

Baja éves csapadékösszegeinek statisztikai vizsgálata az 1989-2018 időszakra

Fekete Árpád* Keve Gábor*

*Nemzeti Közszolgálati Egyetem, Víz tudományi Kar (fekete.arpad@uni-nke.hu; keve.gabor@uni-nke.hu)

Kivonat

A csapadékos és csapadékmentes napok egymás után következő folyamatát, mint fizikai rendszert, Markov-láncokkal már többen vizsgálták az 1960-as évektől. Az utóbbi években azonban több publikáció is született, melyben az éves csapadékösszegek szintén Markov-lánccal való vizsgálatát hajtották végre. Ez eléggé újszerű megközelítése a csapadékösszegek statisztikai elemzésének, habár maga az eljárás már több másik hidrológiai folyamat vizsgálatában ismert. Dolgozatunkban Baja és térsége éves csapadékösszegeit Markov-lánc segítségével elemeztük az utóbbi 30 év adatainak felhasználásával. Az adatsorra elvégeztük a normalitásvizsgálatot, majd az egyes éveket öt kategóriába (állapotba) soroltuk az adott évben lehullott csapadék mennyisége alapján. Átmenetvalószínűség-mátrix segítségével kiszámítottuk az egyes kategóriák (állapotok) invariáns eloszlását, melyből több következtetést is levonhatunk. Többek között megnézhetjük, hogy hosszabb távon egy év csapadék szempontjából miként jellemezhető. Ez hasznos információt jelenthet a mezőgazdaságnak, mivel összefüggés mutatható ki az éves csapadékösszegek és a természetlágok között, különösen a nagyon aszályos éveknél. A 30 éves adatsorból sztochasztikus módszerrel becslést adhatunk a nagyon aszályos év visszatérési idejére is. Az így kapott eredményt azután összevethetjük a hagyományosan használható empirikus eloszlásra legjobban illeszkedő elméleti eloszlásfüggvény által szolgáltatott megoldással.

Kulcsszavak

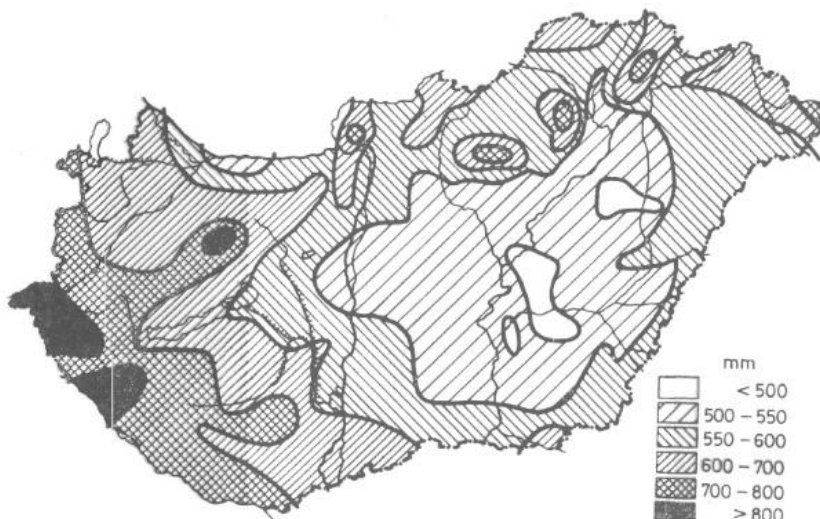
éves csapadékösszeg, Markov-lánc, átmenetvalószínűség-mátrix, invariáns eloszlás, visszatérési idő

BEVEZETÉS

Az 1960-as évektől többen modellezték ([1], [2], [3]) Markov-láncokkal különböző időszakok csapadékos és csapadékmentes napjainak egymás után következő folyamatát. Az átmenetmátrix segítségével következtetéseket vontak le arról, hogy ez a fizikai rendszer milyen valószínűséggel található csapadékos, illetve csapadékmentes állapotban. Az utóbbi években különböző területek éves csapadékösszegeit is vizsgálták Markov-láncokkal, amely témából több publikáció is született ([4], [5]). Ezek adták az ötletet, hogy sztochasztikus módszerrel vizsgáljuk meg Baja térségében, a Bácskában az éves csapadékösszegeket, hogy becslést tudjunk adni egy adott évre vonatkozó csapadék mennyiségéről.

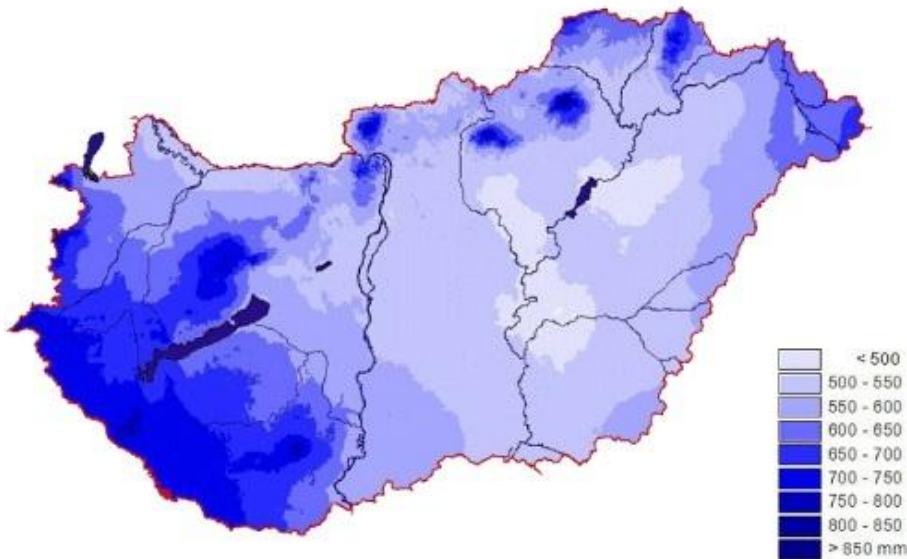
Általánosságban elmondható, hogy az éghajlati tényezők és a szélsőséges időjárási jelenségek hazánkban is jelentősen befolyásolják a növénytermesztés hozamait. Magyarországon az elmúlt 100 évhez viszonyítva 1°C-kal emelkedett a hőmérséklet és 2050-ig további 2,6°C-os emelkedés várható. A csapadék mennyisége nagymértékben csökkent, az évi 640 mm-ről 560 mm-re, továbbá az időbeli eloszlása is egyenetlen. A hőmérsékletváltozás elsősorban az Alföldet érinti majd a legnagyobb mértékben [6].

Magyarország átlagos évi csapadékösszegeit mutatja az alábbi ábra, melyet Péczely György szerkesztett még 1979-ben [7]:



1. ábra. Az átlagos évi csapadékösszeg (mm) Magyarországon (Péczely, 1979)

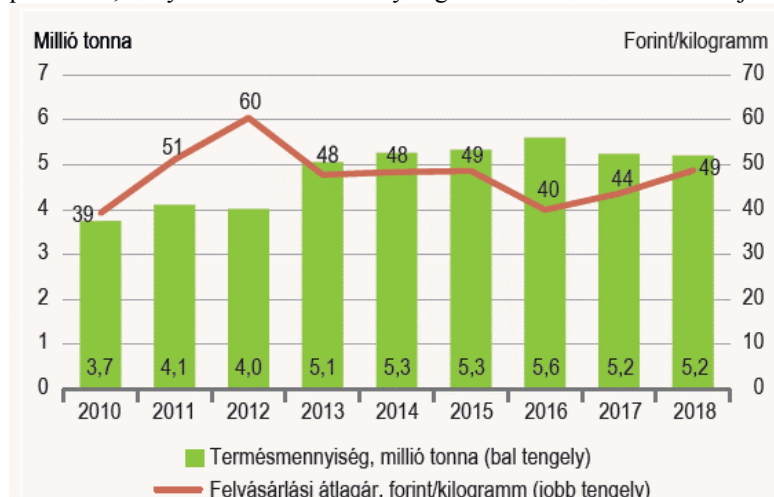
Érdeemes összevetni az Országos Meteorológiai Szolgálat által 2018-ban készített csapadéktérképpel:



2. ábra. Az átlagos évi csapadékösszeg (mm) Magyarországon (OMSZ, 2018)

Valóban szembevetendő, hogy az Alföld több területét is érintette az éves csapadékösszegek csökkenése az elmúlt 30 év folyamán.

Baja térsége, a Bácska egy része Magyarország egyik legfontosabb mezőgazdasági területeihez tartozik. A mezőgazdasági termelés számára a természeti környezet kedvező feltételeket biztosít, de a termesztési időszak igen szeszélyes, amely aszályként, túl sok esőként vagy pedig fagyveszélyként nyilvánulhat meg. Összefüggés mutatkozik az éves csapadékösszegek és a termésátlagok között. Főleg a nagyon aszályos éveknél látszik az erőteljes korreláció. Ha összevetjük csak az elmúlt nyolc év főbb növénykultúráinak terméseredményeit Magyarország évi átlagos csapadékösszegeivel erre az időszakra vonatkozóan, akkor világosan látszik, hogy a nagyon aszályos 2011 és 2012 évben mennyivel alacsonyabbak a termésátlagok [8]. A 3. ábra ezt illusztrálja példaként, mely a búza termésmennyiségét és felvásárlási árát mutatja meg a 2010-2018 időszakban.



3. ábra. A búza termésmennyisége és felvásárlási ára (Forrás: Statisztikai Tükör, 2019.02.15.)

Baja térségében egy nagyon aszályos év még rosszabb hatással van a termésátlagokra, mivel itt a többségében homokos talajnak kicsi a víztartó képessége és nagyobb a talajvízszint ingadozása.

Megvizsgáltuk az elmúlt 30 év éves csapadékösszegeinek alakulását Baja térségében, majd az éveket a csapadékmennyiség alapján öt kategóriába, állapotba soroltuk: nagyon aszályos, aszályos, átlagos, csapadékos, nagyon csapadékos [9]. Kiszámítottuk ezen állapotok egylépéses átmenet-valószínűségi mátrixát, majd meghatároztuk az invariáns eloszlást. Ennek ismeretében már következtetni tudunk annak valószínűségére, hogy egy adott év milyen tulajdonságú lesz csapadékmennyiség szempontjából, illetve kiszámítható a nagyon aszályos év visszatérési ideje is. Az így kapott eredményt azután összehasonlítjuk a hagyományosan használható empirikus eloszlásra legjobban illeszkedő elméleti eloszlásfüggvény által szolgáltatott megoldással is.

RENDELKEZÉSRE ÁLLÓ ADATOK

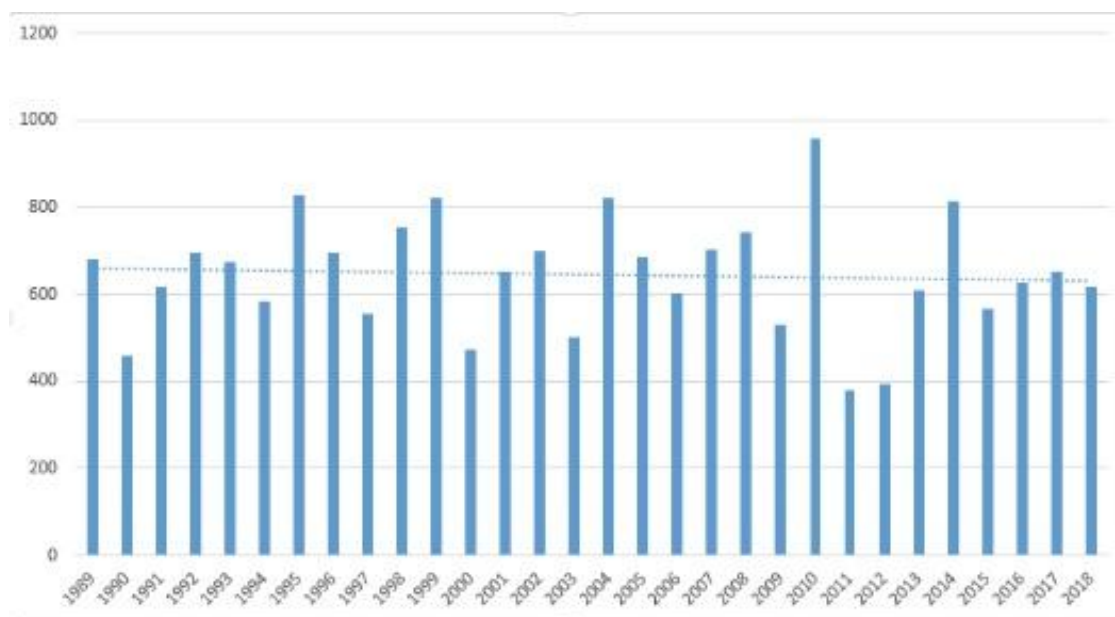
Az Országos Meteorológiai Szolgálat adatbázisában megtalálhatók az éves csapadékösszegek Baja állomásnál, mely a várostól keletre, a Szegedi úton, a városhatárt elhagyva, egy étterem után közvetlenül jobbra fordulva található meg. Bázis időszaknak az 1971-től 2000-ig terjedő időszakot vettük és az évi csapadékösszeg átlaga ennek alapján 648 mm, a szórás 131 mm. Az 1. táblázat az 1989-től 2018-ig terjedő időszak adatait tartalmazza, a harmadik oszlop azt mutatja meg, hogy az aktuális csapadékösszeg hány százalékkal tér el az átlagnak vett 645 mm-hez képest.

1. táblázat. Az elmúlt 30 év csapadékösszegei Bajánál

Év	Csapadékösszeg	Eltérés az átlagtól, százalékban kifejezve
1989	681	5
1990	458	-29
1991	618	-5
1992	695	7
1993	674	4
1994	583	-11
1995	829	28
1996	695	7
1997	554	-15
1998	753	16
1999	823	27
2000	474	-27
2001	651	0
2002	698	8
2003	501	-23
2004	822	27
2005	685	6
2006	602	-7
2007	704	9
2008	741	14
2009	529	-18
2010	959	48
2011	379	-42
2012	394	-39
2013	608	-6
2014	813	25
2015	565	-13
2016	629	-3
2017	651	0

2018	618	-5
------	-----	----

Ezeket az adatokat diagramon is szemléltetjük:



4. ábra. Az éves csapadékösszegek alakulása a trendvonalal (1989-2018)

Az adatokból szembevetendő a 2010-es szélsőségesen csapadékos év és az azt követő rendkívül száraz 2011-es év, amely természetesen egész Magyarországon jellemző volt. Az éghajlatkutatók szerint a két rekordév nem tudható be egyértelműen a klímaváltozás hatásának, de jelzi, hogy szélsőségebbé válik az időjárás Magyarországon. 2010-ben a szavannák esős évszakára, 2011-ben pedig felsivatagra emlékeztetett az ország időjárása. 2010 májusában addig soha nem látott áradások alakultak ki a kisebb folyókon, de júniusban is megáradt a Bódva, a Sajó, a Hernád, az Ipoly és a Duna is. Rendkívül esős volt a szeptember, decemberben csurig telt a Balaton. A 2011-es év ellenkező irányú kilengést, rendkívüli szárazságot hozott, volt olyan vidék, ahol a sokéves átlag felét sem érte el a csapadék, az aszálynak csak a kiváló termést szüretelő borászok örülhettek. Az országos csapadékösszeg 2011-ben 404,4 milliméter volt, ami 4,3 milliméterrel kevesebb, mint az eddigi legalacsonyabb érték, amelyet a meleg és száraz 2000-es évben regisztrált az OMSZ. Az OMSZ kimutatása alapján az éves csapadékösszeg csökkent az elmúlt százöt évben, vagyis egyre gyakrabban fordulnak elő szélsőségesen száraz évek. Ezt támasztja alá a 4. ábrán a trendvonal is, miszerint Bajánál is egyre csökken az egy év alatt lehullott csapadék mennyisége.

Az 1. táblázat adatai alapján az éveket öt kategóriába soroltuk be csapadékosság szempontjából [9] (zárójelben a későbbiekben használt állapot jelölése) az átlagtól való százalékos eltérés figyelembe vételével:

1. átlagos (S1): $-10\% < \text{éves csapadékösszeg eltérés} < 10\%$
2. aszályos (S2): $-30\% < \text{éves csapadékösszeg eltérés} < -10\%$
3. csapadékos (S3): $10\% < \text{éves csapadékösszeg eltérés} < 30\%$
4. nagyon aszályos (S4): $\text{éves csapadékösszeg eltérés} < -30\%$
5. nagyon csapadékos (S5): $\text{éves csapadékösszeg eltérés} > 30\%$

NORMALITÁSVIZSGÁLAT

χ^2 -próbaival és grafikusán is elvégezzük az illeszkedésvizsgálatot normális eloszlásra. A ξ valószínűségi változó jelölje az éves csapadékösszeget. Ekkor a H_0 hipotézisünk az, hogy a ξ normális eloszlású. A 30 éves adatsor alapján a várható érték 646 mm, a szórás 133 mm. A csapadékösszegek alapján az osztályba sorolást a 2. táblázat mutatja.

2. táblázat. Segédlet a normalitásvizsgálathoz

	< 400 mm	401 – 499	500-599	600-699	700-799	800 <
--	----------	-----------	---------	---------	---------	-------

Tényleges évek száma	2	2	5	13	3	5
Normális eloszlás szerint feltételezett évek száma	1	3	7	9	6	4

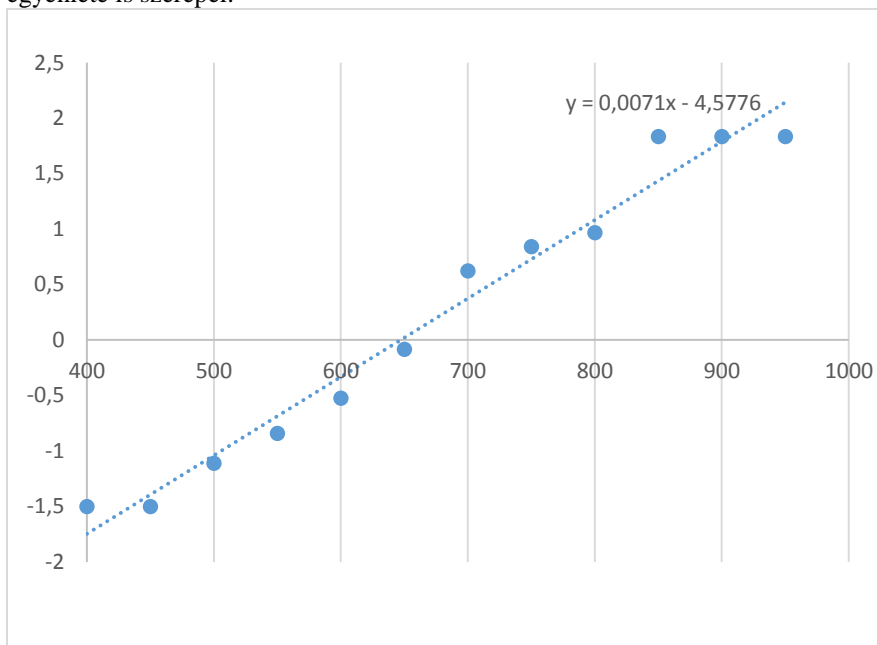
A normális eloszlás szerint annak valószínűsége, hogy egy évben 400 mm-nél kevesebb csapadék hullik:

$P(\xi < 400) = F(400) = \Phi\left(\frac{400-646}{133}\right) = \Phi(-1,85) = 1 - \Phi(1,85) = 1 - 0,9678 = 0,0322$. Ezt 30-cal szorozva és kerekítve, megkapjuk a 2. táblázat harmadik sorának első elemét. Hasonlóan számítható a többi elem is.

A χ^2 próbastatisztika aktuális értéke: $\chi^2 = \frac{(2-1)^2}{1} + \frac{(2-3)^2}{3} + \frac{(5-7)^2}{7} + \frac{(13-9)^2}{9} + \frac{(3-6)^2}{6} + \frac{(5-4)^2}{4} = 5,4325$.

A szabadságfokok száma $n=6-1=5$. A χ^2 -eloszlás táblázatából látható, hogy a χ^2 érték megbízhatósági határa 5%-os valószínűségi szinten $n=5$ szabadságfok esetén 11,07. A próbastatisztika értéke ennél kisebb, tehát nincs okunk a H_0 elutasítására, azaz az adatsor közel normális eloszlásúnak vehető.

Excelben elvégeztük a grafikus illeszkedésvizsgálatot is, az éves csapadékösszegek beosztását 400 mm-től 1000 mm-ig vettük, 50 mm-es osztályközökkel. Az eredményt az 5. ábra mutatja, melyen a regressziós egyenes egyenlete is szerepel:



5. ábra. Grafikus normalitásvizsgálat.

A regressziós egyenes egyenletéből megadható, hogy a szórás $1/0,0071=140,845$, míg a várható érték $4,5776 \cdot 140,845=644,732$. Ez is teljesen alátámasztja, hogy az éves csapadékösszegek eloszlása közel normális.

MARKOV-LÁNCOK

Jelöljük valamely rendszer állapotait a $t_0, t_1, t_2, \dots, t_n, \dots$ időpontokban az $X_0, X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ valószínűségi változók felvett értékei. Legyen a t_0 időpontban $X_0 = x_0$, és a t_n időpontban i , a t_{n+1} időpontban j állapotban a rendszer, azaz $X_n = i$ és $X_{n+1} = j$. *Egylépéses átmenet-valószínűségnek* nevezzük azt a valószínűséget, hogy X_{n+1} a j állapotban van, feltéve, hogy X_n az i állapotban van. Képlettel: $P_{ij}^{n,n+1} := P(X_{n+1} = j | X_n = i)$.

A jelölés azt is kidomborítja, hogy az átmenet-valószínűségek nemcsak a kezdeti és végállapot függvényei, hanem az átmeneti időnek is. Ha az egylépéses átmenet-valószínűségek függetlenek n -től, azaz az időtől (esetünkben 1 év), akkor azt mondjuk, hogy a Markov-folyamatnak *stacionáriusak az átmenet-valószínűségei* [10]. A Markov-láncok döntő többsége rendelkezik ezzel a tulajdonsággal. Ebben az esetben

$$P_{ij}^{n,n+1} := P_{ij}$$

és P_{ij} annak a valószínűségét jelenti, hogy az állapotok értéke az i -ből j -be megy át egy kísérlet alatt. Most már fel tudjuk írni formálisan a *Markov-tulajdonságot*:

$$P(X_{n+1} = j \mid X_n = i, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_1 = x_1, X_0 = x_0) = P_{ij}.$$

A P_{ij} számok mátrix formájában is elrendezhetők. A $\mathbf{P} = (P_{ij})$ mátrixot a folyamat *átmenet-valószínűség mátrixának* nevezzük.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \dots & P_{0k} \\ P_{10} & P_{11} & \dots & P_{1k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{k0} & P_{k1} & \dots & P_{kk} \end{bmatrix}$$

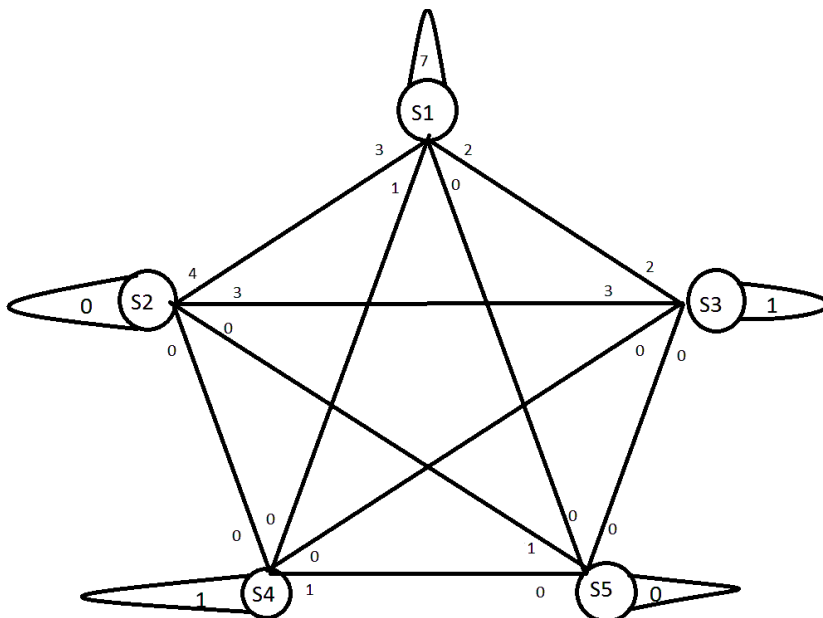
A P_{ij} mennyiségek nemnegatív számok, sorösszegük egységnyi, mert valamely esemény soronként biztosan bekövetkezik. A Markov-láncot teljes mértékben meghatározza az átmenet-valószínűség mátrixa (P_{ij}) és a folyamat 0 időpillanatbeli valószínűségeloszlása (φ_0). A

$$\mathbf{P}^* = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^n = \begin{bmatrix} P_0 & P_1 & \dots & P_k \\ P_0 & P_1 & \dots & P_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_0 & P_1 & \dots & P_k \end{bmatrix}$$

mátrixot *határmátrixnak* nevezzük. Kellően sok évet vizsgálva az átmenet-valószínűségi mátrixunk oszlopainak elemei tehát állandósulnak. A P_0, P_1, \dots, P_k valószínűségek azt fejezik ki, hogy mekkora valószínűséggel találjuk a rendszert hosszú állapotváltozások sorozata után az egyes 0, 1, ..., k állapotokban, ezt *invariáns (egyensúlyi) eloszlásnak* is nevezzük. A határmátrix számításához két eljárást követhetünk. Addig hatványozzuk \mathbf{P} -t, amíg annak oszlopainak elemei állandósulnak. Vagy felhasználjuk a határmátrix idempotens tulajdonságát, azaz $\mathbf{P}^* \mathbf{P} = \mathbf{P}^*$ tulajdonságot, ami egy egyenletrendszer megoldásához vezet.

AZ INVARIÁNS ELOSZLÁS SZÁMÍTÁSA

Az adatsorból meghatározzuk, hogy az egyes állapotokból milyen gyakorisággal megy át a rendszer egy másik állapotba. Először gráffal szemléltetjük:



6. ábra. Az átmenet-gyakoriság gráfja

A gráfban például az S1 állapotból S2 állapotba való átmenetének gyakorisága 4, ez az S1-et S2-vel összekötő vonal S2-höz közelebbi részén van feltüntetve, míg az S2-ből S1 állapotba való átmenet gyakorisága 3, ez az őket összekötő vonal S1-hez közelebbi részén van jelölve. Az egyes állapotok ismétlődhetnek a következő évben, ezeket az önmagába jutó átmenet-gyakoriságokat mutatják az állapotok mellett lévő számok a zárt

hurkokban. A gráfnak kölcsönösen egyértelműen megfeleltethető az alábbi átmenet-gyakorisági táblázat (mátrix):

3. táblázat. Az átmenet-gyakoriság értékei

	S1	S2	S3	S4	S5
S1	7	4	2	0	0
S2	3	0	3	0	1
S3	2	3	1	0	0
S4	1	0	0	1	0
S5	0	0	0	1	0

Ebből a táblázatból meghatározható a kezdeti eloszlás, azaz, hogy milyen valószínűséggel van a rendszer az egyes állapotokban. Látjuk például, hogy az S1, azaz az átlagos csapadékmennyiségű évnek a valószínűsége $\frac{13}{29}$. A kezdeti eloszlás, azaz $\varphi_0 = \left(\frac{13}{29}; \frac{7}{29}; \frac{6}{29}; \frac{2}{29}; \frac{1}{29}\right)$. Az átmenet-gyakorisági táblázatból megadható az egy lépéses átmenet-valószínűségi mátrix, azaz

$$P = \begin{pmatrix} 0,54 & 0,31 & 0,15 & 0 & 0 \\ 0,43 & 0 & 0,43 & 0 & 0,14 \\ 0,33 & 0,5 & 0,17 & 0 & 0 \\ 0,5 & 0 & 0 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

A határmátrix számításához fel kell használni a már említett $P^*P = P^*$ tulajdonságot. Ez alapján:

$$\begin{pmatrix} P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,54 & 0,31 & 0,15 & 0 & 0 \\ 0,43 & 0 & 0,43 & 0 & 0,14 \\ 0,33 & 0,5 & 0,17 & 0 & 0 \\ 0,5 & 0 & 0 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \\ P_1 & P_2 & P_3 & P_4 & P_5 \end{pmatrix}$$

Ez az alábbi egyenletrendszerhez vezet (tudjuk, hogy $P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5 = 1$):

$$\begin{aligned} 0,54P_1 + 0,43P_2 + 0,33P_3 + 0,5P_4 &= P_1 \\ 0,31P_1 &+ 0,5P_3 &= P_2 \\ 0,15P_1 + 0,43P_2 + 0,17P_3 &= P_3 \\ &0,5P_4 + P_5 &= P_4 \\ &0,14P_2 &= P_5 \end{aligned}$$

Rendezve és Gauss-eliminációval megoldva kapjuk, hogy

$$P_1 = 0,449, P_2 = 0,244, P_3 = 0,205, P_4 = 0,068, P_5 = 0,034.$$

Ezek az értékek adják tehát az állapotok invariáns eloszlását, melyeket a P mátrix hatványozásával is ellenőriztük, a 16-dik hatványnál teljes azonosságot kaptunk. Az egyensúlyi eloszlás értékei alapján tehát hosszabb távon az átlagos csapadékmennyiségű év valószínűsége 44,9%, az aszályosé 24,4%, a csapadékosé 20,5%, a nagyon aszályosé 6,8%, míg a nagyon csapadékos évé 3,4%. Ebből az aszályos év átlagos visszatérési idejére $\frac{1}{0,244} = 4,1$, míg a nagyon aszályos év visszatérési idejére $\frac{1}{0,068} = 14,7$ évet kapunk. Látszólag tehát ritkán számíthatunk nagyon aszályos évre, de figyelemre méltó, hogy az utóbbi 8 évben kétszer is előfordult. Nézzük meg most, hogy a Markov-lánccal kapott valószínűségek mennyire térnek el a normális eloszlással számított értékektől. A nagyon aszályos év valószínűségére (a ξ valószínűségi változó az éves csapadékösszeget jelöli) kapjuk, hogy

$$P(\xi < 451) = F(451) = \Phi\left(\frac{451-646}{133}\right) = \Phi(-1,47) = 1 - \Phi(1,47) = 1 - 0,9292 = 0,0708,$$

míg az aszályos év valószínűségére

$$P(451 < \xi < 480) = F(480) - F(451) = \Phi\left(\frac{480-646}{133}\right) - \Phi\left(\frac{451-646}{133}\right) = \Phi(-0,5) - \Phi(-1,47) = 1 - \Phi(0,5) - 1 + \Phi(1,47) = 0,9292 - 0,6915 = 0,2377 \text{ adódik.}$$

Szembetűnő, hogy igen közel vannak egymáshoz a két módszerrel számított valószínűségi értékek, a nagyon aszályos év esetén mindössze 0,0028, míg az aszályos évnél is csak 0,0063 az eltérés.

KÖVETKEZTETÉSEK

Bajánál az utóbbi 30 évben mért éves csapadékösszegek vizsgálata sok szempontból alátámasztotta azt az elterjedt hipotézist, hogy hazánk nagy részén a sivatagosodási folyamatok a jellemzőek, az aszály és a szárazság gyakorisága tovább növekszik a jövőben. A 4. ábra trendvonala igazolja, hogy egyre kevesebb az éves csapadékösszeg. Az adatsorból Markov-lánc segítségével kiszámítottuk az átlagos, aszályos, nagyon aszályos, csapadékos, nagyon csapadékos évek invariáns eloszlását. Ebből adódott, hogy aszályos évre átlagosan minden négy évben, míg nagyon aszályos évre átlagosan 14 évente kell számítani, bár két szélsőséges, nagyon aszályos év az elmúlt nyolc évben kétszer is előfordult. Ez a számítási eljárás az éves csapadékösszegek vizsgálatában meglehetősen újszerűnek számít, csak az utóbbi években vizsgálták ezzel a módszerrel különböző területek csapadékviszonyait. A módszer előnye, hogy az adatsorra legjobban illeszkedő valószínűségi eloszlás nélkül is kiszámíthatók hosszú távra az egyes állapotok (átlagos, aszályos, nagyon aszályos, csapadékos, nagyon csapadékos év) valószínűségei. Ennek a módszernek helyességét leellenőriztük, mégpedig úgy, hogy összevetettük az egyes állapotok valószínűségeit a normális eloszlásból számított értékekkel. Az eltérés elhanyagolhatónak adódott.

Az utóbbi évtizedekben az aszály és a vízhiány jelentős kockázati tényezővé vált, melynek előfordulási gyakorisága, erőssége nőtt, egyértelmű tény, hogy a vízháztartás megváltozásában is a globális felmelegedés játssza a legnagyobb szerepet, amelynek kezelése a vízgazdálkodás számára is növekvő és egyre nehezebb feladatot jelent. Ezek a kedvezőtlen változások egyre nagyobb kihívás elé állítják a természeti és a gazdasági környezetet egyaránt. Az előrejelzési modellek és a megfigyelések tanulsága alapján, várhatóan hazánk érintettsége fokozódni fog, a vízkészletek mennyiségi és minőségi változásai az alkalmazkodáson túl a megelőzést, a tervszerű használatot fogják megkövetelni [11].

Az aszályok gyakoriságának növekedésével számolnunk kell az élelmiszer-ellátást biztosító mezőgazdasági területek csökkenésével (sivatagosodás), valamint a termésmennyiség csökkenésével és a termelési költségek növekedésével. Ez az élelmiszerárak növekedését eredményezheti. A megoldás értelemszerűen az, hogy Baja térségében is az öntözött területek növelésére van szükség. Ezt főként tározással lehetne megoldani. A tározás volumene növelhető lehetne a térségi, az önkormányzati, az üzemi és a lakossági vízvisszatartás ösztönzésével. Elő kellene tehát mozdítani a települések és a lakosság helyi víztározását a nem ivóvíz célú vízszükségletek biztosítására.

Az aszály elleni egyik legjelentősebb intézkedési program az öntözéses gazdálkodás fejlesztése lehet [11]. Magyarországon alacsony az öntözött területek aránya; a korábban kialakított 300 ezer hektárt is meghaladó, kiépített öntözési lehetőségekhez képest mindössze 100 ezer hektárt öntöznek. Jelentős igény mutatkozik a mezőgazdasági vízszolgáltatások, az öntözésfejlesztési beruházások bővítésére.

IRODALOMJEGYZÉK

[1] Gabriel, K.R. and Neumann, J. (1962) A Markov Chain Model for Daily Rainfall Occurrence at Tel Aviv. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 88, 90-95.

[2] Chin, E.H. (1977) Modelling daily precipitation occurrence process with Markov chain. Wat. Resour. Res. 13 (6), 949-956.

[3] Haan, C.T., Allen, D.M. & Street, J.O. (1976) A Markov chain model for daily rainfall. Wat. Resour. Res. 12 (3), 443-449.

[4] Yusuf A. U., Adamu L., & Abdullahi M. (2014). Markov chain model and its application to annual rainfall distribution for crop production. American Journal of Theoretical and Applied Statistics, 3(2): 39-43.

[5] Selvi S. T., & Selvaraj R. S. (2011). Stochastic Modelling of Annual Rainfall at Tamil Nadu. Universal Journal of Environmental Research and Technology, Volume 1, Issue 4: 566-570.

[6] Láng I.–Jolánkai M.–Csete L. (2007). A globális klíma változás–hazai hatások és válaszok – A VAHAVA jelentés. Szaktudás Kiadó Ház Rt. Bp.

[7] Péczely György (1979) Éghajlattan, Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest

[8] Statisztikai Tükör, 2019

[9] Mahmut R.,*, Hurem D., Zeynep K. (2017). Determining Future Precipitation Probability for Kahramanmaras City Using Markov Chain Approach. Turkish Journal of Forest Science (online), <https://dergipark.org.tr/download/article-file/283502>

[10] Samuel Karlin, Howard Taylor (1985). Sztochasztikus folyamatok. Gondolat Kiadó, Bp.

[11] Nemzeti Vízstratégia (2017), Kvassay Jenő Terv, <https://www.vizugy.hu/vizstrategia/documents/997966DE-9F6F-4624-91C5-3336153778D9/Nemzeti-Vizstrategia.pdf>