak az 1960-as évek végén érte el két-három év a kritikus szintet. Az 1906-os év kiemelkedő töréspontként magyarázható a 4. ábra alapján, hiszen addig meredeken emelkedett a csapadékmennyiség, majd hirtelen több mint felére csökkent, és utána már csak kisebb emelkedés volt tapasztalható.

5. ábra. A strukturális töréspontok alakulása az évi csapadékmennyiségben Mosonmagyaróváron



A 8. táblázatban közöljük a jelentősebb töréspontokat, azzal a megjegyzéssel, hogy az ábrát tekintve csak az idősorok elején fordulnak elő magasabb értékek, az idősorok közepén, végén sehol sem.

8. táblázat

A csapadékidősorok legjelentősebb töréspontjai

Idősor	Töréspont	Wald-teszt	<i>p</i> -érték
Teljes idősor	1906	21,990	0,000
100 év	1967	13,924	0,018
50 év	1994	7,360	0,259
Kéttagú átlag	1907–1908	16,910	0,005
Háromtagú átlag	1966–1968	16,354	0,006
Négytagú átlag	1905–1908	36,650	0,000

A táblázatból látható, hogy csak az 50 éves idősor esetén nem szignifikáns a töréspont, tehát a csapadék tekintetében is jelentős változások történtek. Megjegyzendő, hogy a teljes idősornál is, amennyiben eltekintettünk volna a HAC- (és így a Wald-) teszt használatától, akkor – bár a 6. ábra hasonlóképpen néz ki – az 1906-os kiugró érték sem lett volna szignifikáns töréspont.

### 4.3. A csapadékmennyiségi adatok szélsőségessé válása

A teljes, 148 éves adatokra sikerült csak GARCH (1,1)-modellt illeszteni, a többi idősorra nem.<sup>11</sup>

9. táblázat

*Az átlagos csapadékmennyiségi adatok teljes idősorára illesztett GARCH(1,1)-modellek eredményei*

Idősor	Konstans	$\alpha(0)$	$\alpha(1)$	$p(\alpha(1))$	$\beta(1)$	$p(\beta(1))$	LR-teszt	$p(\text{LR})$
Teljes idősor	590**	2085*	0,043	0,464	0,769	0,000	0,772	0,680

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ .

A 9. táblázat alapján látható, hogy a hosszú távú GARCH-hatás szignifikáns, de mind az ARCH, mind a teljes modellre vonatkozó LM-teszt messze van attól, hogy szignifikáns hatása legyen. Mindazonáltal a GARCH-hatás szignifikáns volta jelzi, hogy a csapadékösszeg is változékonnyá válik évről évre.

A GARCH(1,1) becslése a következő:

$$P\_Sum_t = 590 + \varepsilon_t.$$

A feltételes variancia becslése:

$$(\sigma_\varepsilon)_t^2 = 2\,085 + 0,043\varepsilon_{t-1}^2 + 0,769(\sigma_\varepsilon)_{t-1}^2.$$

A feltétel nélküli variancia becslése:

$$\text{Var}(\varepsilon) = 2\,085 / (1 - (0,043 + 0,769)) = 11\,090.$$

Az eredmények alapján megállapítható, hogy Mosonmagyaróváron az éves csapadékösszeg teljes adatsorán a GARCH-hatás szignifikánsnak bizonyult, de mivel az átlagolt értékekre nem sikerült a modellillesztés, ezért ez az eredmény kevésbé meggyőző, mint a hőmérsékletalakulás esetén.

<sup>11</sup> Megjegyzendő, hogy az R-ben (Rugarch package) a teljes idősorra sem sikerült a modellillesztés.



## 5. Összefoglalás, észrevételek, további kutatások

A klímaváltozás hatásai eltérő módon jelentkeznek a Föld bizonyos pontjain, de egy országon belül is meghatározó lehet, hogy az adott vizsgálati pont hol helyezkedik el. A tanulmányban egy kisváros, Mosonmagyaróvár időjárás adatait elemeztük abból a szempontból, hogy a klímaváltozás legjellemzőbb hatásai mennyiben mutathatók ki. Az átlagos hőmérsékletet és az éves csapadékmennyiséget elemeztük 1871-től 2018-ig, mind az adatokban levő tartós trendet, mind az egyre szélsőségesebb időjárás tendenciák valószínűségét. Az adatokban meglévő trendet először regresszióanalízissel vizsgáltuk, ezt követően az adatsorokban meglévő strukturális töréspontok segítségével is jellemeztük az időjárás változását. Az időjárás szélsőségesebb tendenciáit a feltételes varianciákban meglévő ARCH-, illetve GARCH-hatás kimutatásával teszteltük.

A tanulmány megállapításai szerint Mosonmagyaróváron nőtt az átlaghőmérséklet, a strukturális törések az utolsó vizsgálható években rendre szignifikánsak. A GARCH-hatás (azaz a feltételes varianciákban jelentkező tartós hatás) kimutatható a hőmérsékletadatokból, de az ARCH-hatás (az előző időszakok beépülő hatása a jelenlegi időszak adataiba) legfeljebb csak sejtethető az átlagolt idősorok (ahol az átlagolás kiküszöböli az egyes évek között más okokból bekövetkező „zavaró” hatásokat) eredményei alapján. Az éves csapadékmennyiség nem változott szignifikánsan, bár a strukturális törések többnyire szignifikáns különbséget mutatnak a két részre osztott idősorok illesztett trendjei között. A GARCH-hatás szignifikánsnak bizonyult, ami jelzi a csapadékösszegek változását.

Megjegyzendő, hogy az éven belüli eloszlás is fontos mind a hőmérséklet (például a hőségnapok száma), mind a csapadék (például a hirtelen lezúduló sok csapadék) esetén, ezt azonban ebben a tanulmányban nem vizsgáltuk.

Ígéretes kutatási irány lehetne az idősorokon belüli mozgóátlag-folyamatok vizsgálata, amelyek nem rövidítik jelentősen az idősorok hosszát, és mégis képesek arra, hogy a kiugró értékeket kezeljék, csillapítsák. Ennek a módszernek megvan az a hátránya, hogy a mozgóátlagolási folyamat során az idősorelemek már a módszertan miatt kapcsolatba kerülnek, és ezt a hatást el kellene különíteni a tényleges folyamatokban bekövetkező hatásoktól. Erre ad iránymutatást *Hall* [1989], de tanulmányában sem a részletes módszertan, sem az ellenőrizhetőség szempontjából fontos példa nincs megadva, így ezeket mi sem tudtuk itt bemutatni.

A tanulmány célja nem az eredmények általánosítása, hanem egy megfelelő módszertan kialakítása volt annak érdekében, hogy számszerűsítsük az „egyre szélsőségesebbé váló időjárás” ténylegesen igazolható jelenségeit. Az általánosításhoz szükség lenne adott számú nagyváros, közép- és kisváros, valamint vidéki területek esetén a módszertan alapján ugyanezeket az értékeket meghatározni.

## Irodalom

- BARTHOLY J. – MIKA J. – PONGRÁCZ R. – SCHLANGER V. [2005]: A globális felmelegedés éghajlati sajátosságai a Kárpát-medencében. In: *Takács-Sánta A.* (szerk.): *Éghajlatváltozás a világban és Magyarországon*. Alinea Kiadó és Védjegylet. Budapest. 129–131. old.
- BARTHOLY J. – BOZÓ L. – HASZPRA L. (szerk.) [2011]: *Klimaváltozás – 2011, Klímaszcenáriók a Kárpát-medence térségére*. Magyar Tudományos Akadémia, Eötvös Loránd Tudományegyetem Meteorológiai Tanszék. Budapest.
- BOZÓ L. – HORVÁTH L. – LÁNG I. – VÁRI A. (szerk.) [2010]: *Környezeti jövőkép – Környezet- és klímabiztonság*. Magyar Tudományos Akadémia. Budapest.
- CAI, W. – BORLACE, S. – LENGAGNE, M. – VAN RENSCH, P. – COLLINS, M. – VECCHI, G. – TIMMERMANN, A. – SANTOSO, A. – MCPHADEN, M. J. – WU, L. – ENGLAND, M. H. – WANG, G. – GUILYARDI, E. – JIN, F.-F. [2014]: Increasing frequency of extreme El Niño events due to greenhouse warming. *Nature Climate Change*. Vol. 4. January. pp. 111–116. <http://dx.doi.org/10.1038/nclimate2100>
- CZELNAI R. [2005]: Mi változik, ha változik a klíma? *Agro-21 Füzetek*. 40. sz. 3–13. old.
- DELGADO, M. A. – FITENI, I. [2002]: External bootstrap tests for parameter stability. *Journal of Econometrics*. Vol. 109. Issue 2. pp. 275–303. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00115-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00115-X)
- DÖVÉNYI Z. [2010]: *Magyarország kistájainak kataszterei*. MTA Földrajztudományi Kutatóintézet. Budapest.
- ENGLE, R. F. [2008]: *GARCH 101: An Introduction to the Use of Arch/Garch Models in Applied Econometrics*. New York University Working Paper. No. FIN-01-030. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1294571](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1294571)
- FÜZI T. – VARGA Z. [2015]: *Extrém meteorológiai jelenségek előfordulásának vizsgálata a moson-síkon, különös tekintettel az éghajlatváltozásra*. Diplomamunka. Nyugat-magyarországi Egyetem. Sopron.
- GÁCSEER V. – LAKATOS M. – MOLNÁR Á. [2014]: Változik-e éghajlatunk? Magyarországi trendek, szélsőségek. *Iskolakultúra*. 24. évf. 11–12. sz. 13–27. old.
- GELENCSÉR A. – MOLNÁR Á. – IMRE K. [2012]: *Az éghajlatváltozás okai és következményei*. Pannon Egyetem. Veszprém.
- HANSEN, J. – LACIS, A. – RIND, D. – RUSSELL, G. – STONE, P. – FUNG, I. – RUEDY, R. – LERNER, J. [1984]: Climate sensitivity: analysis of feedback mechanisms. *Climate Processes and Climate Sensitivity*. Vol. 29. pp. 130–163. old. <https://doi.org/10.1029/GM029p0130>
- HARNOS ZS. – GAÁL M. – HUFNAGEL L. [2008]: *Klimaváltozásról mindenkinek*. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- HALL, A. [1989]: Testing for a unit root in the presence of moving average errors. *Biometrika*. Vol. 76. Issue 1. pp. 49–56. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/76.1.49>
- HILL, C. R. – GRIFFITHS, W. E. – LIM, G. C. [2011]: *Principles of Econometrics*. Fourth Edition. John Wiley & Sons. New York.
- HOR, C.-L. – WATSON, S. J. – MAJITHIA, S. [2006]: *Daily Load Forecasting and Maximum Demand Estimation using ARIMA and GARCH*. Paper presented at the 9<sup>th</sup> International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems, 2006. 18 June. Stockholm. <http://dx.doi.org/10.1109/PMAPS.2006.360237>

- HUNYADI L. [1994]: Egységgyökök és tesztjeik. *Sigma*. XXV. évf. 3. sz. 135–164. old.
- KARÁTSÓN D. [2002]: *Magyarország földje – kitekintéssel a Kárpát-medence egészére*. Magyar Könyvklub. Budapest.
- KOCSIS T. [2008]: *Az éghajlatváltozás detektálása és hatásainak modellezése*. PhD-dolgozat. Pannon Egyetem. Keszthely.
- KOVÁCS F. [2013]. *A klímaváltozás földrajzi hatásainak értékelése távérzékelési módszerekkel*. OTKA Kutatási Jelentések. [http://real.mtak.hu/12553/1/78349\\_ZJ1.pdf](http://real.mtak.hu/12553/1/78349_ZJ1.pdf)
- MODARRES, R. – OUARDA, T. B. M. J. [2014]: Modeling the relationship between climate oscillations and drought by a multivariate GARCH model. *Water Resources Research*. Vol. 50. Issue 1. pp. 601–618. <http://dx.doi.org/10.1002/2013WR013810>
- NÉMETH K. [2013]: GARCH modellek a pénzügyi kockázatok észlelésében. *E-CONOM*. II. évf. 2. sz. 99–115. old.
- RAPPAI G. [2013]: *Bevezető pénzügyi ökonometria*. Pearson. London, New York, Boston.
- ROMILLY, P. [2004]: Time series modelling of global mean temperature for managerial decision-making. *Journal of Environmental Management*. Vol. 76. Issue 1. pp. 61–70. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvman.2005.01.008>
- ROMILLY, P. [2007]: Business and climate change risk: a regional time series analysis. *Journal of International Business Studies*. Vol. 38. Issue 3. pp. 474–480. <http://dx.doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400266>
- TOL, R. S. J. [1996]: Autoregressive conditional heteroscedasticity in daily temperature measurements. *Environmetrics*. Vol. 7. Issue 1. pp. 67–75. [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-095X\(199601\)7:1%3C67::AID-ENV164%3E3.0.CO;2-D](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1099-095X(199601)7:1%3C67::AID-ENV164%3E3.0.CO;2-D)
- VÁRALLYAY GY. [2005]: Klímaváltozások lehetséges talajtani hatásai a Kisalföldön. *AGRO-21 Füzetek*. 43. sz. 11–23. old.
- VARGA J. [2001]: Pénz- és tőkepiaci adatsorok sztochasztikus volatilitás modelljei. *Sigma*. XXXII. évf. 1–2. sz. 69–84. old.

## Summary

The worrying phenomena related to climate change are permanently dealt with in daily news reports. It is possible that the impacts perceived in Europe are different from the ones perceived around the Pacific Ocean, and there may be differences even within a small country between a large and a small city, considering the size of covered surfaces, the extent of the living biomass and the thermal capacity of buildings which result in a warmer, drier and more turbulent conditions than the surroundings of cities/settlements. The study analyses the average temperature and the total precipitation of a middle-sized city, Mosonmagyaróvár between 1871 and 2018. According to the authors' hypothesis that is based on daily news reports and current research, the average temperature rises, the amount of precipitation decreases, and these changes are getting extreme, i.e. warm years are followed by warmer ones, and years with low level of precipitation are followed by years with even lower level of precipitation. Regression analysis is performed to detect trends in time series, and GARCH models are used to examine extreme weather conditions. According to the study, the hypotheses can be justified apart from the decrease in the amount of precipitation.