

DOKTORI (PhD) ÉRTEKEZÉS

**A TALAJ NEDVESSÉGGÉSZLETÉNEK
ALAKULÁSA KELET-MAGYARORSZÁGON
A XX. SZÁZADBAN**

HORVÁTH SZILVIA

TÉMAVEZETŐK:

DR. MAKRA LÁSZLÓ ÉS DR. MIKA JÁNOS

SZEGED

2003

1. BEVEZETÉS

Az elmúlt évek megfigyelései és vizsgálatai rámutattak arra, hogy a környezet állapotának kedvezőtlen változása – a világméretű felmelegedés, a vízhiány, a termőföld zsugorodása – napjaink alapvető problémájává vált.

Az éghajlat feltételezett megváltozása korunk egyik legidősebb tudományos kérdés-felvetése. Az éghajlatváltozások környezeti és gazdasági hatásai elsősorban a természetes vízellátás, a folyók vízhozama, az átlagos terméshozam, valamint a természetes vegetáció változásai révén nyilvánulnak meg. A sivatagosodás és aszály, a talaj degradációjának visszafordíthatatlan folyamata egyszerre globális és lokális probléma.

A XX. században az északi félgömb mérsékelt övi területein a csapadékösszeg növekedett, a szubtrópusi területeken csökkent. Hazánk a mérsékelt éghajlati övben található, azonban speciális földrajzi helyzete, azaz a Kárpát-medence-beli fekvése és déli nyitottsága miatt klimatikus paraméterei a délebbi területek jellemzőihez állnak közelebb. Az éghajlat változása a Földközi-tenger térségének északi szomszédságát is érintheti, a jelenleg uralkodó átmeneti éghajlat könnyen „kitérülhet” valamilyen irányba. A XX. század során a mediterrán hatás megerősödött. Ezt a tényt támasztja alá az is, hogy az elsivatagosodásról szóló ENSZ egyezmény (UNCCD) Európa érintett területeit Észak-Mediterránium néven említi.

A feltételezett klímaváltozás, amely hazánk éghajlatában is jelentős változásokat eredményezhet, fokozottan érvényes az alföldi régióra. Tudományos kutatások eredményei bizonyítják, hogy az Alföld valóban közelebb került a kiszáradáshoz; agroökológiai körülményeit elsősorban a tenyészidőszakban egyszerre megjelenő szikesedés, defláció, aszály és belvíz jellemzik. Mindezek a módosulások együttesen hatnak magára a térségre, s azon keresztül a terület adottságait fel- és kihasználó társadalomra.

A klimatikus és egyéb környezeti tényezők változása miatt előtérbe kerül olyan regionális sajátosságok elemzése, amelyek egy-egy adott terület ökológiai (az aszályosabbá váló éghajlat, a talajvízszint süllyedése, a vízutánpótlás csökkenése, a talaj felső rétegének kiszáradása, stb.) és gazdasági (változások a vízkészletben, az öntözési igény megnövekedése, víztározók építése, víztakarékossági intézkedések, stb.) hatásvizsgálatát teszi szükségessé.

Gyakorlati szempontból szükség van a talajnedvesség idősorok részletes nyomon követésére, akár a kutatások stratégiai előkészítésében, akár a részletes szakmai tervezésben. Mivel a vizsgált térség vízháztartási sajátossága a mindkét irányú szélsőség kialakulása, így mind az aszály, mind a belvíz nyomon követése, valamint az esetleges alkalmazkodás céljából fontos ismerni a talajnedvesség meteorológiai eredetű tér-és időbeli összefüggéseit.

2. SZAKIRODALMI ELŐZMÉNYEK

2.1. AZ ALFÖLD VÍZELLÁTOTTSÁGÁNAK VÁLTOZÉKONYSÁGA

2.1.1. Az Alföld általános hidrológiai viszonyai

A víz környezetünk egyik legfontosabb természeti erőforrása, egyben minden évszakban és mindkét irányból szélsőségeket hordozó kockázata. Ez az életteret és élővilágot átjáró és formáló szerep a Kárpátokon belüli medencejelleg folytán az Alföldön különös hangsúlyt és gyakorlati jelentőséget kap.

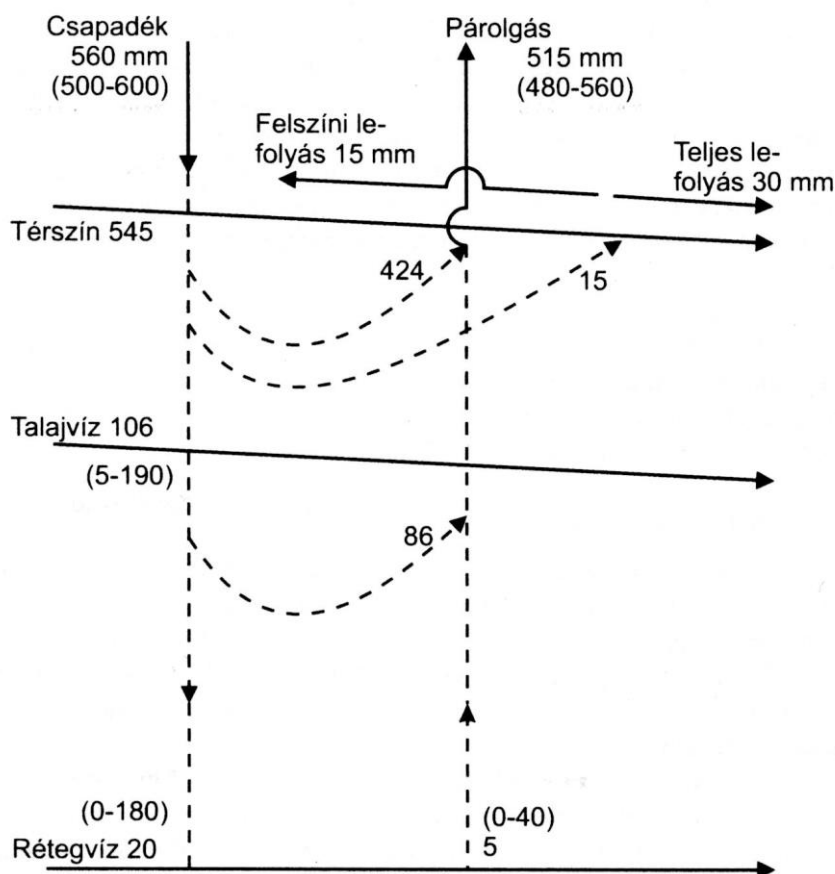
A természetes ősnövényzet úgyszólván teljes kicserélődése és az erdősültség nagymértékű csökkenése – a nagyszabású vízrendezésekkel és más emberi beavatkozásokkal párosulva – az Alföld mai vízháztartási állapotát döntően művi jellegűvé alakította. Az erdő irtása különösen erőteljes volt a törökök uralma idején, amely azok kiűzése után sem állt meg. Jelentősen csökkentek az erdőterületek az Alföldet övező hegyvidékeken is. Itt a XVIII. század közepétől a XIX. század közepéig mintegy 23 ezer km² erdőt irtottak ki (Frisnyák, 1992). A hegyvidékek erdőirtásai az árvízi lefolyás növekedését eredményezték. Az alföldi területek erdőirtásait követően az erdők párolgást növelő szerepének csökkenését a vízborítások növekedése ellensúlyozta. A vízborítások növekedésének részben oka lehetett az, hogy az éghajlat – az ún. kis jégkorszak megjelenésével (Gribbin, 1977) – egész Európára kiterjedően hűvösebbé és csapadékosabbá vált.

A XIX. század közepén Széchenyi István kezdeményezésére és Vásárhelyi Pál műszaki irányításával megkezdődtek a Tisza és mellékfolyói szabályozásának, a Tisza-völgy vízrendszerének és ármentesítésének munkálatai. A Tiszát és jelentősebb mellékfolyóit töltések közé szorították, megakadályozták a hegyvidékről lezúduló vizek szétterülését, s ennek eredményeképpen megszűntek az alföldi területek állandó vagy gyakori vízborításai (Ihrig, 1973).

Vízföldrajzi adottságait tekintve az Alföld legszembetűnőbb sajátossága a Kárpátok övezte medence-jelleg. A hatalmas hegykoszorú belsejét – az alapkőzet tagoltságát és lassú mozgását követve – durvább szemcséjű folyami hordalék és finom szemcséjű beltengeri üledék sűrűn váltakozó rétegei töltötték fel. Az egymásba szövevényesen kapcsolódó, több száz méter vastagságú rétegsor jelentős hányada a vizet nemcsak tározza, hanem a nyomásviszonyokat követő és a medence egészét behálózó pályák mentén szállítja is. Ily módon az ország és az Alföld felszíni és felszín alatti vizei egyetlen vízháztartási rendszerben kapcsolódnak össze. Az Alföld medence jellegének másik alapvető vízháztartási sajátossága a nyári időszak átlagosan mintegy 9 km³-re becsülhető párolgási vízhiánya, amelynek

alakulásában a természeti adottságoknak és az emberi beavatkozásoknak (elsősorban az erdősültség nagymértékű csökkenésének) egyaránt meghatározó szerep jut.

Az Alföld összefüggő talajvíztükrű – mintegy 42 ezer km² kiterjedésű – területét a geohidrológiai tényezők tekintetében közelítően azonos adottságú (57 körzetre felbontó) talajvízháztartási feltárás (OVH, 1984.) eredményeiről a 2.1. ábra ad áttekintést. A felszínre hullott csapadékból és az ott elolvadt hóléből a fedőrétegbe bejutó, majd a talajvízig és az alatta lévő rétegvízig lejutó víztáplálásról az ábra vízforgalmi ciklusainak lefelé irányuló beszivárgási ága tájékoztat. A száraz időszakokban a párolgási potenciált követően a rétegvízből, a talajvízből és a fedőrétegből elpárolgó vízmennyiségekről a vízforgalmi ciklus kiszivárgási és párolgási ága számol be. Végül az oldalirányú vízmozgást a ciklus lefolyási ága írja le.



2.1. ábra

A csapadékvíz beszivárgási, lefolyási és párolgási ciklusának évi átlagai és szélsőségei az Alföldön

(Forrás: Az 1984. Évi Vizgazdálkodási Keretterv Major Pál által készített alapozó tanulmány adatai.)

A vízforgalmi ciklus fázisainak neve alatti (vagy melletti) számok az Alföld egészére vonatkozó átlagok. A zárójelben lévő két szám az 57 geohidrológiai körzet vízforgalmában előforduló legkisebb és legnagyobb számérték. Az Alföld egészét tekintve az 560 mm évi átlagos csapadékösszeg és az 515 mm körüli párolgás 45 mm különbségével a 30 mm lefolyás és a $20 - 5 = 15$ mm körüli rétegvíz utánpótlás tart egyensúlyt. A talajvíz szintjét az Alföld átlagában mintegy 106 mm csapadékvíz éri el. A legfelső rétegvíz-tartóig az Alföld átlagában mintegy 20 mm csapadékvíz jut le.

A ciklus 515 mm körüli párolgási ágát elsősorban a felszín és a talajvízszint közötti fedőréteg tartja fenn (mintegy 424 mm párolgási összetevővel), de viszonylag jelentős (kb. 86 mm) a talajvíz párolgása és szerény mértékben (átlagosan 5 mm-rel) hozzájárulnak a párolgáshoz a rétegvizek is.

A 30 mm körüli átlaggal jellemzett teljes vízlefolyásnak mintegy fele közvetlen felszíni (árvízi és belvízi) lefolyás, míg másik fele a fedőrétegben rövidebb-hosszabb oldalirányú szivárgással jut el a felszíni vízelvezető hálózatba.

2.1.2. Az Alföld hidrometeorológiai változékonysága

Az Alföld legfőbb vízháztartási sajátossága, hogy mindkét irányú szélsőség – tehát időnként a túl sok, máskor pedig a kevés víz – jellemzi (Szesztay, 1993). A vízháztartás szélsőségeinek egyik megjelenési formája a belvíz, a másik pedig az aszály, melyek – térben és időben eltérő mértékben – elsősorban a mezőgazdaságot sújtják. Ezért különböző beavatkozásokkal régóta igyekeznek az Alföld vízháztartási viszonyait szabályozni, s ezáltal az életlehetőségeket javítani (Orlóci, 1993).

A gyakorlati megoldások azonban sokszor nehézségekbe ütköznek, mivel más szakmai kivitelezést igényel a vízutánpótlás megoldása és megint mást a felhalmozódó belvizek, illetve árvizek elvezetése. A Duna-Tisza közti homokhátság már több mint negyed százada küzd területi vízhiánnyal. A FAO – az ENSZ Élelmezésügyi Világszervezete – egy hosszú távú előrejelzési térképén félsivatagi jellegű övezetbe sorolta a területet. A Környezetvédelmi és Vízügyi Minisztérium munkatársai szerint nincs szó elsivatagosodásról, de a sztyeppesedés jelei már egyértelműen kimutathatók (www.FVM.hu).

A szélsőséges helyzetek kialakulása statisztikai megközelítésben nem tekinthető rendkívüli eseménynek. Hazánk kontinentális éghajlatának természetes velejárója a szélsőséges csapadékeloszlás. Számos alföldi meteorológiai állomáson a havi abszolút csapadék-minimum a hónapok többségében közel 0 mm. Ezzel szemben a maximális havi csapadék meghaladhatja a 100 mm-t, sőt esetenként pedig a 200 mm-t is túllépi. Mindez azt

mutatja, hogy az Alföldre jellemző 500-600 mm évi átlagos csapadékösszeg harmada-negyede akár egyetlen hónap alatt is lehullhat. Így történt ez 2001. júniusában is, amikor Szegeden az átlagos havi csapadékösszeg háromszorosa, 180 mm hullott. Az ár- és belvízi helyzetek kialakulásában még inkább veszélyesek a rövid idő alatt lehulló nagy csapadékok – egy nap, ritkábban egy óra alatt akár 50-100 mm is lehullhat.

A történeti feljegyzésekből információt gyűjthetünk arról, hogy az aszályok jelentkezése nem az ármentesítés következménye, hiszen a nagy vízi munkálatokat megelőzően a szárazság is pusztított (Réthly, 1998). A természeti okokra visszavezethető hidrológiai szélsőségekre vonatkozó számos példa ellenére tény, hogy a nagy tájátalakítások fokozták a szélsőségek hatását és újabb problémákat is okoztak.

A közelmúlt szélsőséges hidrológiai állapotainak tanulmányozására alkalmas példának szolgál 1998 ősze és 2000 nyara közötti időszak, amikor három jelentős tiszai árvízzel, kritikus belvizes időszakokkal és a szélsőséget fokozó hihetetlen aszályal kellett megküzdeni.

Az 1998 szeptember és 1999 december közötti időszak szokatlanul nedves volt az ország egész területén. Az Alföld területén ez volt a XX. században előfordult második legnedvesebb időszak. A csapadéktöbblet leginkább a keleti országrészben volt a jellemző. 1999 decemberében és az ezt követő 1-2 hónapon át 250 ezer hektár belvíz borította a térséget. A 2000. évi nedves kora tavaszt egy három hónapon át tartó országos szárazság követett. Az áprilistól júliusig mért csapadékmennyiség ellentmond annak a sokéves megfigyelésnek, miszerint éppen ezen időszak alatt kellene a legtöbb csapadéknak hullania. A száraz időszak megjelenése kedvezett a belvíz gyors visszavonulásának. Azonban annak ellenére, hogy május elején a belvíz még mindig 40 ezer hektár területet borított el, ugyanezen időszak alatt hatalmas térségeket sújtott vízhiány. Május végére a belvizes területek teljesen visszavonultak és a talaj felső rétegének nedvességtartalma az aszályos időszak kialakulását jelezte az ország nagy részén. A júliusban lehullott csapadék a talajnak csak a felső, néhány cm-es vastagságú rétegében hasznosult, augusztusra azonban ez a réteg is teljesen kiszáradt, amihez az igen magas augusztusi napi maximum hőmérsékletek (35-40 °C) is nagymértékben hozzájárultak. Mivel az aszályos időszak éppen a vegetációs periódusra volt jellemző, a mezőgazdaságban jelentős károk mutatkoztak. A Szegeden 2000 április 11. és július 10. között lehullott csapadékmennyiség a XX. század ugyanezen időszakában mért legalacsonyabb érték volt (Domonkos et al., 2001).

A meteorológiai eredetű hidrológiai szélsőségek legjellemzőbb példája a *belvíz* és az *aszály*.

Belvíznek a síkvidéki területeken időnként fölszaporodó – a talajt teljesen telítő és nagy területeket elöntő – közvetlenül a csapadékból (hóolvadásból, esőből) és a megemelkedő talajvízből származó vizet nevezzük. A folyók árvízvédelmi töltése mentén árvíz idején fölfakadó vizet is belvíznek tekintjük, hiszen ebben az esetben voltaképpen az árvíz hatására megemelkedő talajvízről van szó, s csak kisebb mértékben a folyókból ténylegesen átszivárgó vízről. Az agrárszakemberek szerint akkor van belvíz, ha a vízborítás, vagy a talaj vízzel való telítettsége a növényzet életfeltételeit nehezíti, végső esetben lehetetlenné teszi. Közgazdasági értelemben pedig akkor beszélünk belvízről, ha kár keletkezik – pontosabban akkor, amikor az elöntések vagy a telítettség miatti termés kiesés meghaladja a partos területek termésének értékét (Török, 1997).

A belvizek képződése egyes időszakokban igen titokzatosnak tűnik. Megjelenésük területileg és időben szeszélyes, mivel szárazabb időszakokban, illetve korántsem belvizes területeken is kialakulhat. Képződésüknek alapvetően három fő oka van:

Hidrometeorológiai okok

A folyamatosan nagy csapadék, vagy annak kedvezőtlen eloszlása, halmozódása hó alakjában; a talajpárolgás nagyobb hiánya (hő-, illetve napfényhiány), továbbá a talajfagy belvizek képződéséhez vezethet.

Geomorfológiai viszonyok

Ide sorolhatjuk a felszíni lefolyás mesterséges akadályoztatását (utak, töltések), de fontos szerepet tölthet be a felszínfejlődés is akkor, ha a területen nem alakultak ki határozott lefolyási irányok. Nincsenek olyan elhagyott medrek, amelyek nagyobb területek belvizeit el tudnák vezetni. Ha a víz nem talál lefolyást és fölhalmozódik, súlyos károkat okozhat.

Hidrogeológiai tényezők

Ebből a szempontból meg kell említeni az időszakosan megjelenő vízzáró réteget, amely többek között a szikes talajok "B" szintjében is kialakulhat. Ezen túlmenően a jobb felszín alatti vízmozgást biztosító üledékek domborzati szempontból kedvező rendszere is jelentősen hozzájárulhat a belvizek kialakulásához. Azaz a területet meghatározó uralkodó felszínformákra, az elhagyott folyómedrekre kell felhívni a figyelmet, melyek leginkább jó vízvezető-képességű homokos üledékekből épülnek fel.

A belvizek képződésében szerepet játszó és imént felsorolt három tényező közül az utóbbi kettő rövidebb időszak során viszonylag állandó. A belvizek megjelenésében a hidrometeorológiai tényezőknek van elsődleges szerepe.

A súlyos belvízhelyzet kialakulásában a természeti tényezők és folyamatok mellett az emberi beavatkozás is jelentős szerepet játszott. Baukó et al. (1981) Nagykamarás esetét említik meg, amelyet 1977-1979 között belvíz sújtott. Ezt nagymértékben elősegítették a különböző célból épített töltések, amelyek egy része akadályozta a medrekben mozgó víz lefolyását. A Nagykamarás belterületén levő, a medrekbe beépített utak is töltésen haladnak. Ezek 1979 elején is jelentősen felduzzasztották a lefolyást kereső vizek szintjét. A töltések azonban a belvizek lefolyását csak lassítani tudják, teljesen megakadályozni nem, mivel a homokos mederüledékben a víz egyszerűen átszivárog a töltés alatt.

Hasonló a helyzet a csatornák esetében is. Annak ellenére, hogy a térség belvizes jellege régóta ismert, a csatornahálózat kiépítése még csak a kezdeti lépéseknél tart. Ugyanis egy-egy hosszabb szárazabb időszakban a karbantartásukat elhanyagolták, sőt olykor-olykor a feltöltésüket is szorgalmazták. Napjainkban is ugyanez tapasztalható a mezőgazdaság privatizációja kapcsán, mert – bár a mezőgazdasági nagyüzemek már felismerték a melioráció szükségességét – a magángazdaságok többsége a csatornák térségét kihasználatlan, holt területnek tartja és szorgalmazza azok betemetését. Remélhető, hogy a magángazdaságok többsége felismeri a csatornahálózat működtetésének szükségességét és fenntartásában hajlandó segítséget nyújtani a vízügyi szakembereknek.

Magyarországon a legsúlyosabb belvívelöntés 1939-1942 között történt, melynek térbeli kiterjedése az Alföldön meghaladta az 570 000 hektárt. Ebben az időszakban a belvíz az Alföld középső és déli részét sújtotta leginkább. Legfőbb kiváltó tényezője az 1100 mm feletti csapadéktöbblet, illetve az erőteljes párolgáshiány volt. Ezen túlmenően az addig előfordult legmagasabb talajvízszintet is ebben a periódusban mérték. Összehasonlításképpen, 1977-1979 között csak 300 mm csapadéktöbbletet regisztráltak. Az Alföld belvízzel leginkább veszélyeztetett térségei a Felső-Tisza környéki tájak, a Hortobágy melléke, a Jászság, a dél-borsodi síkvidék, a Nagykunság, a Berettyó-Körös-vidék, az Alsó-Tisza vidéke, valamint a Duna-menti síkság. A belvízzel veszélyeztetett összes terület mintegy 1,8 millió hektár, ami az Alföld mezőgazdaságilag művelt területének közel 60 %-a (Pálfi, 2001).

A területhasznosítási elképzeléseknél fontos számolni a belvíz kialakulásának lehetőségével. Ehhez nagy segítséget nyújtanak a napjainkban széles körben elterjedt és használt távérzékelési technikák, amelyek lehetőséget adnak a pontos mérésre, a belvizek mozgásának nyomon követésére, továbbá előrejelzési lehetőségeket is magukban hordanak. Ezenkívül a geoinformatikai feldolgozások segítségével számszerűsítve is meghatározhatjuk az Alföld természetes vízfelületeinek csökkenését is (Rakonczi-Kovács, 2000), ami ugyan komplex folyamat, de nem vitatható ebben az emberi tevékenység jelentős szerepe.

Az *aszály* az éghajlat természetes összetevője, amely rendszertelenül, de visszatérően sújtja hazánk gazdaságának számos területét. Az aszály elsődleges oka a rendelkezésre álló víz korlátozott mennyisége. Az aszály szó mind a természettudományos értekezésekben, mind a köznapi beszélgetésekben gyakran használt kifejezés, amennyiben a gyakran előforduló krónikus nedvességhiányról esik szó. A vízhiányt kiváltó ok minden esetben a viszonylag tartós, gyakran hónapokig fennálló olyan meteorológiai helyzetekben gyökerezik, amelyek során a lehullott csapadékmennyiség – legtöbbször jelentős mértékben – elmarad az éghajlati átlagtól.

Az aszály a szárazság következménye, vagyis az aszálynak a szárazság csak az egyik fontos komponense. Az aszály kialakulásához ezenkívül számos más tényező is hozzájárul: a nem megfelelő talajművelés, a fajtakiválasztás, az elővetemény, a környezeti feltételeket elhanyagoló tápanyag-gazdálkodás, stb. Mindebből látható, hogy a szárazság meteorológiai, az aszály pedig agronómiai fogalom (Szász, 1988).

Az aszály súlyosságát a nedvességhiány mértéke és tartama, valamint az érintett terület kiterjedése jelzi. Erősségét befolyásolja időzítése (bekövetkezésének évszaka, késedelem a csapadékos időszak kezdetében, a csapadék mennyisége a vetemények fenofázisainak adott periódusaiban), valamint a csapadék hatékonysága (azaz a csapadék-intenzitás és a csapadékhullás gyakorisága).

Az aszály definícióját az egyes tudományágak másként értelmezik. Valamennyi megközelítés és definíció közös eleme, hogy az aszály vízhiányhoz kapcsolódik. Magyarország éghajlati feltételei között aszályhelyzetben általában a szokásosnál kevesebb csapadék nagy gyakorisággal az átlagnál magasabb hőmérséklettel és alacsony légnedvességgel párosul. Amennyiben ez az időjárási helyzet a szokásosnál sokkal hosszabb ideig áll fenn, s a vízhiány jelentős mértéket ér el, a természetes vízutánpótlás csekély volta miatt ezt az állapotot azonosítjuk az aszályal (Bussay et al., 1998).

A leginkább érintett négy tudományterület – a meteorológia, a hidrológia, az agronómia és az ökonómia – az aszály eltérő következményei alapján különböző nézőpontból és eltérő megközelítés alapján vizsgálja e kérdést.

A leggyakoribb aszálytípusok a következők (Bussay et al., 1998a):

Meteorológiai aszály

Ha egy viszonylag hosszú időszak alatt az éghajlati átlagnál lényegesen kevesebb csapadék hullik. A csapadék-anomáliát rendszerint – de nem kötelező érvénnyel – a potenciális párolgással vagy a talajnedvesség-hiánnyal együttesen vesszük figyelembe,

mert utóbbi esetben a mezőgazdasági, s azon keresztül a társadalmi-gazdasági hatások reálisabban becsülhetők.

Hidrológiai aszály

A vízkészletek jelentős mértékű beszűkülésében megnyilvánuló jelenség. Ez a folyók csökkent vízhozamában, a tavak és víztározók alacsony vízállásában, a talaj kiszáradásában, a talajvíz mélyebbre szállásában, valamint a karsztvíz-szintek és forráshozamok csökkenésében mutatkozik meg.

Mezőgazdasági aszály

A fogalom alatt a vízhiánynak a növénytermesztésre és/vagy az állattenyésztésre gyakorolt kedvezőtlen hatását értjük, amely termelési veszteségekben jelentkezik. A mezőgazdasági aszályt többnyire a hosszabb ideig fennálló, jelentős mértékű talajvízhiánnyal azonosítjuk. A mezőgazdasági aszály tovább osztályozható a kiváltó okok alapján talaj-, légköri- és fiziológiai aszályra. Az éghajlati vízhiány – mely számos hazai növényfaj termesztésének egyik legfontosabb limitáló tényezője – általában 10-15 %-os termés kiesést okozhat, de rendkívüli aszályok esetén ez meghaladhatja az 50 %-ot is (Nemes, 1993).

Gazdasági-, ökonómiai aszály

A gazdasági élet valamely területén, vagy annak egészére vonatkozóan a vízhiány által okozott károk pénzben kifejezett értékét értjük.

A XIX. század, de talán minden idők legnagyobb – katasztrofális következményekkel járó – aszálya 1863-ban sújtotta az Alföldet (Érkövy, 1863). A XX. században az 1904., az 1935. és az 1952. évi aszály, valamint az 1990-es évek első felében (1990-ben, 1992-ben és 1993-ban) bekövetkezett aszályok voltak a legerősebbek, de ide sorolhatjuk az alföldi viszonylatban egyforma erősségű 1950. és 2000. évi aszályokat is (Pálfai, 2001). Figyelembe véve az Alföld 45 ezer km²-es hazai területét – s az ezen belüli mintegy 3,2 millió hektáros mezőgazdasági területet, megállapíthatjuk, hogy az Alföldön az aszály kb. hasonló gyakorisággal fordul elő, de többszörösen nagyobb területet érinthet, mint a belvíz (Pálfai, 2001). Az Alföld térségében megjelenő aszály maradandó károkat okoz a mezőgazdasági termelésben. Az itt tapasztalható károk 36 %-át a szárazság eredményezi, ezt követik a jégesős időszakok, az árvíz, majd a fagy (Dunay és Czakó, 1987).

2.1.3. A XX. század éghajlati tendenciái az Alföldön

A XX. század folyamán a hőmérsékletnek egy emelkedő tendenciája ismerhető fel mindhárom alföldi főállomás (Debrecen, Kecskemét és Szeged) homogenizált hőmérsékleti adatsorában. A homogenizált adatsorokhoz tartozó trendérték Debrecennél $0,57\text{ }^{\circ}\text{C} / 100\text{ év}$; Kecskeméten $0,62\text{ }^{\circ}\text{C} / 100\text{ év}$; Szegedre pedig $0,60\text{ }^{\circ}\text{C} / 100\text{ év}$. A hazai adatok alátámasztják a globális eredményeket, bár azoknak inkább a felső tartományában helyezkednek el (Szalai és Szentimrey, 2001).

Az évszakos feldolgozás alapján nyáron szignifikáns hőmérsékletcsökkenés mutatható ki. A telek átlaghőmérsékletének trendje az Alföld területén nem éri el a statisztikailag kívánt határértéket. A tél sajátosságában elsősorban a gyakori anomáliákat kell kiemelni, amik elsősorban az 1981-2000 közötti 20 év során jelentkeztek. Megállapítható, hogy a legnagyobb hőmérsékleti anomáliák decemberben és februárban következtek be, ami a tél tartamában nagyfokú ingadozást okozott. A további vizsgálatok megállapították, hogy átlagban az említett okok folytán a telek – enyhülésük révén – rövidülnek. Jóllehet ez nem állandósult, azonban gyakran tapasztalható és bizonyított jelenség az elmúlt 25 évben. A tél rövidülése a tenyészidőszak tartamának hosszabbodását jelenti (Szász, 1997).

A csapadék évi összegének alakulása klimatológiai szempontból az egyik legfontosabb kérdésnek tekinthető. Hazánkban 16 pontjáról – melyek közül 8 alföldi állomás – rendelkezünk 120 éves csapadék megfigyelési sorozattal (Sopron, Szombathely, Zalaegerszeg, Keszthely, Magyaróvár, Pápa, Pécs, Baja, Kalocsa, Kecskemét, Szeged, Szarvas, Túrkeve, Debrecen, Nyíregyháza, Budapest). E 16 állomás alapján meghatározható a csapadék évi átlagos összegeinek időrendi sora. Az idősorok átlagában közel 40 mm-es csapadékcsökkenés állapítható meg, amely igen jelentős. A csökkenés üteme azonban nem zavartalan. Az 1940-es években a csökkenés megáll és egy erőteljesebb emelkedés ismerhető fel. Kisebb mértékű, de hasonló jelenség alakult ki az 1960-70-es években, onnan kezdve viszont a csökkenés monoton (Molnár, 1994). Domonkos et al. (2001) eredményei szerint a XX. század során a csapadékösszeg egyértelmű csökkenése főként kora tavasszal és kora ősszel figyelhető meg.

Az éves csapadékösszegek valószínűségi eloszlása a gamma-eloszlással írható le. Ennek az a jellegzetessége, hogy az eloszlás aszimmetrikus, vagyis a kis csapadékok lényegesen gyakrabban következnek be, mint a nagy csapadékok. Ennek pedig rendkívül nagy a jelentősége. Ugyanis a kis hatékonyságú kis csapadékok túlsúlya a közepes és nagy csapadékokkal szemben a szárazságra, aszályra való hajlamot bizonyítja. Nemes kutatásai

szerint (1995) a téli félévi csapadékösszegek szignifikáns csökkenést mutatnak, különösen az 1980-as évek közepén, végén. A csökkenő tendencia általános következményeként a talajok a tavasz elejére kevésbé tudnak feltöltődni. Ha e tendencia együtt jár a nyári csapadékok csökkenésével, akkor a talaj kiszáradásának veszélye tovább növekszik. Az alföldi hosszú sorozatú adatok vizsgálata szerint a nyári félév csapadékösszegeiben is túlnyomórészt csökkenő tendencia mutatható ki a XX. század során.

Maga az éghajlat több paraméteres rendszer és ebből következik, hogy az éghajlatváltozás a különböző elemek egyidejű alakulásából ismerhető fel a leghatározottabban. Általában a hőmérséklet és a csapadék egyidejű alakulását érdemes a vizsgálatok középpontjába állítani. A hőmérséklet emelkedésével – de még inkább a csapadék csökkenésével – egyidejűleg a száraz jelleg megerősödik. A hőmérséklet és a csapadék idősorainak ilyen értelemben vett összehasonlítása alapján megállapítható, hogy az Alföldön jelentős mértékben fokozódik az arid jelleg. Tar (1992) kutatásai szerint a meleg-száraz évek 10 éven belüli gyakorisága évtizedenként 0,3-0,6 évvel nőtt az 1901-1990-es időszak során. Szinell et al. (1998) részletesen vizsgálták az aszályos időszakok hazai bekövetkezését 1881-1995 között. Eredményeik rámutatnak arra, hogy az aszályos időszakok gyakorisága minden hónapban növekvő tendenciát jelzett. A közepes, valamint az erős aszályok leginkább az ország keleti, délkeleti részén alakulnak ki. Domonkos et al. (2000) grafikusán ábrázolták a XX. század éveinek nyári csapadékösszeg- és középhőmérséklet adataiból meghatározható nedves-hűvös, nedves-meleg, átlagos, száraz-hűvös és száraz-meleg kategóriákat. Az 1901-1999 közötti időszakba tartozó évek rangsora alapján besorolták az éveket az egyes kategóriákba. Eredményeik szerint a legtöbb év a nedves-hűvös, az átlagos és a száraz-meleg kategóriákba estek. E jelenség azzal magyarázható, hogy a szárazabb nyarak általában melegebbek, a csapadékosak pedig többnyire hűvösebbek a sokévi átlagnál.

Ha szembeállítjuk egyrészt a lehullott csapadék mennyiségét, másrészt a levegő hőmérséklete és a relatív nedvességtartalom által meghatározott potenciális párolgást, eredményként eljutunk a klimatikus vízmérleghez. A legnagyobb klimatikus vízhiány a Délkelet-Alföldön alakult ki, nagysága jelentősen meghaladta a 350 mm-t (Magyarország Nemzeti Atlasza, 1989).

A negatív klimatikus vízmérleg, valamint a párolgás (hőmérséklet) és a csapadék ellentétes irányú tendenciáiból következő arányváltozása megmagyarázza a talajnedvesség csökkenő tendenciáját. A talajnedvesség-csökkenés elsősorban a mélyebb talajrétegekben állandósul. A talaj felső 1-1,5 m-es vastagságú rétegét a téli-tavaszi csapadék átnedvesíti, azonban ezt a nedvességkészletet a tartós szárazságok alatti intenzív párolgás felemészti.

Jóllehet a talajvízből jelentős mennyiségű nedvességekészlet jut a felső talajrétegbe a kapilláris vízemelés útján, azonban ez a felemelt vízmennyiség nem képes ellensúlyozni a nyári nagyfokú kiszáradást. Ennek az a következménye, hogy a mintegy 2 m-es mélységben egész éven át – néhány esettől eltekintve – száraz réteg helyezkedik el, amely elkülöníti a felső és alsó talajrétegek vízforgalmát. Az 1991-2000 közötti időszak legnagyobb részében az állandósult száraz réteg kialakulása súlyos problémát jelentett, ugyanis ez nagymértékben veszélyeztette a nyári növények zavartalan fejlődését, illetve azok termésének mennyiségét.

2.1.4. Az Alföld éghajlata és a globális klímaváltozás

Napjainkban egyre növekvő aggodalom kíséri az iparosítás óta megfigyelt klímaváltozásokat.

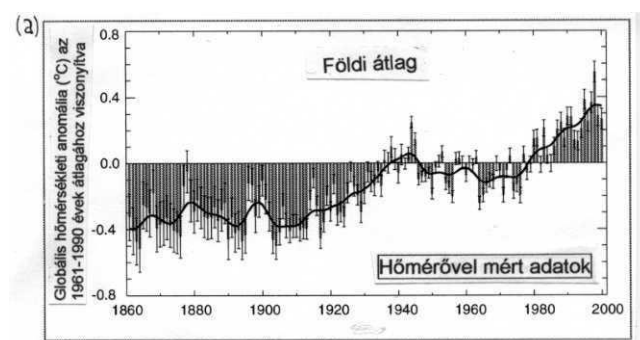
A globális klímamodellek szerint a várható üvegházgáz- (szén-dioxid, metán, dinitrogén-oxid, halogénezett szénhidrogének) és aeroszol-koncentrációk esetén az éghajlat fokokban kifejezhető változás, melegedés előtt áll. Minden számítás arra mutat, hogy e gázok légköri koncentrációjának várható jövőbeni alakulása növelni fogja a Föld átlaghőmérsékletét, sőt a bizonyítékok ma mérlegelhető egyensúlya alapján úgy tűnik, hogy már eddig is kimutathatóan megemelte azt (IPCC, 2001).

Az előttünk álló lehetséges éghajlatváltozás abban különbözik minden korábbtól, hogy egyrészt a változásban az emberi tevékenység is szerepet játszik, másrészt a változás intenzitása minden korábbit meghaladó léptékű lehet. Az emberi tevékenységből eredő hatások mellett természetesen továbbra is érvényesülnek a természetes eredetű hatások is (pl. naptevékenység, vulkántevékenység). Ezért a jövő éghajlatát tekintve az alapvető kérdés az, hogy az emberi tevékenység által kiváltott hatások milyen természetes hatásokkal párosulnak: erősítik vagy gyengítik egymást.

Az Éghajlatváltozási Kormányközi Testület (IPCC) 2001 januárjában elkészült harmadik beszámolója szerint a XX. század folyamán a globális felszínhőmérséklet $0,6 \pm 0,2$ °C-kal emelkedett az 1961-1990 közötti időszak átlagához viszonyítva (2.2. ábra).

Az eddigi vizsgálati eredmények azt valószínűsítik, hogy az északi félgömbön az elmúlt 1000 év legmelegebb éve (1998), a legmelegebb évtizede (az 1990-es évek), illetve az egy évszázad alatti (XX. század) legnagyobb melegedés mértéke mind az időszak végén következtek be. A kialakult melegedés mintegy két héttel csökkentette az északi félteke mérsékelt és magas szélességein a tavi és folyami jégtakaró fennmaradásának időtartamát (a XX. század folyamán), 10-15 %-kal a tavaszi és nyári tengerjég területét (1950 óta) és globálisan 10 %-kal a hóval borított területek kiterjedését (az 1960-as évek vége óta). Ezek

együttes hatásaként (hóolvadás és a meleg okozta térfogat-növekedés) a tengervíz szintje mintegy 0,1-0,2 m-t emelkedett a XX. században (IPCC, 2001).

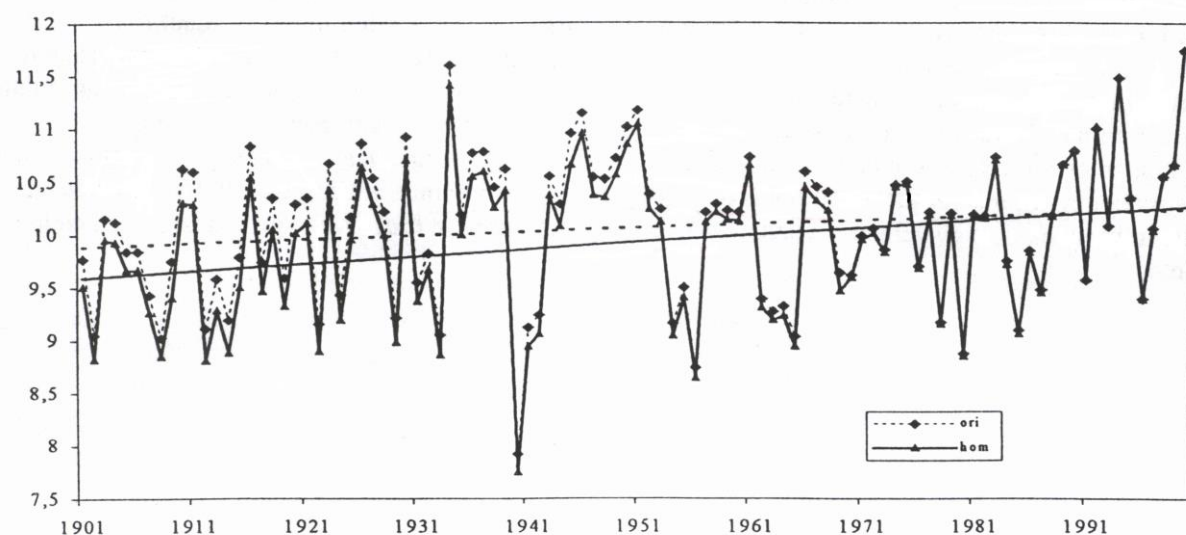


2.2. ábra

**A felszín közelében (2 m magasságban) hőmérővel mért
léghőmérséklet alakulása földi átlagban**

(Forrás: IPCC, 2001: Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of WGI to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (Houghton J.T. et al., eds., Cambridge University. Press)

Ami pedig hazánkat illeti, a XX. századi hőmérsékleti sorok melegező tendenciát jeleznek (2.3. ábra). Ez a tendencia – részben az utóbbi meleg évek hatására – helyenként már túl is szárnyalja a globális 0,4-0,8 °C-os intervallumot (Szalai és Szentimrey, 2001).



2.3. ábra

**A 10 magyarországi főállomás adataiból számított nem-homogenizált (ori)
és homogenizált (hom) évi középhőmérsékleti átlagsor
az illesztett lineáris trendvonalakkal, 1901-2000**

(Forrás: Szalai Sándor és Szentimrey Tamás, 2001: Melegedett-e Magyarország éghajlata a XX. században? Dr. Sen. Berényi Dénes születésének centenárius jubileumi tudományos ülése. Szerk.: Dr. Szász Gábor, 2001. DE – MTA – OMSZ)

A globális felmelegedés témakörének gyakorlati szempontból talán az egyik legfontosabb kérdése, hogyan változik az egyes térségek, országok éghajlata. A globális felmelegedés regionális sajátosságai ugyanis – az éghajlati rendszer belső folyamatainak késleltető és térbeli újraelosztó szerepe miatt – nem egyszerre és nem azonos módon jelentkeznek az egyes térségekben.

A globális éghajlatváltozás előrejelzésében a fő szerepet az 1980-as évek közepétől az általános cirkulációs modellek (GCM) játsszák. A globális éghajlati modellek, az ezeken alapuló éghajlati scenáriók (éghajlati forgatókönyvek) az emberi tevékenységek hatását az üvegházgázok és az aeroszolok sugárzásra gyakorolt hatásán keresztül veszik figyelembe. A prognózisokat azonban számos bizonytalansági tényező terheli. További probléma forrás a modellek korlátozott térbeli felbontása.

A globális modellek mai lehetőségei és a hatásvizsgálatok igényei közötti különbséget napjainkban a modell-válaszok ún. leskálázásával szokás áthidalni. Ez az eljárás valamiképpen kapcsolatot teremt a globális klímamodellek talán már megbízható, kb. kontinensnyi tér- és évszakos időbeli léptékű skálái, és a gyakorlati felhasználás számára szükséges tér- és idő-léptékű adatsorok között.

Hazánk vonatkozásában a klímaváltozás kockázatának megítélésekor lényeges, hogy a Kárpát-medence a nedves óceáni, a száraz kontinentális és a mediterrán éghajlati régiók határán helyezkedik el. E határzónában az éghajlati övek kisebb eltolódása is odavezethet, hogy országunk „átcsúszik” a három hatás valamelyikének uralma alá.

Egy kisebb (0,5-1 °C-os; 2001-2010 közötti időszakra), illetve egy nagyobb mértékű (1-4 °C-os; 2021-2120 közötti időszakra) globális felmelegedés modellszámításai alapján (Mika, 2002) – melyek részben az Alföldre vonatkoznak, részben országos érvényűek – megállapítható, hogy a globális hőmérséklet-emelkedés hatására a hazai éghajlat szárazabbá és napfényben gazdagabbá válik, legalábbis a melegedés kezdeti néhány évtizedében. Később a nedvesség-ellátottság javul, s évszakonként eltérő fázisban megközelíti, később felül is múlja a mai állapotot (2.1. táblázat).

Az előrejelzett klímaváltozás – jelen esetben a csapadék és a párolgás megváltozása – egyebek mellett módosítja a talaj nedvességtartalmát és a talajvízkészletet. A hazai vizsgálatok egyik legfontosabb eredménye, hogy az északi félgömbi átlaghőmérséklet 0,5 °C-os emelkedése esetén az aszályos hónapok gyakorisága csaknem 60 %-kal (0,8 hónap/év) nő (Mika, 1988).

2.1. táblázat
A hőmérséklet és a csapadék hazánkban várható változása
adott globális melegedés esetén

globális változás (°C)	+ 0.5	+ 1	+ 2	+ 4
helyi változás (°C)				
hőmérséklet (°C): nyár / nyári félév	+ 1,0	+ 1,3	+ 2	+ 4
hőmérséklet (°C): tél / téli félév	+ 0,8	+ 1,7	+ 3	+ 6
csapadék (mm): évi összeg	– 40	– 66	bizonytalan	+40; +400

A globális melegedéssel szárazabbá válás tendenciáját megerősítették az ELTE Meteorológiai Tanszéke leskálázási kutatásai (Bartholy et al., 1999; Weidinger et al., 2000) is, amelyek a nagytérségű cirkuláció európai tipizációján és az ezekhez tartozó feltételes klimatológián, valamint a típusokon belüli autokorreláció figyelembe vételén alapultak. Az eljárások különbséget mutattak ki a csapadék gyakorisága és az egyes csapadék-eseményeknek (a cirkuláció módosulával várható) vízhozama között. Míg az előbbi statisztikus eljárás inkább a kezdeti, kisebb globális klímaváltozáshoz teremt kapcsolatot, addig a cirkulációs eljárás – megbízható részletes nyomás-változást feltételezve – nagyobb melegedésre is alkalmazható.

Mindkét statisztikai eljárás regionális eredményét ugyanakkor fenntartással kell kezelnünk, mert mindkettő feltételezi bizonyos múltban számszerűsített kapcsolatok jövőbeli alkalmazhatóságát, azaz érvényben maradását. A probléma gyökere, hogy mire a fizikai törvények teljes körének bevonásával megfelelő felbontásban meg tudnánk vizsgálni, hogy a statisztikai kapcsolatokat milyen folyamatok eredményezik, s azok fennmaradnak-e a jövőben, addigra valószínűleg közel jutunk a teljes éghajlati rendszer globális modellezéséhez, aminek következtében a statisztikus leskálázás háttérbe szorul.

2.2. A NÖVÉNNYEL BORÍTOTT FELSZÍN VÍZMÉRLEGÉNEK ÉGHAJLATI JELLEMZÉSE

2.2.1. A vízmérleg komponensei

A mezőgazdaság és ezen belül is a növénytermesztés számára fontos a talaj nedvességtartalmának ismerete, térbeli eloszlása, időbeli változása, mert a termőföldek nedvességtartalma egyrészt meghatározza a növények növekedését, fejlődését, a várható termés mennyiségét és minőségét, befolyásolja a termőföldek géppel való járhatóságát,

művelhetőségét, másrészt pedig – mint komplex mutató – jól felhasználható az éghajlat változékonyságának, ingadozásának vizsgálatához.

A talajnedvesség-mérésekben rejlő bizonytalanságok, az adatok összegyűjtésének, feldolgozásának és elemzésének hosszadalmas volta a mért adatokat alkalmatlanná teszi a naprakész információ-szolgáltatás számára. A feladat megoldását a számítási modellek teszik lehetővé. Segítségükkel napról napra nyomon követhető a párolgás és a talajnedvesség alakulása, megadhatók a termesztett növények vízfogyasztásának jellemzői, ezáltal az éghajlat-növény kapcsolat, elemezhetők az éghajlat-ingadozás okozta hatások, s következtetéseket vonhatunk le az éghajlat esetleges egyirányú változásainak következményeiről. A magyar agrometeorológiai gyakorlatban a Dunay (1980, 1988) által kifejlesztett operatív talajnedvesség modell honosodott meg, ami Tölgyesi (1989) számítógépes programjával és rendszerezésével biztosítani képes az ország egész területét lefedő talajnedvesség-állapot információ-szolgáltatást.

A szimulációs modellek a vízháztartás alapegyenletére alapozva adják meg a talajnedvesség változását, vagyis a mezőgazdasági művelés alatt álló sík terület vízháztartását:

$$W = W_0 + P - E, \text{ ahol} \quad (2.1.)$$

W : egy tetszőlegesen kiválasztott időszak végén a talajrétegben lévő vízkészlet (mm)

W_0 : egy tetszőlegesen kiválasztott időszak kezdetén a talajrétegben lévő vízkészlet (mm)

P : az időszak során lehullott csapadékmennyiség (mm)

E : az időszak során a talaj vízkészletéből elpárolgott vízmennyiség (mm)

A talaj nedvességtartalmában bekövetkező tér- és időbeli változások vizsgálatánál lényegi elem a párolgás, így a következőkben összefoglaljuk a magyar szakirodalomban meglévő, s a nemzetközi gyakorlattal összhangban álló alapfogalmakat (Erdős, 1967; Antal, 1968; Varga-Haszonits, 1987; Szász és Tőkei, 1999; Burman and Pochop, 1994).

Evaporáció (párolgás)

Az élettelen felszín egységnyi felületéről időegység alatt elpárolgó víz mennyisége. A meteorológiai (agrometeorológiai) gyakorlatban az időegység 1 nap, a felületegység pedig 1 m².

Transzspiráció (párologtatás)

Egyrészt értjük alatta azt a folyamatot, amelynek során a növények felületén a folyékony halmazállapotú víz gázneműbe megy át, s a növényfelületet körülvevő levegőbe áramlik. Másrészt jelenti a folyamat során a növényből eltávozott víz mennyiségét, azaz egy – a növényállomány felett – elképzelt felületen átáramló vízgőz mennyiségét.

Evapotranszspiráció

Kombinált folyamat, amely a növényállománnyal borított talajfelszín párolgását, azaz a csupasz (élettelen) felszín, valamint az élő (növényi) felszín együttes párolgást jelenti.

Potenciális párolgás

A vízutánpótlásban nem korlátozott felszín párolgását potenciális párolgásnak nevezzük. A szabad vízfelszín párolgása minden esetben potenciális. Amennyiben növényállománnyal borított felszínre értelmezzük a folyamatot, szokás potenciális evapotranszspirációról beszélni. Ebben az esetben is a korlátlan vízutánpótlású talaj és a rajta található – mindennemű fertőzéstől és tápanyaghiánytól mentes – növényállomány párologtatását (s természetesen az állományt körülvevő talaj párolgását) értjük alatta. A növény fejlődése, tömegének gyarapodása szorosan összefügg a vízfogyasztással. A vízfogyasztásnak kijelölhető egy olyan értéke, amelynél nagyobb a növény számára nem szükséges, de amelynél kisebb a növény fejlődését korlátozza. Ez az érték jelenti az optimális vízfogyasztást és ez tekinthető a növény vízigényének.

Tényleges evapotranszspiráció

A növényállomány párolgását értjük alatta. Ezt korlátozza a talajállapot, a növény saját egészségi állapota és a tápanyag-ellátottság. Szokás aktuális párolgásnak is nevezni. A növényállomány vízfogyasztása azonos a tényleges evapotranszspirációval, s mértéke a talajnak a növény számára hasznosítható nedvességtartalmától függ.

Kádpárolgás

A meteorológiai gyakorlatban a leginkább elfogadott párolgásmérő eszközt – a vízzel töltött, s a szabadba kitett edényt – párolgásmérő kádnak nevezzük. Az – ebből az edényből időegység alatt – elpárolgott víz mennyiségét nevezzük kádpárolgásnak. Számos párolgásmérő kád ismert. Mivel a párolgás folyamata – s ennek megfelelően az elpárolgott víz mennyisége – függ a kád hőháztartásától (amit annak felépítése és elhelyezése nagymértékben meghatároz), a kádpárolgást nem tekinthetjük azonosnak a potenciális párolgással.

2.2.2. A talajnedvesség számítási és mérési módszerei

A talaj nedvességtartalmának egy tetszőlegesen kiválasztott időszak végére vonatkozó meghatározása során a vízmérleg vízbevételei oldalán szereplő csapadékmennyiség területi értéke a kellő sűrűséggel felállított csapadékmérő hálózat mérései alapján megfelelő pontossággal megadható. A párolgás területi értékeinek – hálózatszerű mérések útján történő – meghatározása igen bonyolult, nehezen kivitelezhető feladat. A talaj párolgási vízvesztésének meghatározása nem egyszerű feladat, mert csak indirekt úton, vagy más paraméterek (potenciális párolgás, evaporáció, transzspiráció, potenciális-, illetve tényleges evapotranszspiráció) szintézise alapján közelíthető meg (Tölgyesi, 1993).

Míg a meteorológiai gyakorlatban általánosan elfogadott eszköz áll rendelkezésre a csapadék mérésére, addig a párolgás meghatározására nincs egyértelműen elfogadott mérési eljárás. Tekintettel arra, hogy az elpárolgott víz mennyisége nagymértékben függ a légköri állapotváltozóktól, több számítási eljárás ismeretes a potenciális párolgás meghatározására (Antal, 1968; Dunay et al., 1968; Szász, 1973).

A párolgás értékének számítását bonyolítja, hogy mértéke nemcsak a légköri viszonyoktól, hanem a párolgó felszín anyagi minőségétől is függ. Így akár a mérési, akár a számítási eljárásoknál figyelemmel kell lenni a párolgó felület milyenségére is.

A víz a szabad vízfelszínről, a talajról, s a növényállományról kerülhet a légkörbe.

A párolgás mérése során rendszerint nem a ténylegesen párolgó felszínről eltávozó víz mennyiségét próbálják megmérni, hanem valami egyszerűbben mérhető mennyiség mérésére vezetnek vissza a problémát. A párolgás mérésének legegyszerűbb módja a szabad vízfelszínről eltávozó víz mennyiségének meghatározása, amit az ún. párolgásmérő kádak segítségével végeznek el. Ez utóbbiaknak több típusa is ismert és használatos. A leginkább elterjedt típus az amerikai fejlesztésű ún. „A”-kád, melyet a Meteorológiai Világszervezet referencia műszernek tekint (Dunkel, 2000).

A szabad vízfelszín párolgásának meghatározása mellett sokkal inkább érdekes lehet a növényállomány párolgásának meghatározása. A gyakorlatban a növényel borított talaj természetes nedvességforgalmának vizsgálata a liziméter segítségével történik. A növényállománnyal borított felszín párolgásának meghatározása sokkal több problémát vet fel, mint a szabad vízfelszín párolgása. A liziméterek egy speciális típusát képviselik az ún. evapotranszspirométerek, vagy más néven kompenzációs liziméterek (Domokos, 1978).

A növényállománnyal borított felszín párolgásának mérése nagyon bonyolult és időigényes feladat. Bármilyen módszerrel kapott eredmény rendszerint hely- és időfüggő,

valamint fajta-specifikus. Azaz az eredmények nagymértékben kötődnek a kísérleti helyhez, s emiatt nehezen vihetők át másik helyre. A kérdést tovább bonyolítja, hogy gyakorlatilag sosem áll rendelkezésre elegendő mennyiségű statisztikai adat (pl. egy egynyári növény esetében egy év egy kísérlet). A növény fejlődése során folyamatosan változik, s ennek megfelelően az egy éven belüli napok közül csak néhány tekinthető azonos statisztikai populációból származónak. További gondot okoz a jellegzetesen eltérő időjárású év. Az aszályos év mintáiból származtatott következtetés nem feltétlenül vihető át egy az egyben egy másik évre, vagy nem feltétlenül kezelhető közösen a csapadékos év mintáiból származtatott eredménnyel.

A növényállománnyal borított felszín párolgásának, az evapotranszpirációnak a meghatározására nagyon sokféle mérési és számítási eljárás ismert (Antal, 1968; Varga-Haszonits, 1969; Dunay, 1980; Posza et al., 1983; Varga-Haszonits et al., 1990). Ezek a módszerek azonban egyetlen pontra vonatkoznak. A gyakorlatban viszont nagy területre meghatározott párolgás értékre van szükség. Utóbb kidolgoztak egy távérzékelésen alapuló eljárást, amely alkalmas a területi párolgás napi összegének meghatározására, továbbá arra, hogy a korlátozó tényezők (felhős időjárás) mellett a területi párolgás értékét nagy térségre (hibahatáron belül) megadja, s folyamatos alkalmazás esetén aszályhelyzet-figyelőként működjön (Dunkel et al., 1990; Dunkel, 2000).

2.2.3. A talajnedvesség idősorok közvetett jellemzői: a hidrometrikus és aszály-indexek

Az aszály megjelenése napjaink fenyegető globális és lokális problémája. Az érintett országok komoly erőfeszítéseket tesznek az aszály megelőzésére, illetve a hatásait minimalizáló stratégiák kidolgozására. Közülük élen jár az Amerikai Egyesült Államok, ahol a Nebraska-Lincoln Egyetemen működő National Drought Mitigation Center segíti az érintetteket abban, hogy olyan intézkedéseket fejlesszenek ki és hajtsanak végre, amelyek csökkentik a társadalom sebezhetőségét az aszályllyal szemben (www.drought.unl.edu). A központ előtérbe helyezi a megfelelő felkészülést és a kockázat kezelését – sokkal inkább, mint a válság menedzselését. Az USA-ban – a statisztikák szerint – átlagosan 22 évenként (3-4 év pontossággal) lép fel súlyos aszály, amely a legkomolyabban a Prérit és a középnyugati államokat sújtja. Az 1930-as évek pusztító aszálya – melynek során a Nagy Síkság kiterjedt területeit Poros Medencének („Dust Bowl”) hívták – csupán egy példa erre. Archeológiai tanulmányok, valamint a hosszú tartamú mezőgazdasági följegyzésekből származó statisztikák azt mutatják, hogy a kontinens délnyugati részén élő indiánok az

ismétlődő aszályok miatt már az 1300-as – 1400-as években fölthagytak a mezőgazdasági műveléssel és soha többé nem tértek oda vissza.

Mind a természeti, mind a társadalmi-gazdasági megközelítések esetében is elsődleges fontosságú az aszály konkrét számszerűsítése. A legegyszerűbb és a legelterjedtebb megoldás a csapadékhány jellemzése, ugyanakkor általánosan elterjedt a különböző aszályindexek használata, amelyek segítségével az aszály térbeli és időbeli kiterjedése, súlyossága meghatározható. A szakirodalom számos aszályindexet említ meg. Ezek lehetnek: csapadék indexek, csapadék anomália index, relatív csapadékmennyiség / csapadékösszeg, standardizált csapadék anomália index, mérleg-indexek, vízmérleg-indexek, talajnedvesség indexek, illetve hidrológiai szempontú és különféle ariditási mutatók.

A következőkben bemutatunk néhány külföldi szakirodalomban megtalálható – az aszály jellemzésére kifejlesztett – indexet, s röviden jellemezzük ezeket.

Termény Nedvességi Index (CMI = Crop Moisture Index)

A Termény Nedvességi Index (CMI) meteorológiai információkat használ a termés hétről hétre történő monitorizálására. Az indexet Palmer (1968) fejlesztette ki az általa 1965-ben létrehozott PDSI (Palmer Drought Severity Index = Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index) számítása során alkalmazott eljárásokból. Míg a PDSI hosszú tartamú száraz és nedves időszakok kimutatására alkalmas, a CMI abból a célból készült, hogy a rövid tartamú időszakok nedvesség-feltételeit értékelje a jelentősebb mezőgazdasági termőközetekben. Az index minden egyes hét középhőmérsékletét és csapadékösszegét, valamint az előző hét CMI értékét veszi alapul. A CMI gyorsan reagál a megváltozott feltételekre. Az indexet hely és idő szerint súlyozzák úgy, hogy a heti CMI értékeit tartalmazó térképek felhasználhatók legyenek különböző helyek nedvesség-feltételeinek összehasonlítására.

Felszíni Vízkészlet Index (SWSI = Surface Water Supply Index)

A Felszíni Vízkészlet Indexet Shafer és Dezman (1982) fejlesztették ki abból a célból, hogy kiegészítsék a PDSI-t a termények nedvesség-feltételeinek tanulmányozásával Colorado állam területén. A Shafer és Dezman által kifejlesztett SWSI a felszíni víz paramétereinek egy indikátora, s úgy jellemezték az indexet, mint „hegyvidéki víztartalom-függő”, melyben a hegyvidéki hótartalom jelentős komponensnek számít. Az SWSI kifejlesztésének az volt a célja, hogy a vízháztartási és éghajlati jellemzőket egyetlen – a PDSI-hez hasonló – indexbe egyesítse minden nagyobb folyó vízgyűjtő medencéjére Colorado állam területén (Shafer and Dezman, 1982). Az index értékeket standardizálták a medencék közötti könnyebb összehasonlításuk végett. Az input adatok a következők: hótartalom, a folyó áramlási

sebessége, csapadékmennyiség, a rezervoár víztartalma. Mivel az SWSI évszak-függő, ezért kiszámításához télen csupán a hótartalmat, a csapadékmennyiséget és a rezervoár víztartalmát vették figyelembe. A nyári hónapokban a hótartalom helyett a folyó áramlási sebessége szerepel az SWSI egyenletében.

Talajjavítási Aszály Index (RDI = Reclamation Drought Index)

A Talajjavítási Aszály Indexet (RDI) nemrégiben fejlesztették ki, mint egy olyan eszközt, mely az aszály erősségének és tartamának a definiálására, továbbá az aszály kezdetének és végének az előrejelzésére alkalmas. Az RDI kifejlesztéséhez az ösztönzöt az 1988. évi Állami Talajjavítási és Aszály Támogatási Egyezmény (Reclamation States Drought Assistance Act) adta, mely lehetővé tette az USA államai számára, hogy támogatásért folyamodjanak a Talajjavítási Hivatalhoz (Bureau of Reclamation), hogy enyhítsék az aszálykárokat. Csakúgy, mint az SWSI-t, az RDI-t is adott folyó vízgyűjtő medencéjére számítják, s a következő komponenseket foglalja magába: csapadékmennyiség, hótartalom, a folyóvíz áramlási sebessége, s a rezervoár víztartalma. Az RDI abban tér el az SWSI-től, hogy egy hőmérséklet alapú komponenset épít be az indexbe. Az RDI minden térségre alkalmazható, s fő erőssége, hogy figyelembe veszi mind az éghajlati, mind a vízkészlet jellemzőket (Hayes, 1997).

Decilisek

A havi csapadékösszegeket decilisekbe rendezve egy újabb aszály-monitorizálási technikához jutunk. Ezt a módszert Gibbs és Maher (1967) fejlesztették ki. A módszer alkalmazásával a hosszú tartamú csapadék idősort tizedekre, azaz ún. „decilisekre” osztották. Az első decilis a csapadék idősor legkisebb 10 %-át tartalmazza. A második decilis nem lépi túl a csapadékmennyiségek legkisebb 20 %-át, stb. Definíció szerint az ötödik decilis a medián, mely nem haladja meg a csapadékmennyiségek legkisebb 50 %-át. Az egyes deciliseket a szerzők öt csoportba sorolták: 1-2. decilis (jóval a normál alatti – kisebb, mint 20 %); 3-4. decilis (normál alatti – a következő 20 %); 5-6. decilis (normál körüli – a középső 20 %); 7-8. decilis (normál fölötti – a következő 20 %); 9-10. decilis (jóval a normál fölött – a legmagasabb 20 %). A decilis módszert az Ausztráliai Aszály Figyelő Rendszer keretén belül vezették be. Kiszámítása viszonylag egyszerű, továbbá kevés adatot és kevesebb feltételezést igényel, mint a PDSI.

A hazai aszály-kutatásban alkalmazott indexek alkalmasak az aszály területi különbségeinek kimutatására, az egyes évek összehasonlítására, az aszály előfordulási valószínűségeinek meghatározására (Pálfai, 1990), illetve kapcsolat-vizsgálatokra is

(Koppány et. al., 1994, 1995, 1996). Valamennyi index jelzi (ha nem is egyenlő mértékben és azonos években), hogy a 2000. évet megelőző egy-másfél évtized gyakori súlyos szárazságai együttesen már eltérnek a korábbi évtizedek szokásos viselkedésétől. Az egyes indexek az aszály bizonyos aspektusait megfelelően reprezentálják, azonban a jelenség összetettsége miatt egyszerre több index egyidejű alkalmazása javasolt (Faragó et al., 1988).

A különféle aszály-típusok számszerűsítésére kidolgozott egyszerű és komplex indexek összehasonlításának kettős tapasztalata, hogy – noha az igazán súlyos aszályok majdnem mindegyik indexben megjelennek – rendkívül nehéz olyan indexet választani, amely a köztes eseteket is bevonva a legjobbnak lenne mondható.

A hazai szakirodalomban leggyakrabban a Pálfai-féle Index, a Standardizált Csapadék Index és a Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index elemzésekkel találkozhatunk.

A Pálfai-index (*PAI*) (Pálfai, 1984) egy olyan relatív mutatószám, mely főként Magyarországon és a Kárpát-medencében előforduló arid helyzetek jellemzésére alkalmas. Az egész mezőgazdasági évet egyetlen számértékkel jellemzi, amely egyaránt kifejezi a párolgási- (hőmérsékleti-) és a csapadékviszonyokat, mégpedig a növények időben változó vízigénye szerint, sőt a talajvízszint helyzetére is tekintettel van. Az ariditási index alapképletében (*PAI_o*) az áprilistól augusztusig mért léghőmérséklet átlagát osztjuk el az októbertől augusztusig tartó időszak havonta súlyozott csapadékösszegeinek összegével és szorozzuk 100-al. A havi csapadékösszegek súlyozására használt értékeket a tározódási viszonyokra és a növények időben változó átlagos vízigényére alapozták (Pálfai, 1991).

A legnagyobb súllyal a júliusi csapadék rendelkezik, mert ekkor igénylik a növények a legtöbb vizet, illetve ez a leginkább aszályra hajló hónapunk (2.2. táblázat).

2.2. táblázat
A *PAI_o* havi súlytényezői

hónap	súlytényezők
október	0,1
november	0,4
december-április	0,5
május	0,8
június	1,2
július	1,6
augusztus	0,9

Annak érdekében, hogy az index a *PAI_o* alapértéknél még érzékenyebben tükrözze az esetleges hidrológiai szélsőségeket, a következő korrekciós tényezők alkalmazására került sor:

- *hőmérsékleti tényező* (k_t): A júniusban és augusztusban előforduló forró napok (30 °C-ot elérő, illetve meghaladó maximum-hőmérsékletű napok) számát jelentő sokéves átlag. Magyarországon ez az érték 16 nap.
- *csapadék tényező* (k_p): A június közepétől augusztus közepéig terjedő időszakban a leghosszabb csapadékmentes, illetve minimális csapadékú napok számának sokéves átlaga (vagyis azon egymást követő napok számának sokéves átlaga, amelyeken a napi csapadék mennyisége nem haladja meg az 5-6 mm-t). Magyarországon ez az érték 20 nap.
- *talajvíz tényező* (k_{gw}): A novembertől augusztusig az adott területen mért átlagos talajvízszint sokéves átlaga (m). A korrekciós tényezőt síkvidéki területek esetében kell alkalmazni. Itt ugyanis a talajvíztükör helyzete, a megelőző évek időjárásától függő periodikus ingadozása is számottevően befolyásolja a termőtalaj nedvességi állapotát, s a növények vízellátottságát.

A Pálfi-féle index végső értéke (PAI) az alapérték korrigálásával határozható meg az alábbi összefüggés szerint:

$$PAI = k_t \cdot k_p \cdot k_{gw} \cdot PAI_o , \quad (2.2.)$$

ahol a korrekciós tényezők megegyeznek a fent ismertetettekkel.

A magyar tapasztalatok szerint az index küszöbértéke $PAI = 6,0$. Ennél kisebb értékek adott területen nedves éveket jeleznek, míg a nagyobb értékek a szárazság különböző fokozatait jelölik. A PAI értékek minősítését a 2.3. táblázat tartalmazza.

2.3. táblázat
A PAI értékek interpretációja

PAI	kategória
6- 8	mérsékelt aszály
8-10	közepes erősségű aszály
10-12	súlyos aszály
>12	rendkívül súlyos aszály

Az index felhasználható a különböző időszakok és különböző területek nedves, illetve száraz állapotainak összehasonlítására. Az index viszonylag egyszerűen számítható meteorológiai és hidrológiai adatokból, ezért praktikus lehet használni hosszú adatsorokat igénylő statisztikai vizsgálatokra.

Az Amerikai Egyesült Államokban az 1990-es években került kidolgozásra a Standardizált Csapadék Index (SPI), amely hamar népszerűvé vált. Az SPI kiszámítása (McKee et al., 1995; Edwards and McKee, 1997; Guttman, 1998; Hayes et al., 1999, 2000)

egyszerű, s kizárólag a havi csapadékösszegeken alapul. Az index kiszámításának elméleti háttere a következő: a csapadék éghajlati idősorai gamma eloszlást mutatnak, amelynek összegzett valószínűségi értékei normál eloszlássá transzformálhatók. Ezek az átranszformált értékek képezik az *SPI* aszályindex értékeit. A talaj nedvesség-állapota viszonylag rövid idő alatt reagál a csapadék-anomáliákra, míg a talajvíz, a vízfolyások vízhozama és a tározók vízmennyisége a hosszabb idejű csapadék-anomáliákat mutatja. Ezért a módszer 1 hónaptól 72 hónapig terjedő időskálán alkalmazható és a normálás miatt eltérő éghajlatú területek is összevethetők. Ebből adódóan az „*SPI*”-t követő szám az időablak hosszát jelzi. Például „*SPI*-6” hathavi standard csapadék indexre utal.

Az *SPI* kiértékeléséhez a 2.4. táblázatban szereplő kategóriák nyújtanak segítséget.

Aszály következik be azokban az esetekben, amikor az *SPI* értéke folyamatosan negatív, illetve az aszály intenzív szakaszába lép, amikor az *SPI* értéke -1,0 vagy ennél kisebb. Az esemény akkor ér véget, amikor az *SPI* értéke ismét pozitív lesz. Minden aszály eseménynek meghatározható tehát a kezdete és a vége, valamint intenzitása minden hónapban, ameddig az aszályos időszak tart.

2.4. táblázat
Az *SPI* értékek interpretációja

SPI	kategória
> +2,00	szélsőségesen nedves
1,5 – 1,99	nagyon nedves
1,0 – 1,49	mérsékeltlen nedves
0,99 – -0,99	megközelítőleg átlagos
-1,00 – -1,49	mérsékeltlen száraz
-1,50 – -1,99	nagyon száraz
< -2,00	szélsőségesen száraz

Az *SPI* világszerte kedvelt index, ami három okra vezethető vissza. Az egyik a nagyon egyszerű számítási mód, hiszen csak egyetlen változó, a csapadék havi adatsorát igényli, ami a legnagyobb területi sűrűségben megfigyelt éghajlati elem, vagyis a leginkább használható kis térségek viszonyainak elemzésére. A másik ok, az egyszerű tömeges számíthatóság, szemben például a Palmer-féle indexszel, ami pár száz soros programot igényel.

A harmadik okról részletesebben kell szólnunk, s ez a több hónap csapadékösszegének együttes kezelése, illetve ugyanennyi hónap sokévi átlagával és szórásával történő standardizálása. Ezen az úton tulajdonképpen egyetlen index helyett annyi indexet állítanak elő, ahány hónapig terjed az átlagolás, és azt választják az egyes komplex felszíni, vagy felszín alatti hidrológiai jelenségek jellemzésére, amelyik azzal a legjobb kapcsolatot mutatja (Bussay, et al., 1998b).

Bár a sokszorozódás nem jelent szigorúan véve annyi-szoros esélyt a véletlennek, ahány hónapig tart az összegzés, hiszen a kumulatív átlagok egymással is összefüggnek. Megítélésünk szerint azonban ezzel az a posteriori (a tények ismeretében történő) indexválasztással statisztikai értelemben nehezen ellenőrizhető helyzetet teremtünk, hiszen megsokszorozzuk a jó kapcsolat esélyét. Más szóval, e módszer használatakor én választom meg azt az x időablakot (SPI- x), amely a legszorosabb kapcsolatot mutatja a csapadék időbeli menetével. Statisztikailag hasonló problémára mutatott rá (Hamed et al., 1986) a periódus-elemzés utáni maximális hullám kiválasztásával kapcsolatban.

2.2.4. A Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index – vizsgálatának és alkalmazásának szakirodalmi előzményei

A szakirodalomban számos módszer ismert az aszály jelenségének jellemzésére. Napjaink egyik legelterjedtebb aszályindexe a Palmer által 1965-ben kifejlesztett aszály erősségi index (Briffa et al., 1994; Scian and Donnari, 1997; Cook et al., 1999) annak ellenére, hogy felismerték az index használatának némely korlátait (Alley, 1984; Kogan, 1995; Guttman, 1998).

A hazánk területén kialakult aszályos időszakok tér- és időbeli különbségeinek kimutatására is alkalmas a PDSI. Bussay és Szinell (1996) az index segítségével vizsgálja az 1995-ben sújtó aszály területi kiterjedését és erősségét. Az index értékek az ország délkeleti részén uralkodó szélsőséges aszály kialakulását jelezték. A meleg és száraz időjárás különösen júliusban és augusztusban okozott problémát a mezőgazdaságban. 15 hazai állomás 115 éves (1881-1995) PDSI adatsorát elemezve megállapították, hogy az 1983-1995 közötti időszakot példa nélküli szárazság jellemezte a vizsgált 115 évet tekintve.

Mika (1998) bemutatja a talaj telítetlen rétegei vízkészletének alakulását szimuláló Palmer-féle index statisztikai jellemzőit 16 magyarországi állomás 1951-1990 közötti adatai alapján. Az objektív regionalizálás eredményeként hazánk területét három régióba sorolta a PDSI értékek alapján. Továbbá magas korrelációs kapcsolatot mutatott ki az index adatsor és az egy méter vastagságú talajréteg nedvességtartalma között.

Domonkos et al. (2000) tíz alföldi állomás PDSI adatsorát használták fel a térség nedvesség-viszonyainak vizsgálata céljából. Az elemzést az Alföld területén pusztító 1999. évi, rendkívül súlyos belvíz indokolta. Eredményeik szerint a megállapított nedvesség-ellátottsági maximumok vetekedtek az 1940-42-ben tapasztalt maximumokkal, mely időszak során a legsúlyosabb belvíz alakult ki Magyarországon. Domonkos et al. (2001) munkájukban összehasonlítást végeztek arra vonatkozóan, hogy a PDSI és az SPI mennyire hatékony indikátora a talaj természetes nedvesség-ellátottságában mutatkozó anomáliáknak.

Eredményeiket az 1999 novembere és 2000 decembere közötti időszakra közlik hazánk térségére. Megállapításaik szerint mindkét index kiválóan alkalmas a nedvesség-ellátottság jellemzésére. Az index értékekben mutatkozó tendenciák összhangban vannak a vizsgált időszakban tapasztalt csapadék-csökkenéssel. Továbbá kimutatták, hogy a PDSI értékekből kapott eredmények a 6 havi SPI értékekből származó eredményekre hasonlítanak a legjobban. E két paraméter a leginkább alkalmas az átlagos tulajdonságokkal rendelkező növények vízellátottságának kimutatására.

A Palmer-féle index (elterjedt angol rövidítéssel PDSI) számításának részletes leírását számos helyen közli a szakirodalom (pl. Palmer, 1965; Alley, 1984; Karl, 1986). A PDSI a meteorológiai aszály egy olyan indexe, melynek értékeit az aktuális és megelőző időszakok csapadék- és hőmérséklet adatai, valamint a talaj hozzáférhető víztartalma alapján számítjuk ki. Ezekből az inputokból a vízháztartási egyenlet alapvető tagjai meghatározhatók – beleértve az evapotranszpirációt, a talajba történő szivárgást, a felszíni lefolyást és a felszíni talajrétegből származó veszteséget. A nedvesség-anómália viszonyítási alapja a klimatikusan meghatározott átlagos vízmérleg. Az index mindenkori értéke a konkrét helyre és évszakra jellemző vízellátottság állapotát tükrözi.

A PDSI elterjedt használatát indokolja, hogy (1) egymástól jelentős mértékben eltérő éghajlatú és vízgazdálkodású területeken történő használata esetén is az eredmények kitűnően összevethetők, (2) a döntéshozókat az adott régió abnormális időjárási jelenségeinek mérési lehetőségével látja el, (3) megteremti annak lehetőségét, hogy az aktuális körülményeket történeti perspektívába helyezzék, (4) az előforduló aszályos időszakok területi és időbeli ábrázolására ad lehetőséget. Természetesen vannak figyelemre méltó határai és hátrányai is az index alkalmazásának. A PDSI ugyanis akár több hónapos késéssel mutatja ki a növekvő aszályt, továbbá alkalmazása korlátozott a hegyvidéki területeken. Az index tulajdonságai közé tartozik, hogy csak azonos felszínformájú, nagy kiterjedésű területeken ad jól használható eredményt. Az index részletesebb értékelését többek között Alley, 1984 végezte el. A PDSI értékeket széles körben használja az USA Mezőgazdasági Minisztériuma annak meghatározására, hogy mikor kell rendkívüli aszálysegélyt kiutalni (Vermees, 2000).

Az index kiszámításának lépései a következők:

1. *Hidrológiai számítások.* A PDSI kiszámítása az éghajlati vízmérleg meghatározásával kezdődik, mely havi csapadék- és hőmérsékleti adatsorok felhasználását igényli. A talaj-nedvesség tározódásának kiszámítására egy empirikus módszert használunk, melynek alapján két tetszőleges rétegre osztjuk a talajt. Feltételezzük, hogy a felső réteg hasznosítható vízkapacitása a szántóföldi vízkapacitásból 25 mm. Az alsó talajrétege pedig a kiindulási

nedvességtartalomtól, a számított potenciális evapotranspirációtól (*PE*) és a talajrendszer szempontjából hasznosítható vízkapacitástól [*Available Water Capacity (AWC)*] függ. A dolgozatban a PDSI számításakor 180-200 mm közötti *AWC* értékeket használtunk a különböző talajtípusok esetén (3.2. táblázat). Feltételezzük, hogy lefolyás akkor és csak akkor történik, ha egyidejűleg mindkét réteg eléri az egyesített vízkapacitását, vagyis az *AWC*-értéket. A potenciális evapotranspiráció (*PE*) kiszámításához a következő három kifejezés meghatározása szükséges. A *potenciális telítődés* az a nedvességmennyiség, amely ahhoz szükséges, hogy a talaj teljes mértékben telítődjön vízzel. A *potenciális veszteség* az a nedvességmennyiség, amely a talaj számára az evapotranspiráció révén veszteségként jelentkezik egy csapadékmentes időszak során. A *potenciális lefolyás* a csapadék és a potenciális telítődés közötti különbség.

2. *Klimatikus együttthatók.* Ez a lépés a vízmérleg szimulálásához szükséges. A havonkénti együttthatókat külön-külön – mint a párolgás, a telítődés, a lefolyás, valamint a veszteség tényleges, illetve potenciális értékeinek hányadosaiként – határozhatjuk meg.

3. *CAFEC értékek.* A 2. lépésben kiszámított együttthatókból kiindulva meghatározhatjuk azt a havi csapadékmennyiséget, amelynek a lehullása esetén a talaj nedvességtartalmában még nem következik be változás (ezen érték angol rövidítése: *CAFEC*).

4. *Nedvesség-anomália index.* Minden egyes hónapban meghatározzuk a tényleges csapadékösszeg (*P*) és a *CAFEC* csapadékok (*P_{CAFEC}*) különbségét, melynek következtében vízhiány, vagy víztöbblet alakul ki az adott hónapban az adott területen. Ez a lépés a különbségeket nedvesség-anomália indexekké alakítja: $Z = K_j \cdot D$, ahol $D = P - P_{CAFEC}$ és K_j a *j*-edik hónap súlytényezője, mely a *D* eltérések térbeli változékonyságát is figyelembe veszi.

5. *Aszályerősség.* Az utolsó lépés a *Z*-index idősorokat elemzi abból a célból, hogy meghatározhassuk az aszályos időszakok kezdetének és befejeződésének kritériumait, továbbá egy formulát állít elő az aszály erősségének meghatározására:

$$X_j = 0,897X_{j-1} + Z_j/3, \quad (2.3.)$$

ahol Z_j a nedvesség-anomália index értéke a száraz időszakban, X_j pedig a PDSI értéke a *j*-edik hónapban.

Az (2.3.) egyenlet jelzi, hogy az index értéke havonta változik, valamint minden hónap PDSI értéke a megelőző hónap PDSI értékének és az adott hónap vízmérlegének a lineáris kombinációja.

Jelen tanulmányban az aszályt egy hosszú és abnormális nedvességhiánnyal jellemzett meteorológiai anomáliaként értelmezzük (Palmer, 1965; Dalezios et al., 1991). A PDSI a száraz, illetve a nedves időszak erősségét oly módon jelzi, hogy minél nagyobb az abszolút értéke, annál erősebb a száraz vagy nedves periódus. Általában a havi PDSI idősorok -9 és $+9$

között változnak. Ha a $PDSI > |4|$, ez erős eltérést jelent az átlagos viszonyoktól, ha pedig $PDSI > |6|$, akkor szélsőséges körülmények uralkodnak. Ezek a küszöbértékek az egyes földrajzi régiók szerint változhatnak (2.5. táblázat). Eredetileg Palmer az $|4|$ -et tekintette az extremitás küszöbértékének (Palmer, 1965). Megjegyzendő, hogy száraz időszakról negatív PDSI értékek esetén beszélünk, míg a pozitív értékek nedves feltételeket jelentenek, a 0 körüliek pedig a sokévi átlaghoz közeli állapotot jelzik.

2.5. táblázat
PDSI értékek interpretációja (Palmer, 1965)

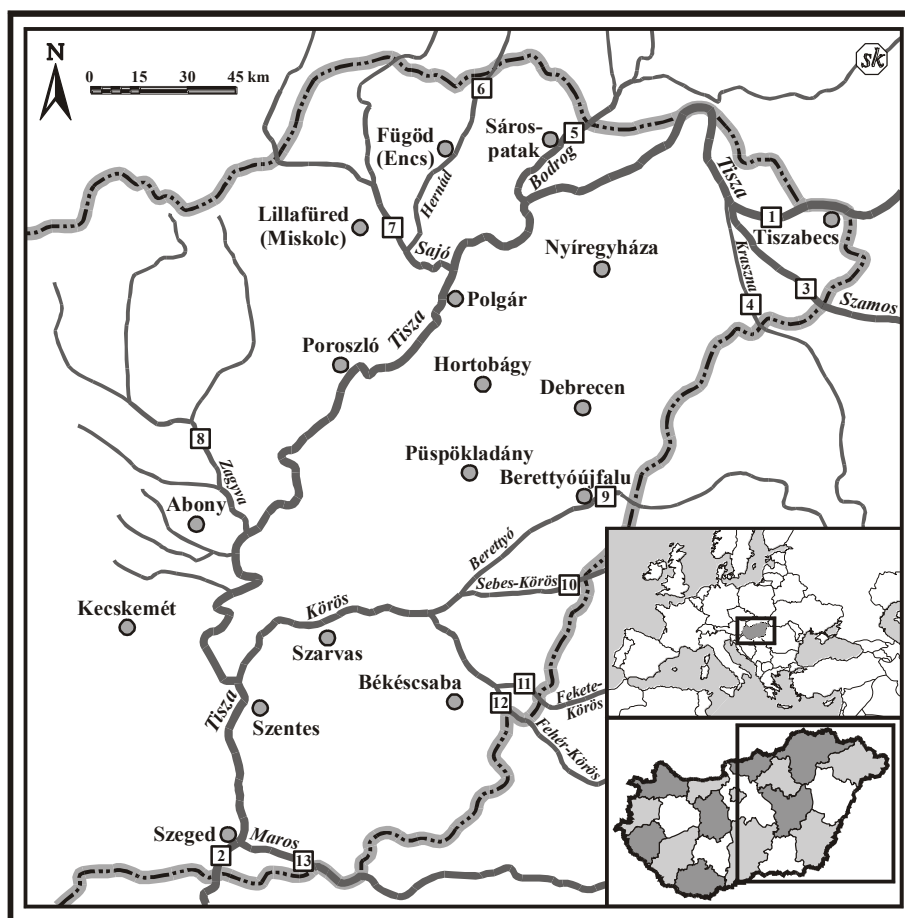
PDSI	kategória
$> 4,00$	szélsőségesen nedves
3,00 – 3,99	nagyon nedves
2,00 – 2,99	mérsékelten nedves
1,00 – 1,99	enyhén nedves
	kezdődő nedves
0,50 – 0,99	időszak
0,49 – -0,49	megközelítően átlagos
	kezdődő száraz
-0,50 – -0,99	időszak
-1,00 – -1,99	enyhén száraz
-2,00 – -2,99	mérsékelten száraz
-3,00 – -3,99	erős aszály
$< -4,00$	szélsőséges aszály

Palmer az indexben a potenciális evapotranszpiráció kiszámítására a Thornthwaite-féle formulát használta (Thornthwaite, 1948), később azonban a Blaney-Criddle módszer alkalmazása jobb becsléseket adott (Alley, 1984). Ennélfogva statisztikai elemzéseink során a vizsgált térségben található öt magyarországi főállomásnak (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét, Szeged) a Blaney-Criddle-, valamint a Thornthwaite módszerrel meghatározott havi PDSI adatsoraira kapott eredményeket mutatjuk be. Vizsgálataink jelentős részében mindkét módszert felhasználtuk. Számítási módjait a 3.3 fejezetben ismertetjük, ahol már utalunk a vizsgált térségben a közöttük mutatkozó kapcsolatra is.

2.3. A VIZSGÁLT KELET-MAGYARORSZÁGI TÉRSÉG

A vizsgálatainkhoz kiválasztott terület (2.4. ábra) a Tisza magyarországi síkvidéki vízgyűjtő területe (szűkebb értelemben a Tiszán létesített 13 vízmérce által határolt terület), amelyre korábban egy regionális energia- és vízmérleg modell is készült (Mika et al., 1991; 1998). Utóbbi kiszámítja a talaj felső 0,5 m vastagságú rétegének víztartalmát, továbbá a

külső éghajlati kényszerek által szabályozott léghőmérsékletet és a levegőben lévő vízgőz parciális nyomását.



2.4. ábra

A Tisza síkvidéki vízgyűjtő területe

A Tiszán lévő 13 vízmérce állomásai: 1. Tivadar, 2. Szeged, 3. Csenger, 4. Vállaj, 5. Felsőberecki, 6. Hidasnémeti, 7. Felsőzsolca, 8. Jásztelek, 9. Berettyóújfalu, 10. Körösszakál, 11. Sarkad, 12. Gyula, 13. Makó

A térség mezőgazdasági jellegéből adódóan magas a szántóföldi növények vetésterületének aránya. Napjainkban a vizsgált teljes terület (35.700 km²) 65 %-át művelik (Központi Statisztikai Hivatal Évkönyvei, 1951-1992). Ezzel összefüggésben a régió igen érzékeny lehet a klímaváltozásra, valamint a növénytermesztés nem klimatikus feltételeinek a változására.

A terület kiválasztását a mezőgazdasági termelésben betöltött fontos szerepe, az ismétlődő belvizektől, aszályoktól való erős függése, s a természet védelme egyaránt indokolja. Magyarország nyolc nemzeti parkja közül kettő e területen található. Az egyik a Hortobágyi Nemzeti Park – hazánk első nemzeti parkja (1973 óta) – amely Európa legnagyobb kiterjedésű természetes eredetű legelőtáját őrzi. A nemzeti park területének több mint fele bioszféra-rezervátum; ezenkívül jelentős része a Ramsari Egyezmény oltalma alatt áll.

1999 december 1-től Földünk legféltettebb kulturális és természeti értékei közé tartozik, mivel azóta szerepel az UNESCO világörökség listáján. A másik nemzeti parkunk ezen a területen a mozaikos szerkezetű Körös-Maros Nemzeti Park (1997 óta), amely őrzi a folyók természet-átalakító tevékenysége során létrejött jellegzetes – a vízszabályozás előtti – tájszerkezetet. Vizes élőhelyei a Ramsari Egyezmény hatálya alá tartozó területek, mivel fontos szerepet játszanak a madárvonulásban (Tardy, 2000).

A térség klímájában a tipikus alföldi klímajellemzők mellett az erdélyi szigethegyek és a Kárpátok hatása is megfigyelhető. A hegyvonulatok egyrészt akadályként hatnak és módosítják a ciklonok haladási irányát, valamint természetes fejlődését, másrészt szerepet játszanak a zárt medencékre jellemző éghajlati sajátosságok kialakításában, melyek a következők: viszonylag kevés csapadék, a hőmérséklet erőteljes ingadozása és szélsőséges értékei, kedvező napsugárzási viszonyok. A terület évi átlaghőmérséklete 9,3-10,6 °C, júliusi maximummal és januári minimummal (Magyarország Éghajlati Atlasza, 2001). Gyakoriak az enyhe telek és a hűvös nyarak; az időjárás, ha nem is mindig szélsőséges, mégis nagyon változékony.

A csapadék térbeli eloszlása meglehetősen változó. Mennyisége a régió pereme felől annak központja felé haladva csökken. Az évi átlagos csapadékösszeg 500-660 mm, de a nagytáj középső részén 500 mm-nél alacsonyabb értékek is megfigyelhetők (Magyarország Éghajlati Atlasza, 2001). A csapadékmaximumok egyidejű bekövetkezése miatt a vízgyűjtő terület folyóin áradás indulhat meg. A szélsőséges időjárás gyakran a csapadék regionálisan jelentkező nagyméretű különbségeivel jár együtt, amely kiszámíthatatlan áradást idézhet elő.

Az evapotranszspiráció évi összege rendszerint magasabb, mint az évi csapadékösszeg. Következésképp, a Budyko-féle ariditási index értéke az egész régióban 1 fölötti, ami a térség arid jellegét tükrözi. Különösen annak középső és déli része tűnik ki jelentős ariditásával (Koppány and Csikász, 1994). Itt az átlagosnál aszályosabb évek megmaradási valószínűsége az aszályos éveket követő első és második évben nagyobb, mint a térség északi részén (Koppány et al., 1995, 1996). Némely években olyan szélsőséges aszály mutatkozik, mely a félsivatagi körülményeknek felel meg (Makra et al., 1986). A Budyko-féle ariditási index segítségével meghatározott vízellátottság, illetve a tenyészidőszak átlaghőmérséklete alapján meghatározott hőellátottság kategóriák kombinációja alapján három éghajlati zóna mutatható ki a térségben: az északkeleti rész a mérsékelt hűvös – mérsékelt száraz, az északi rész a mérsékelt meleg – száraz, a terület legnagyobb részét alkotó központi és déli rész pedig a meleg – száraz éghajlati körzetbe sorolható (Péczy, 1979). A térség rendkívüli módon hajlamos az aszályra, mely a legnagyobb károkat okozza a mezőgazdaságnak. Ugyanakkor a vízhiány nehezíti az öntözést. Másrészről meg kell említenünk a belvizek okozta

nehézségeket is. Jóllehet a vizsgált térséget a vízhiány jellemzi, gyakran lehet számítani a belvizek megjelenésére a tavasz folyamán.

A régióban a talajképződési tényezők kedveznek a réti és öntéstalajok kialakulásának a folyók mentén, a szolonyec képződésének a térség középső részein, továbbá a csernozjom kialakulásának jobbra a nagytáj déli részén. A csernozjomok Magyarország legtermékenyebb talajai. A különböző csernozjomok kialakulása – a jelenlegivel nagyjából azonos klimatikus feltételek mellett – a geológiai szerkezet és a hidrológiai tényezők függvénye.

Az Alföld természetes növénytakaróját a Kárpát-medence középső részén az erdő-sztyepp zóna legnyugatibb előfordulása képezi, ahol az erdőborítottság az északnyugat-délkeleti irányban növekvő aszályal egyidejűleg fokozatosan csökken (Kovács-Láng et al., 2000).

A térséget leginkább az arid klímához alkalmazkodó, őshonos szárazságkedvelő flóratartományok jellemzik [illír = nyugat-balkáni eredetű fajok; pontusi = a Fekete-tenger menti sztyeppék fajai; turáni (aralo-kaspi) = az Aral-tó és a Kaszpi-tenger térségéből származó fajok; szubmediterrán = a Dél-Európa mediterrán vidékeivel határos területek fajai; mediterrán = a Földközi-tenger térségéből származó (a szubmediterrán viszonyokhoz képest melegebb, szárazabb területekről érkező) fajok]. Az említett flóratartományoknak a térségben leírt fajai zömükben a mogyoró korban (i.e. 7000 – i.e. 6000 között) érkeztek Magyarországra. Ezenkívül a jelenkorban, azaz az utóbbi kétezer év során főleg a meleg-száraz időszakok alkalmával történtek betelepülések. E fajok megtelepedéséhez hozzájárult az, hogy kiirtották az erdőket, lecsapolták a mocsarakat és átfogó vízrendezést hajtottak végre az Alföldön, ami mezoskálán szárazabbá és melegebbé tette az éghajlatot. Az ökológusok között elfogadott az ún. „két időszak elmélet”, mely a szárazságtűrő fajok tartós megtelepedését a térségben két okra vezeti vissza: a mogyoró kor száraz és meleg klímájára; illetve a jelenkori természet-átalakításokra, melyek mint antropogén tényezők módosították az éghajlatot.

A térség száraz-meleg klímája különösen kedvező a turáni (aralo-kaspi) félsivatagi fajok számára. Egyik csoportjukat azok a fajok alkotják, amelyek a szélsőségesen száraz körülményeket kedvelik, a másikkhoz tartozó fajok pedig szárazságjelző növények, azaz ún. xeroindikátorok (jelenlétükkel hosszú, száraz időszakok meglétét jelzik).

A Tisza kelet-magyarországi vízgyűjtő területén a turáni (aralo-kaspi) félsivatagi flóratartomány honos fajai a következők: taréjos tarackbúza (*Agropyron pectinatum*), homoktövis (*Hippophaë rhamnoides* ssp. *Carpatica*), heverő seprőfű (*Kochia prostrata*), pozsgás zsázsa (*Lepidium crassifolium*), vadrozs (*Secale sylvestris*), tavaszi veronika (*Veronica verna*), sarlóboglárka (*Ceratocephalus testiculatus*), pamacslaboda (*Ceratoides latens*), gumós perje (*Poa bulbosa*), homoki ballagófű (*Salsola kali* ssp. *Ruthenica*) (Horváth et al., 1995).

3. MEGFIGYELT ÉS SZÁMÍTOTT ADATOK

3.1. HOMOGENIZÁLT ÉS NEM-HOMOGENIZÁLT KIINDULÁSI ADATOK

Vizsgálataink nagyobb részét a Tisza alföldi síkvidéki vízgyűjtő területére eső öt meteorológiai állomás – Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged – 1901-1999 közötti PDSI értékeinek elemzése teszi ki, havi bontásban. Az index előállításának bemenő adatai közül a középhőmérséklet és csapadékösszeg adatsorokat a megfigyelési időpontok, az állomás áthelyezése, valamint egyéb tényezők miatt inhomogenitás terheli.

A homogenizálás témaköre a mérési körülmények változásából következő hatások, inhomogenitások kimutatásával és ezek lehetőség szerinti kiszűrésével foglalkozik. A mérési körülmények változásának következtében fellépő inhomogenitások számos esetben jóval meghaladják az esetleges éghajlatváltozás feltételezhető mértékét. Az ilyen adatsorok természetesen nem alkalmasak az éghajlat jellemzésére, vizsgálatára.

Az adatsorok homogenizálása az Országos Meteorológiai Szolgálatnál kidolgozott programozott statisztikai eljárás (*MASH*; Multiple Analysis for Homogenisation) felhasználásával történt (Szentimrey, 1995; 1999). Az eljárás lényege, hogy az adatsorok homogenizálása nagy mennyiségű statisztikai, hipotézis-vizsgálati eredmény félautomatikus, automatikus kiértékelése alapján történik. Napjainkban a *MASH* programrendszer a gyorsaság és az egyszerű alkalmazhatóság szempontjából is versenyképes, több országban alkalmazzák, s egyre több ország részéről tapasztalható érdeklődés iránta.

A homogenizálás egyik általánosan elfogadott elve szerint a havi adatsorokat homogenizálják és az évszakos, illetve éves sorokat a homogenizált havi sorokból származtatják. Módszertani szempontból a relatív homogenitás-vizsgálati elv a leginkább elfogadott, illetve a módszerek döntő többségének ez az alapja. Ennek lényege, hogy egy adott éghajlati elem – különböző megfigyelési állomásokhoz tartozó – azonos időszakra vonatkozó, ugyanazon havi – vagy ugyanazon évszakos, esetleg éves – adatsorait hasonlítják össze és az adatsorok viselkedésében lévő esetleges ellentmondásokat keresik, vizsgálják. A cél a felfedezett ellentmondások megszüntetése, vagyis az ezeket okozó inhomogenitások kiszűrése az adatsorokból.

Számításainkban a homogenizálás során született havi adatsorokból indultunk ki, majd diskussziós céllal felhasználtuk a nem-homogenizált sorokat is.

3.2. A PALMER-FÉLE ASZÁLY-SZIGORÚSÁGI INDEX

A Palmer-féle index (elterjedt angol rövidítéssel PDSI) a meteorológiai aszály egy olyan indexe, melynek értékeit az aktuális és megelőző időszakok csapadék- és hőmérséklet adatai, valamint a talaj hozzáférhető víztartalma alapján számítjuk ki. Ezekből az inputokból a vízháztartási egyenlet alapvető tagjai meghatározhatók – beleértve az evapotranszpirációt, a talajba történő szivárgást, a felszíni lefolyást és a felszíni talajrétegből származó veszteséget. A nedvesség-anomália viszonyítási alapja a klimatikusan meghatározott átlagos vízmérleg. Az index mindenkori értéke a konkrét helyre és évszakra jellemző vízellátottság állapotát tükrözi.

A Palmer-index öt lépésben számszerűsíti az adott hónap talajnedvesség anomáliáját, mégpedig a megelőző hónap PDSI értékéből kiindulva. Ennek 0,9-szereséhez hozzáadja az adott hónapban hullott, illetve a nedvesség-készlet változatlan fenntartásához szükséges csapadék eltérését, megszorozva az amerikai viszonyokra meghatározott, hőmérséklet-függő empirikus tényezővel. A számítás e záró mozzanatát megelőző lépések a nedvesség-készlet fenntartásához szükséges csapadék megállapításához szükségesek. Ennek fázisai a potenciális (kellő vízkészlet jelenlétében maximális) vízmérleg tagok meghatározása, és az éghajlati különbségeket kiszűrő szorzók meghatározása.

A PDSI számításának részletes leírását a 2.2.4. fejezet tartalmazza.

A PDSI értékek számítása során fontos lépés egyrészt a potenciális párolgás formulájának, másrészt a referencia-növénynek a megválasztása. Palmer az indexben a potenciális párolgás kiszámítására a Thornthwaite-féle formulát használta (Thornthwaite, 1948), később azonban a Blaney-Criddle módszer alkalmazása jobb becsléseket adott (Alley, 1984). Ennélfogva mindkét módszerrel meghatároztuk az index havi értékeit a vizsgálatunk alapjául választott öt állomás esetében (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét, Szeged). A Blaney-Criddle féle számítási módszer alkalmazásakor a kukoricát választottuk referencia-növénynek, mivel azon kívül, hogy az adott térségre igen jellemző, gyorsan növekedő levélfelülete révén párolgási szempontból számos más termesztett növényvel mutat hasonlóságot.

Az öt állomás esetén egységesen 150 mm-es vízkapacitás értékekkel számoltunk. Ezen érték nem más, mint az öt állomás által reprezentált területen előforduló, különböző talajtípusokhoz tartozó vízkapacitás értékek alsó küszöbe, mely közepes víztartó képességű talajtípust feltételez (Stefanovits, 1975).

A PDSI számítás 4. pontja a nedvesség-anomális index meghatározásakor (2.2.4. fejezet) az 1901-1980 közötti időszak csapadék eltéréseit (D) veszi alapul. A kapott index értékeket jelentősen befolyásolja a választott alapidőszak. Ezen időszakban a PDSI-k havi átlaga zérus.

3.3. A POTENCIÁLIS PÁROLGÁS BLANEY-CRIDDLE- ÉS THORNTHWAITE-FÉLE SZÁMÍTÁSI MÓDJA

Az alábbiakban a PDSI kiszámításához szükséges potenciális párolgás két módszerét mutatjuk be.

A Blaney-Criddle módszer

E módszer alkalmazásával a növénytakaró által felhasznált vízmennyiség ($CU = \text{consumptive water use}$) becsülhető, mely megegyezik a potenciális evapotranszpirációval (PET):

$$CU = PET = k \cdot c \cdot p \cdot (0,46T + 8) \quad [\text{mm} \cdot \text{nap}^{-1}] \quad (3.1.)$$

ahol T a napi középhőmérséklet ($^{\circ}\text{C}$); c egy olyan konstans, mely a relatív nedvesség napi minimumától, a szélsébségtől, valamint a relatív nedvességtől függ; továbbá p a földrajzi szélességtől függő együttható, amely a napfénytartam átlagos napi arányát fejezi ki földrajzi szélességenként.

A (3.1.) formulában szereplő $(0,46T + 8)$ kifejezés lényegében a PET átlagos értéke, amelyet a c -vel való javítás pontosít. A k növényi faktor értéke hely-specifikus – megállapítása nem egyszerű feladat, mivel értéke nem extrapolálható. A Blaney-Criddle eljárás az empirikus módszerek csoportjához tartozik, s elsősorban mezőgazdasági, valamint vízgazdálkodási számítások során használható. Érvénye a referencia-felülethez kötött.

A Thornthwaite módszer

Tapasztalatból tudjuk, hogy a potenciális evapotranszpiráció (PET) értékét a hőmérséklet mértékadóan meghatározza. Ez az eljárás elsősorban nagy térségek PET összegeinek megállapítására alkalmas, azonban nem tükrözi jól a levegő nedvességtartalmától való függését. Formulája a következő:

$$PET = 1,6 \cdot \left(\frac{10 \cdot T}{T - E} \right)^a \quad (3.2.)$$

ahol T a havi középhőmérséklet ($^{\circ}\text{C}$); $T - E$ pedig a hőmérsékleti hatékonyság (temperature efficiency), melynek értéke éghajlati területenként más és más. A képletet Thornthwaite később egyszerűsítette:

$$PET = 1,6 \cdot \left(\frac{10 \cdot T}{I} \right)^a \quad (3.3.)$$

ahol T a havi középhőmérséklet ($^{\circ}\text{C}$), I pedig az ún. hőindex, amelyben az a kitevő a következő módon határozható meg:

$$a = 6,75 \cdot 10^{-7} I^3 - 7,71 \cdot 10^{-5} \cdot I^2 + 1,792 \cdot 10^{-2} \cdot I + 4,9239 \cdot 10^{-1} \quad (3.4.)$$

$$I = \frac{12}{5} \cdot T^{1,514}. \quad (3.5.)$$

A PDSI számítás két fenti módszerében rejlő különbségek – hasonlóan a bemenő meteorológiai paraméterek inhomogenitásához – befolyásolhatják az egyes évek hidrológiai anomáliáinak monitorizálásakor, illetve a rövid időszakok évközi változékonyságának elemzésekor kapott eredményeket. Ebből adódóan a részletes vizsgálatok megkezdése előtt meghatároztuk egyrészt a Thornthwaite- és a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált, másrészt a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált havi PDSI idősorok közötti korrelációs együtthatókat (3.1. táblázat).

Mindkét adatsor-párok esetén mind az öt településen rendkívül magas szignifikáns pozitív korrelációs együtthatókat kaptunk ($0,86 < r < 0,98$) az 5 %-os valószínűségi szinten. A szoros korrelációk arra utalnak, hogy első megközelítésben sem az eltérő módszerek, sem az adatsorok homogenizálása nem befolyásolja a PDSI értékeit.

3.1. táblázat

Egyrészt a Thornthwaite- (Th) és a Blaney-Criddle (BC) módszerrel számított homogenizált, másrészt a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált 12 havi PDSI értékek közötti korrelációs együtthatók, 1901-1999

módszer	település				
	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
Th - BC	0,91	0,91	0,86	0,86	0,89
BC homog – BC nem-homog	0,96	0,98	0,98	0,98	0,98

3.4. TÉRBEN SŰRÍTETT PDSI ADATOK AZ ALRÉGIÓK ELHATÁROLÁSÁHOZ

A térbeli változékonyság jellemzésére természetesen nem elegendő öt állomás. Ebből a célból 17 állomás – Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét, Szeged, Sárospatak, Füged, Polgár, Poroszló, Hortobágy, Püspökladány, Berettyóújfalu, Abony, Tiszabecs, Szarvas, Békéscsaba és Szentes – 1951-1992 közötti Thornthwaite féle módszerrel számított, nem-homogenizált havi PDSI adatait dolgoztuk fel. A 3.2. táblázat összefoglalja a vizsgált állomások földrajzi koordinátáit, jellemző talajtípusait és a talajrendszer szempontjából hasznosítható vízkapacitás értékeit [Available Water Capacity (AWC)].

A fenti állomások index értékeinek meghatározásakor a jellemző talajtípusokhoz tartozó vízkapacitás értékekkel számoltunk.

3.2. táblázat
A vizsgált állomások földrajzi koordinátái, talajtípusai és AWC értékei

település	földrajzi koordináták			talajtípusok	AWC
	szélesség	hosszúság	magasság		
Miskolc	48°06'N	20°38'E	303 m	réti öntéstalaj és öntéses réti talaj	200 mm
Nyíregyháza	47°58'N	21°43'E	107 m	kovárványos barna erdőtalaj,	180 mm
Debrecen	47°33'N	21°37'E	123 m	humuszos homoktalaj	180 mm
Kecskemét	46°54'N	19°45'E	113 m	humuszos homoktalaj	180 mm
Szeged	46°15'N	20°09'E	79 m	szolonyeces réti talaj, réti talaj, fiatal nyers öntéstalaj	190 mm
Sárospatak	48°19'N	21°34'E	119 m	öntéstalaj	200 mm
Füged	48°19'N	21°06'E	166 m	öntéstalaj	200 mm
Polgár	47°52'N	21°07'E	91 m	réti talaj	190 mm
Poroszló	47°39'N	20°39'E	93 m	öntéstalaj	200 mm
Hortobágy	47°39'N	21°12'E	90 m	mésztelen szikes	200 mm
Püspökladány	47°20'N	21°06'E	86 m	szikes altalajú réti talaj	190 mm
Berettyóújfalu	47°14'N	21°32'E	97 m	réti talaj	190 mm
Abony	47°11'N	20°00'E	90 m	csernozjom talaj	200 mm
Tiszabecs	48°06'N	22°50'E	117 m	réti talaj	190 mm
Szarvas	46°52'N	20°32'E	85 m	mélyben sós réti csernozjom	200 mm
Békéscsaba	46°41'N	21°06'E	87 m	mélyben sós réti csernozjom	200 mm
Szentcsaba	46°39'N	21°16'E	84 m	réti talaj	190 mm

3.5. SZÁMÍTOTT TALAJNEDVESSÉG ADATSOROK

A dolgozatban a számított PDSI-értékeket összehasonlítottuk a talaj felső egy méteres rétegének talajnedvesség-tartalmával. Ezzel kapcsolatos eredményeinket részletesen az 5.3. fejezetben mutatjuk be. Az alábbiakban a két felhasznált talajnedvesség adatsor számításával kapcsolatos ismereteket foglaljuk össze.

Vizsgálataink során egyrészt a Dunkel-féle 1901-1990 közötti (Dunkel, 1994), másrészt a Bussay-féle 1901-1988 közötti (Lambert et al., 1993) adatsorokat elemeztük Debrecen, Nyíregyháza és Szeged településekre. Mindkét számítási elv esetében a talaj nedvességtartalmának számítási alapja a vízmérleg-egyenlet:

$$\Delta S = P + ET + R + I, \quad (3.6.)$$

ahol ΔS az adott talajréteg nedvességtartalmának a változása, P a csapadék, ET a tényleges párolgás, R a lefolyás, I pedig a mélyebb rétegekbe történő leszivárgás, vagy onnan történő nedvességfelvétel. Szántóföldi viszonyok között az R és I paraméterek elhanyagolhatók.

Egy tetszőleges hónap talajnedvesség-tartalma (SMC_i , $i = 1, 2, \dots, 12$) az előző hónap talajnedvesség-tartalmának a függvényeként áll elő:

$$SMC_i = SMC_{i-1} + P - ET . \quad (3.7.)$$

Az egyenlet jobb oldalán lévő paraméterek ismertek, hiszen az induló talajnedvesség (SMC_{i-1}) és a csapadékmennyiség (P) mérhető, a tényleges párolgás (ET) pedig a talajfajtától függő konstansok felhasználásával számítható.

A *Bussay-féle* talajnedvesség sorok számításánál az ET meghatározásához használt formula a következő:

$$ET = \frac{PE}{1 + \exp(a + b \cdot W_r)} \quad (3.8.)$$

ahol PE a potenciális párolgás, W_r a relatív talajnedvesség, továbbá a és b talajtípustól függő konstansok (utóbbiakat vályog-, illetve homoktalajokra határozták meg) (Lambert et al., 1993).

A talajnedvesség értékek meghatározása során gondot jelentettek a hibával terhelt rendelkezésre álló adatok, amelyek ugyan okozhattak némi torzulást az eredményekben, de számottevő szisztematikus hibák nem jelentek meg (Lambert et al., 1993).

A *Dunkel-féle* számítási eljárás a tényleges párolgást (ET) a potenciális párolgás egyszerű lineáris függvényeként fejezi ki:

$$ET = k \cdot w \cdot PE , \quad (3.9.)$$

ahol k a Thornthwaite-féle kompenzációs liziméter segítségével végzett több éves terepi mérések alapján meghatározott növénykonstans, w pedig egy empirikus változó, mely a talajnedvesség tartalomtól függ. Ha $(SMC - WP)/(FC - WP) > 50 \%$, akkor potenciális párolgásról beszélünk ($w = 1$), egyébként w egyenlő ezzel a hányadossal.

A talajoszlopban maximálisan tárolható nedvességtartalom a szántóföldi vízkapacitás (FC). Ennek bizonyos részét a növények nem tudják hasznosítani. A szántóföldi vízkapacitás ezen része a holt víz (WP). A szántóföldi vízkapacitás értéke függ a talaj típusától. A vizsgált talajréteg által hasznosítható vízkapacitás (AWC) maximális értéke a következő módon fejezhető ki:

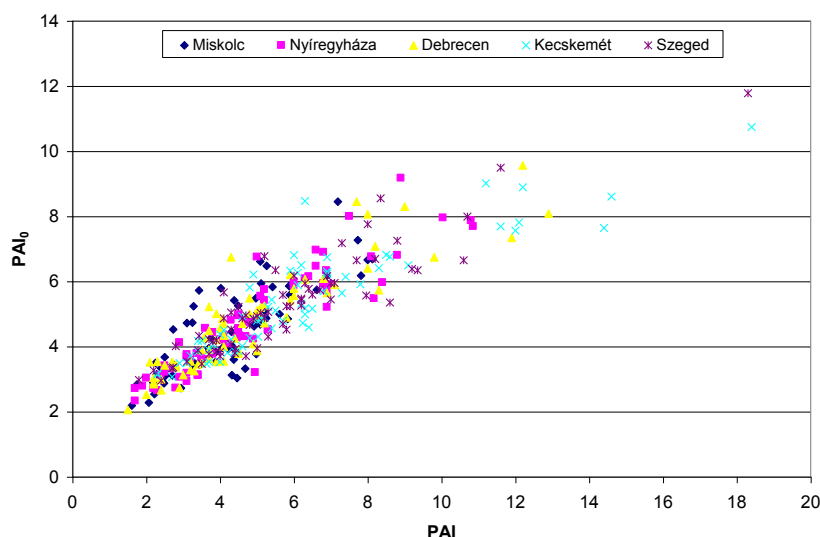
$$AWC = FC - WP . \quad (3.10.)$$

3.6. A PÁLFAI INDEX

A 2. fejezetben bemutattuk a Pálfai-indexet, mint az októbertől augusztusig terjedő időszak halmozott mutatóját. Elmondtuk, hogy a havi hőmérsékleti átlagok és csapadékösszegek alapján számított PAI_0 értékeket különböző meteorológiai szélsőértékek megszámlálásával korrigálva áll elő a tulajdonképpeni PAI index.

Vizsgálataink nem léptek ki a havi adatsorok köréből, így az 5.3. fejezetben is a PAI_0 értékek 1902 és 1999 közötti adatsorát használtuk fel annak illusztrálására, hogy a Palmer-index valóban megfelelő talajnedvességi index. Ehhez azonban előzetesen meg kellett állapítanunk, hogy vajon a PAI_0 is ugyanúgy jellemzi-e a talajnedvességet, mint a PAI . Pontosabban azt vizsgáltuk, hogy milyen szoros a kapcsolat a napi korrekcióval bővített, illetve anélkül meghatározott index között.

A PAI és a PAI_0 közötti szoros kapcsolatot (szignifikáns korrelációs és regressziós együtthatók) mutatja a 3.1. ábra és a 3.3. táblázat. Megállapíthatjuk ugyanakkor, hogy az aszály fokozódásával gyengül a kapcsolatuk, jobban széttartanak a pontok a regressziós egyenestől. A $PAI = 6$ érték fölött lényegesen megnő az egyidejűleg felvett értékek szórása. A regressziós együttható minden állomáson jóval 1 alatt marad, vagyis a napi szélsőségek figyelembe vétele mintegy széthúzza a PAI értékkészletét a PAI_0 -éhoz képest. Azaz a PAI_0 kevésbé érzékenyen a szélsőségekre, mint a PAI .



3.1. ábra
Az index alapértékeinek (PAI_0) és az index értékeinek (PAI) kapcsolata, 1931-1999

A PAI és PAI_0 átlaga és szórása az Alföld északi részén hasonló, a Dél-Alföldön azonban a PAI átlaga is, szórása is lényegesen meghaladja a PAI_0 megfelelő paramétereit. Ez azt tükrözi, hogy a Dél-Alföldön a napi extrémítások nagyobb mértékben fokozzák a nedvességállapot évi szélsőségeit, mint az északabbi területeken.

3.3. táblázat
Az index alapértékek (PAI_0) és az index értékek (PAI) néhány jellemzője, 1931-1999

PAI_0 vs PAI	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
PAI_0: átlag	4,4	4,8	4,7	5,4	5,2
PAI_0 : szórás	1,3	1,6	1,6	1,6	1,6
regresszió	0,70	0,65	0,59	0,47	0,55
korreláció	0,83	0,91	0,90	0,90	0,91
PAI : szórás	1,6	2,2	2,4	3,1	2,6
PAI: átlag	4,2	4,9	4,9	6,2	5,8

A regresszió számításban a PAI_0 a függő (y), a PAI a független (x) változó.

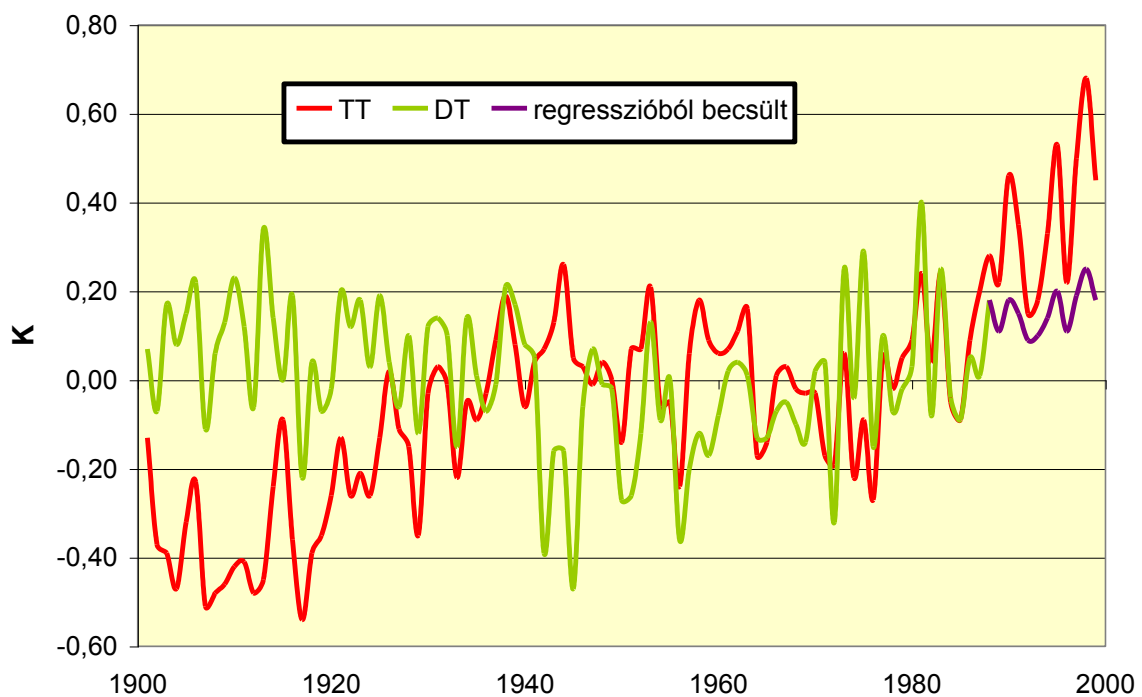
3.7. FÉLGÖMBI HŐMÉRSÉKLETI ADATSOROK

A PDSI számított sorai és az északi félgömb két hőmérsékleti jellemzője közötti kapcsolatok számítási módszerét a 4.5.2. fejezetben mutatjuk be, eredményeit pedig az 5.7. fejezet elemzi. Ehhez felhasználtuk egyrészt az északi félgömbi átlaghőmérséklet ($\langle T \rangle$) (Jones et al., 1994), valamint a kontinensek és óceánok közötti léghőmérsékleti kontraszt (ΔT) (Folland et al., 1984 és frissítve) adatsorait. Az északi félgömbi átlaghőmérsékleteket és a kontinens-óceán kontraszt értékeit egyrészt a kontinensek fölötti léghőmérsékleti adatokból (Jones et al., 1994 és frissítve), másrészt a kétféle térszín kiterjedése szerinti lineáris súlyozással származtattuk. Az óceánok fölötti léghőmérsékleti adatsorok származási helye Folland et al. (1984 és frissítve).

A frissített adatok a „Jones et al., 2000” hivatkozással az internetről hozzáférhetők: <http://cdiac.esd.ornl.gov/trends/temp/jonescru/jones.html>. Mivel az óceán feletti léghőmérsékletek adatsora csak 1988-ig állt rendelkezésünkre (Folland et al., 1984 és frissítve), s így a két félgömbi jellemző is, az 1989 és 1999 közötti 11 évre ΔT -t a $\langle T \rangle$ -hez kapcsolódó regresszióból becsültük. E becslés csak monoton melegedő időszakokban ad szignifikáns kapcsolatot, az utolsó 11 év adatait az 1917-1943 és 1976-1988 közötti melegedő időszakok (összesen 40 év) alapján a félgömbi átlaghőmérsékletből (Jones et al., 2000) becsültük.

A szeletelés módszerének alapidőszaka 1901-1988. Eredményeinket az ettől független 1989-1999 közötti 11 éves időszakra verifikáltuk. A $\langle T \rangle$ és ΔT félgömbi jellemzők alakulását a 3.2. ábra mutatja. (Az ábrán technikai okból TT-nek jelöljük a $\langle T \rangle$ -ot.)

Az alap-időszakban az északi félgömb léghőmérsékletében az 1961-1990 közötti referencia időszakhoz képest $-0,04$ K átlagos anomália mutatható ki. A verifikáció időszakában ez az érték $0,37$ K (Jones et al., 2000). A teljes idősorban az anomáliák legnagyobb eltérése $1,22$ K. A szeleltelés periódusában (1901-1988) a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszt $0,43$ K. Az 1988 utáni, regresszióból becsült időszakban a kontinens-óceán közötti léghőmérsékleti kontraszt átlagos anomália értéke $0,15$ K. A teljes idősorban (1901-1999) az anomáliák eltérése $0,87$ K (3.2. ábra).



3.2. ábra

Az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklet (TT) és a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszt (DT) értékek alakulása az 1961-1990-es évek átlagához viszonyítva, 1901-1999

4. ALKALMAZOTT STATISZTIKAI MÓDSZEREK

A dolgozatban a matematikai statisztika klasszikus egy- és többváltozós eszköztárának számos eljárását alkalmazzuk. Elemzéseink túlnyomó része a teljes év havi PDSI soraira, kisebb hányada a tenyészidőszak páros hónapjaira (április, június, augusztus és október) történt. A számításokat Windows alapú PC-környezetben STATISTICA 5.1 és SPSS 9.0 programcsomagok felhasználásával végeztük. Az adatelőkészítésben és az ábrázolás során EXCEL 5.0 programot is használtunk.

A dolgozatban alkalmazott statisztikai módszereket az eredmények sorrendjében ismertetjük. Így az alábbiakban következő 4.1. fejezet a későbbi 5.1. és 5.2. fejezetekben szereplő vizsgálatokat alapozza meg. A 4.2. fejezet az 5.3-5.5. fejezetekben kerül alkalmazásra, részben átfedésben a 4.3. fejezet módszereivel, amelyeket az 5.4. és 5.5. fejezetekben használunk fel. A 4.4. fejezet módszerei a későbbi 5.6. és 5.7. fejezetek eredményeiben hasznosulnak, míg a 4.5. fejezet az 5.8. fejezet eredményeinek módszertani megalapozása.

4.1. ALAPSTATISZTIKÁK, ELOSZLÁS-VIZSGÁLAT

4.1.1. A szórás hely- és hónap-függetlenségének vizsgálata

Elvben a PDSI a hasznosítható vízkapacitás hónap- és hely-független jellemzője. Azonban – mivel a számítási eljárás empirikus konstansait más régiókra (főként az USA kontinentális területeire) határozták meg – érdemes ellenőrizni, hogy a PDSI statisztikai paraméterei a vizsgált kelet-magyarországi területre vonatkozóan valóban hónap- és hely-függetlenek-e. Ebből a célból a vizsgált térség öt állomásának (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged) 12 hónapra vonatkozó szórásait hasonlítottuk össze a teljes 1901-1999 közötti időszakban.

Ugyanezt a vizsgálatot az átlagokra azért nem érdemes elvégezni, mert a PDSI számítás alapidőszaka 1901 és 1980 közé esik. Az átlagok eltérése emiatt nagyrészt a teljes, illetve az alapidőszak átlagai közötti eltérést hordozza, ami pedig az utolsó 19 év hatását tükrözi. (Az 5.1. táblázatban ettől függetlenül feltüntetjük azokat. E különbségek minden állomáson és hónapban egységesen negatívak, azaz a korábbiaknál átlagosan szárazabb utolsó 19 évről tanúskodnak.) Az átlagok közötti eltérés tehát azt számszerűsíti, hogy az adott 19 évben a PDSI az egyes hónapokban és helyeken egyformán különbözött-e az alapidőszaktól. Márpedig ez csak az adott időszakok sajátosságait minősítené, nem pedig a számítási módszert.

A hónap-függetlenség eldöntése céljából tehát arra kerestük a választ, hogy mutatkozik-e szignifikáns különbség a Blaney-Criddle-féle formula alapján számított településenkénti homogenizált havi PDSI értékek szórásai között. A hely-függetlenség eldöntése céljából pedig megvizsgáltuk a Blaney-Criddle módszerrel számított havonkénti homogenizált index értékek települések közötti szórásait. Mindkét vonatkozásban az F -próbát alkalmaztuk. Hónap- és hely-függetlenségről akkor beszélhetünk, ha a szórás értékek közötti különbség statisztikailag nem szignifikáns, azaz a próbák null-hipotézise teljesül.

Felmerülhet a kérdés, hogy tapasztalunk-e változást a kimutatott alapstatisztikai összefüggésekben, ha a Blaney-Criddle módszer helyett a potenciális evapotranszpiráció kiszámítására szolgáló – Palmer által is használt – Thornthwaite-féle eljárást alkalmazzuk, illetve ha az index számításánál a bemenő meteorológiai paraméterek nem homogenizáltak.

Így az évközi fluktuáció elemzése céljából meghatároztuk a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI szórásait a teljes évre és a kiválasztott öt állomásra (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged) az 1901-1999 közötti időszakban.

4.1.2. Normalitás-vizsgálat és grafikus ábrázolása

További statisztikai vizsgálataink egy része – többnyire a korlátozott mintaszám mellett elégséges feltételként – igényelte, hogy a Palmer-féle aszályindex értékek havi sorai normális eloszlást mutassanak. Ennek ellenőrzésére a teljes 1901-1999 közötti időszakra normalitás-vizsgálatot végeztünk a Kolmogorov-Szmirnov (K-S) próba és a χ^2 -próba segítségével, az öt állomás 12 hónapjára külön-külön, valamint összevont mintákban is. A statisztikai próbák elemzése és értelmezése mellett az ún. *Normal Probability Plot* módszer, illetve a gyakorisági hisztogramok segítségével grafikus információhoz jutottunk az index havi sorainak normális eloszlásával kapcsolatban.

Vizsgálataink rámutatnak arra is, hogy az index számításának kétféle módszere (Blaney-Criddle- és Thornthwaite-féle eljárások), az éghajlati adatsorok inhomogenitása mennyiben befolyásolja a PDSI értékek normalitását.

4.2. KORRELÁCIÓ- ÉS REGRESSZIÓ ANALÍZIS

4.2.1. Korreláció- és regresszió számítás

Megvizsgáltuk, vajon a PDSI mennyire jó indikátora a növényvel fedett talaj egy méteres talajrétegében hozzáférhető nedvességtartalom ingadozásának. Ennek érdekében meghatároztuk egyrészt a PDSI-nek a rendelkezésre álló Dunkel-féle (1901-1990)-, illetve Bussay-féle (1901-1988)

talajnedvesség sorokkal való korrelációs együtthatóit, másrészt a PDSI és a Pálfai-index alapértékek (1902-1999) havi adatai közötti korrelációs együtthatókat. Regressziós együtthatókat a PDSI és a havonta értelmezett, kétféle talajnedvesség sor között határoztunk meg. E vizsgálatokat három állomás, Nyíregyháza, Debrecen és Szeged párhuzamos adatsoraira tudtuk elvégezni.

A talajnedvesség, mint függő-, és a PDSI, mint független változó közötti regresszió – különösen, mivel szoros korrelációval párosul – alkalmas az absztrakt Palmer-index fizikai mértékegységbe transzformálására is. E fizikai egységekbe transzformálás empirikus szorzói egyértelmű éves menetet mutatnak, ami lehetőséget kínál egyfajta további standardizálásra, amit a regressziós együtthatónak a talajnedvesség adott havi szórásával osztva kapunk meg.

A fentieken kívül meghatároztuk a Dunkel- és a Bussay-féle talajnedvesség értékek közötti 12 havi korrelációs és regressziós együtthatókat is a három településre, az 1901-1988 közötti időszakra, hogy tájékozódjunk, melyik talajnedvességi becslést tekintjük inkább mértékadónak.

Mivel Palmer a potenciális evapotranszspiráció kiszámítására a Thornthwaite-féle formulát használta (Thornthwaite, 1948) – később azonban a Blaney-Criddle módszer alkalmazása jobb becsléseket adott (Alley, 1984) – érdemes megvizsgálni, hogy a PDSI számítás két módszerében rejlő különbségek mennyire befolyásolják az index használatát az egyes évek hidrológiai anomáliáinak monitorizálásakor, illetve a rövid időszakok évközi változékonyságának elemzésekor. Ebből a célból meghatároztuk a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált és a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált havi PDSI idősorok és a Dunkel-féle talajnedvesség sorok közötti korrelációs-, valamint standardizált regressziós együtthatókat is. E vizsgálatok egyúttal rámutatnak arra is, hogy az éghajlati adatsorok inhomogenitása mennyiben befolyásolja a fenti eredményeket.

4.2.2. Tér- és időbeli korrelációk

A PDSI alakulása nyilvánvalóan nem független egy kis területen belül a különböző állomásokon. Arról, hogy mennyire nem, illetve egy tetszőleges állomás adatának ismeretében mennyire következtethetünk (pl. állomás megszűnése miatt fellépő adathiány esetében) egy másik állomás lehetséges értékére, a térbeli korrelációk vizsgálatával kapunk képet. Esetünkben ezt az 5 állomás havonkénti értékeire, mind a három PDSI képzési módra és a teljes 99 év minden hónapjára külön-külön vizsgáltuk meg. A térbeli korrelációk szoros, de nem azonos volta lehetővé teszi, hogy módszert ajánljunk és alkalmazzunk objektív alrégiók kijelölésére (4.3.1. fejezet).

Érdekes kérdés annak a vizsgálata is, hogy az adott havi PDSI érték kialakulásában mekkora a jóval korábbi hónapokban felhalmozódó többlet vagy hiány szerepe. Erre ad választ a kiválasztott települések idősorainak önmagukkal történő autokorrelációja, amit a PDSI egymástól két-, illetve hat hónapra bekövetkező értékeire határoztunk meg, a 12 lehetséges kezdő hónapra külön-külön értelmezve. Az autokorrelációk magas értéke lehetőséget kínál objektív évtípusok meghatározására (4.3.2. fejezet).

Mind a térbeli, mind az időbeli korrelációkat Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged 1901-1999 közötti PDSI értékekre határoztuk meg.

4.3. A PDSI TÉR- ÉS IDŐBELI KORRELÁCIÓIN ALAPULÓ OSZTÁLYOZÁSOK

4.3.1. Objektív régiók elkülönítése faktor- és clusteranalízissel

A következőkben arra kerestünk választ, hogy a PDSI anomáliák térbeli kapcsolatai lehetővé teszik-e természetes alrégiók önálló kezelését egy ilyen korlátozott kiterjedésű vízgyűjtő területen. Statisztikai módszerünk a térbeli faktoranalízis, melynek segítségével olyan alrégiókat azonosítunk, amelyeken belül a PDSI ingadozásai a leginkább hasonlóak. Az objektív regionalizálást a Thornthwaite módszerrel számított 12 havi nem-homogenizált PDSI adatsorokra végeztük az 1901-1999 közötti időszakra vonatkozóan.

A faktoranalízis az egyik legjobb módszer nagy számú állomás adatsorainak, vagy gridpontoknak a tanulmányozására, ahol erős tér- és időbeli korreláció tapasztalható (lásd: pl. Bartzokas and Metaxas, 1993). E módszer egyik legnagyobb előnye, hogy lecsökkenti a kiindulási változókat sokkal kevesebb nem korreláló változókra, a faktorokra. A faktoranalízis azokat az állomásokat sorolja egy helyre, amelyeken belül az értékek ingadozása – a korreláció mértékében mérve – a leginkább hasonló és egyúttal a leginkább különböző a másik térségben lévőhöz képest. Minden egyes eredeti változó, P_i ($i = 1, 2, \dots, n$) a következő módon fejezhető ki: $P_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{im}F_m$, ($m < n$), ahol F_j -k ($j = 1, 2, \dots, m$) a faktorok, a_{ij} -k pedig a faktorsúlyok. A módszer egyik fontos eleme a megtartott faktorok számával (m) kapcsolatos döntés. Erre vonatkozóan számos kritérium ismeretes. Jelen tanulmányban a *Guttman-kritériumot* használjuk, mely alapján azokat a faktorokat tartjuk meg, amelyekhez tartozó sajátérték legalább 1 és mellőzzük azokat a faktorokat, amelyek nem magyarázzák meg legalább egy standardizált változó varianciáját (szórásnégyzetét). Másik lényeges szempont a faktoranalízis során a tengelyek (faktorok) ún. rotációja (forgatása). Ez a folyamat lehetővé teszi, hogy különbséget tegyünk a súlytényezők között, ami által a rotált tengelyeket könnyebben értelmezhetjük. E vizsgálatnál az *Ortogonalis Varimax Rotáció*-t alkalmaztuk (Horel, 1981).

Ahhoz, hogy hány faktort tartsunk meg, a Guttman-kritériumon kívül a sajátvektorok és a hozzájuk tartozó sajátértékek grafikus ábrázolását hívhatjuk segítségül. A „*scree-plot*” ábrák úgy segítenek vizuálisan a döntésünkben, hogy a visszautasított faktorok ún. apró „*kavicsokat*”, a megtartott faktorok pedig ún. „*küszöböket*” képeznek – a geológiából vett terminológiát használva (Hair et al., 1998).

A továbbiakban a faktoranalízis segítségével meghatározott alrégiók térképi szemléltetését összevetettük a clusteranalízis – még pontosabban az euklideszi távolságokra építő Ward-módszer – alkalmazásával. Ennek a hierarchikus módszernek az „*icicle plot*”-jai a vizsgált 17 állomást azok euklideszi „*távolságai*” szerint különítik el, mégpedig a több lehetséges kritérium közül annak alkalmazásával, hogy a clustereken belül megmaradó átlagos variancia a legkisebb legyen. Tehát az az információ, hogy egy adott állomás melyik clusterbe tartozik, így a lehető legnagyobb arányban csökkenti a kezdeti (ezen ismeret hiányában fennálló) bizonytalanságot.

A Ward-módszer a clusteranalízis ún. hierarchikus módszereinek családjába tartozik. A módszer önmagában nem biztosítja a clusterek számának egyértelmű meghatározását. Így alkalmazásával inkább azt tudjuk vizsgálni, hogy a faktoranalízissel kapott alrégiókba ugyanazok az állomások tartoznak-e a clusterek esetében is. (A clusteranalízis bemutatásához a következő fejezetben foglaltak is hozzájárulnak.)

4.3.2. Objektív évtípusok meghatározása clusteranalízissel

Az ökológusok gyakorta igénylik a meteorológiától, hogy határozza meg az élő természetben a tapasztalat szerint jelentkező évjárást (évtípus-hatást). A meteorológiai változók nagy időbeli változékonysága miatti sok típus (kevés mintaelem) általában nehezíti a kérdés teljesítését. A PDSI szoros autokorrelációja viszont lehetőséget nyújt ilyen évtípusok meghatározására. Mivel a minták hossza (12 hónap) sokkal kevesebb, mint az osztályozandó 98 év, a faktoranalízist nem, csak a clusteranalízist tudjuk választani.

A clusteranalízis célja, hogy különböző – a vizsgálat tárgyát képező – objektumokat azok hasonlóságai és közös tulajdonságai alapján csoportosítsa. A clusteranalízist a hidrológiai évek (a kiindulási hónap az adott év novembere, az utolsó hónap pedig a rákövetkező év októbere) osztályozására használjuk az adott állomásokon a PDSI anomáliák által reprezentált talajnedvesség alapján. A PDSI alapvető sajátossága – mely néhány típus ígéretét hordozza magában – az erős autokorrelációja, ami rekurzív definíciójának a következménye (2.2.4. fejezet, 2.3. egyenlet).

A clusterezés általában akkor sikeres, ha hasonló objektumok (esetünkben az egyes évek 12 komponensű vektorai) ugyanahhoz a clusterhez tartoznak, az eltérő tulajdonságúak pedig másik clusterhez. A hasonlóság közvetlen mértéke az objektumok havonkénti átlagos clusteren belüli varianciájának és a teljes minta varianciájának az aránya.

A clusterezésnek hierarchikus és nem hierarchikus módja létezik. Az első esetben nem rögzítjük a módszer révén kapható clusterek számát. A kiindulási állapottal kezdünk, amikor az összes objektum külön clusterhez tartozik, a clusterek számát pedig később – az egyes objektumok egymást követő egyesítése során számított statisztikai paraméterekre alapozva – határozzuk meg. A nem-hierarchikus megközelítés egy *a priori* feltevést igényel a clusterek számát illetően. Az évtípusok meghatározásához az utóbbi, nem-hierarchikus módszert alkalmaztuk a *k*-közepek módszerével (Hair et al., 1998). Az eljárás során három clustert kívántunk megkülönböztetni remélve, sikerül a hidrológiai éveket nedves, átlagos és száraz clusterekbe csoportosítani.

A clusterezési eljárás során az euklideszi metrikát használtuk. Eszerint ha x és y két N -dimenziós vektor, akkor ezek ρ távolsága a következő:

$$\rho(x, y) = \sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - y_i)^2} \quad (4.1.)$$

A *k*-közepek módszere előírja a kiindulási cluster-középpontok előzetes definiálását, melyek a mi esetünkben a minta három leginkább eltérő objektuma. Ezen cluster-középpontokból kiindulva az egyes objektumokat ebbe a három clusterbe csoportosítottuk oly módon, hogy e három csoporton belüli variancia külön-külön a minimális legyen.

Az 5.5. fejezetben végrehajtott clusterezés sikere a középpontok távolságától, valamint a fent említett varianciáktól függ, amiket ott be is mutatunk. A clusterezés sikerét e paraméterek ugyan objektíven jellemzik, de a hagyományos szignifikancia próbák (pl. az *F*-próba) nem megfelelők, mivel a clustereket úgy választjuk ki, hogy minimalizálják a varianciát.

A fent említett clusterezési eljárás során kapott száraz, nedves és átlagos évtípusok 1901-1999 közötti tízévenkénti gyakoriságait grafikusan ábrázoltuk mind az öt településre vonatkozóan. Arra kerestük a választ, hogy a vizsgált intervallum 98 hidrológiai éve között milyen gyakorisággal fordulnak elő szélsőséges vízellátottságú évtípusok.

4.4. MÓDSZEREK A LASSÚ VÁLTOZÁSOK VIZSGÁLATÁRA

4.4.1. A lineáris trendek szignifikancia vizsgálata

Megvizsgáltuk, hogy Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged áprilisi, júniusi, augusztusi és októberi PDSI adatsorainak a teljes 99 évre számított, lineáris trendjei szignifikánsak-e vagy sem.

Számításainkat a Blaney-Criddle módszerrel meghatározott homogenizált index értékek mellett a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált, valamint Blaney-Criddle módszerrel meghatározott nem-homogenizált sorokra is elvégeztük. Célunk ezzel is az volt, hogy megállapítsuk, milyen mértékben befolyásolja eredményeinket az index-számítás módszerének választása, illetve a bemenő meteorológiai paraméterek inhomogenitása.

A PDSI idősorokban mutatkozó trendek szignifikancia-vizsgálatának alapja a következő. Tekintsük a

$$t = (b - \beta) / s_b \quad (4.2.)$$

változót, mely Student-féle t -eloszlást követ. Az egyes szimbólumok jelentése a következő:

β : a sokaságbeli valódi (de ismeretlen) regressziós együttható,

b : a mintából számított regressziós együttható,

s_b : a mintabeli b regressziós együttható szórása.

A 0 -hipotézis szerint $b = \beta = 0$, azaz az általunk számított b regressziós együttható nem tér el szignifikánsan 0 -tól. Döntésünket a regressziós együttható szignifikáns vagy nem szignifikáns voltáról a t -eloszlás táblázata alapján hoztuk meg. A szignifikancia vizsgálatot az 1 %-os valószínűségi szinten, $n - 2$ szabadsági fok mellett végeztük el (n a vizsgált minta elemszámát jelenti). Ha a t változó fenti formula szerint kapott értéke magasabb, mint a t -eloszlás táblázatában az adott valószínűségi szinthez és szabadsági fokhoz tartozó küszöbérték, akkor a minta számított trendje az adott valószínűségi szinten szignifikáns, egyébként pedig nem.

4.4.2. Idősorok simítása mozgó átlagokkal és a Gauss-filterrel

Megvizsgáltuk Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged 1901-1999 közötti PDSI adatsorának áprilisi, júniusi, augusztusi és októberi simított ingadozásait. Az idősorok több éves jellemzése céljából meghatározott 11 éves ún. mozgó átlagokat az időszak középső évére vonatkoztattuk, azaz mindig az adott évet, valamint előtte és utána 5-5 évet vettünk figyelembe. A mozgó átlag kapcsolatba hozható a klimatológiai gyakorlat- és fogalomképzés azon lépésével, amelyik mindig véges időszak átlagával operál. Ugyanakkor a mozgó átlag, egyenlőtlenül módosítja az egyes hullámhosszakokat és néha olyan évekhez

rendelnek relatív szélső értéket, amelyek az adott évben, vagy a közvetlen szomszédokban átlagosak, esetleg az alattiak (WMO, 1986).

Az emiatt esetleg mutatkozó problémák előzetes orvoslása érdekében ún. Gauss-filterrel is simítottuk a PDSI értékek hosszú idősorait a fent említett állomásokra, hónapokra és időszakra.

A 11 évre vonatkozó súlytényezők a 4.1. táblázatban találhatók. A súlytényezők a standard normális eloszlás sűrűségfüggvényén alapulnak.

4.1. táblázat
A gaussi simítás során használt súlytényezők

időeltérés, év	lineáris Gauss-féle súlyok
-5	0,0088
-4	0,0272
-3	0,0651
-2	0,1217
-1	0,1770
0	0,2005
1	0,1770
2	0,1217
3	0,0651
4	0,0272
5	0,0088

Megjegyzendő, hogy a Gauss-filter szerepe nem olyan jelentős a filterező eljárások körében, mint a gaussi (normális) eloszlásé a folytonos eloszlások között. Mindazonáltal meglehetősen gyakran alkalmazzák éghajlati adatsorokra is (pl. WMO, 1986; Brázdil et al., 1994).

A dolgozatban megvizsgáltuk, hogy tapasztalunk-e változást a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorok XX. századi tendenciájában, ha egyrészt megváltoztatjuk a párolgás-számítás módszerét, másrészt inhomogén adatokkal dolgozunk. Ezért kiszámítottuk a PDSI sorokra illesztett 11 éves mozgó-, valamint gaussi-átlagokra vonatkozó, Blaney-Criddle és Thornthwaite-féle párolgás-számítási módszer által meghatározott adatsorok közötti korrelációs és regressziós együtthatókat. Ezt követően ugyanígy jártunk el a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem homogenizált index sorok összehasonlításánál is.

A korrelációs együtthatók a háromféle PDSI viszonylag szoros kapcsolatát, egymásnak való minőségi megfelelését jellemzik, míg a sorok egymáshoz viszonyított regressziós együtthatói megmutatják, hogy milyen mértékű változások tapasztalhatók a különböző módszerekkel számított PDSI simított tendenciáinak érzékenységeiben. Más megfogalmazásban: gyengíti, vagy erősíti-e e tendenciákat az, ha növényzettel borított felszínt feltételezünk, illetve ha homogenizált adatokat alkalmazunk.

4.4.3. Lineáris regresszió analízis helyi sorok és félgömbi hőmérsékleti jellemzők között

A PDSI hosszabb tartamú változásai valószínűleg nagyobb skálájú éghajlatváltozásokkal hozhatók kapcsolatba. Ezek a kapcsolatok a Mika (1988) által bevezetett szeletelés módszerével jellemezhetők, melynek segítségével a regionális éghajlati elemek és két félgömbi hőmérsékleti jellemző közötti kapcsolatokat vizsgálhatjuk.

A módszer lényege, hogy a kiindulási idősorokat azonos hosszúságú (5, 9, 13, 17 és 21 elemű) alperiódusokra szeleteljük, majd az alperiódusok időátlagainak felhasználásával regresszió analízist hajtunk végre, felhasználva a regresszió alapegyenletét:

$$Y = Y_0 + (\delta Y / \delta \langle T \rangle) \langle T \rangle + (\delta Y / \delta \Delta T) \Delta T + e, \quad (4.3.)$$

ahol

$(\delta Y / \delta \langle T \rangle)$: az Y és $\langle T \rangle$ közötti parciális regressziós együttható

$(\delta Y / \delta \Delta T)$: az Y és ΔT közötti parciális regressziós együttható

Y_0 : regressziós konstans

Y : a helyi változó átlaga

$\langle T \rangle$: a félgömbi középhőmérséklet átlaga a vizsgált időszakban

ΔT : a félgömbi óceán-kontinens kontrasztok átlaga ugyanabban az időszakban

e : normális eloszlású változó.

A helyi változások (az 5.6. fejezet szerint szárazodás) és a globális melegedés közötti kapcsolatok kimutatására a szeletelés módszerét az 1901-1988 közötti időszakra alkalmaztuk. A regresszió analízist a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált, valamint a Thornthwaite-féle eljárással számított homogenizált PDSI adatsorokra hajtottuk végre. Ezzel azt kívántuk tisztázni, hogy a félgömbi változások és a helyi vízmérleg közötti kapcsolatot mennyiben befolyásolja egyrészt a PDSI sorok kiszámításának módja, másrészt a nem-homogenizált adatokra épülő PDSI számítás.

Fontos tulajdonsága a független változónak választott két félgömbi paraméternek, hogy a közöttük levő korreláció a vizsgált 1901-1988-as alapidőszakban elhanyagolható mindegyik szelet esetén. Ez lehetővé teszi, hogy elkerüljük a két fizikailag elfogadható hemiszférikus hőmérsékleti karakterisztika multi-kollinearitásának problémáját. Ellenkező esetben ugyanis a legkisebb négyzetek módszerével számított regressziós együtthatók bizonytalansága megnövekszik, s romolhat a *t*-próba szerint szignifikáns együtthatók aránya.

A regressziós együtthatókat a legkisebb négyzetek módszerével becsültük, azok statisztikai realitását pedig a Student-féle *t*-próbával ellenőriztük a 95 %-os és a 80 %-os valószínűségi szinteken. Választásunk az első- illetve a másodfajú hibák közötti kompromisszum keresésének az eredménye.

A fent bemutatott módszer alapja az a klíma definíció, amely szerint az éghajlat a hosszabb, de véges időszakok alatt megnyilvánuló légköri állapotok statisztikai együttese (Götz, 1985). Minden időszakot egy-egy külön klímának tekintünk, melyeket a fenti félgömbi karakterisztikák vezérelnek.

Ahhoz, hogy a „szeletelés” módszerével kapott eredményeket a globális felmelegedés általánosabb érvényű, regionális sajátosságainak tekinthessük, fennmaradásukat más, független időszakokra is igazolni kell. A mi esetünkben erre az 1989-1999 közötti 11 évben volt lehetőség. A Blaney-Criddle féle homogenizált PDSI alapsorozat 11 éves átlagai mellett meghatároztuk azon számított PDSI-bebecsléseket is, amelyek úgy nyertünk, hogy az előző 88 évben jellemző átlagos regressziós egyenletbe behelyettesítettük a független időszakot ténylegesen jellemző két félgömbi változó értékeit.

4.5. ELTÉRŐ ÁTLAGÚ RÉSZ-IDŐSZAKOK AZONOSÍTÁSA

Abból a célból, hogy a 99 éves idősorban a teljes mintaátlaghoz képest szignifikánsan magasabb átlagértékű (szignifikánsan nedvesebb), illetve szignifikánsan alacsonyabb átlagértékű (szignifikánsan szárazabb) részperiódusokat mutassunk ki, a klasszikus kétmintás próba egy új interpretációját használtuk fel, melyet Makra fejlesztett ki (Makra et al., 2000a; 2002; Tar et al., 2001). A próbát Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged 1901-1999 közötti áprilisi, júniusi, augusztusi és októberi Blaney-Criddle módszerrel meghatározott homogenizált PDSI adatsoraira, valamint – a korábbi fejezetekhez hasonlóan, diszkussziós célból – a másik két PDSI számítási módra is alkalmaztuk.

A vizsgálat minden esetben az 1901-1999 közötti teljes időszak Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged április, június, augusztus és október hónapjaira terjedt ki.

A próba alapkérdése, hogy kimutatható-e szignifikáns különbség egy adott idősor valamely tetszőleges részmintájának, illetve a teljes mintának az átlagai között (Makra et al., 2000; 2002; Tar et al., 2001).

Innen adódik, hogy a bevezetett valószínűségi változó:

$$PS^{(1)} = \frac{\bar{M} - \bar{m}}{\sqrt{\frac{N-n}{N \cdot n} \cdot \sigma}} \quad (4.4.)$$

standard normális eloszlású, $N(0;1)$.

Ez azt jelenti, hogy ha meghatározzuk a vizsgált adatsor $\bar{M}$ középértékét és σ szórását, akkor a fenti 0-hipotézisnek az adott részminta $\bar{m}$ átlagértékére vonatkozó próbája $PS^{(1)}$ és x_p alábbi összevetéséhez vezet:

$$P \left(\left| \frac{\bar{M} - \bar{m}}{\sqrt{\frac{N-n}{N \cdot n} \cdot \sigma}} \right| > x_p \right) = p \quad (4.5.)$$

A standard normális eloszlás táblázatából adott $0 < p < 1$ számhoz meghatározhatjuk azt az x_p -t, amelyre a (4.5.) egyenlőség teljesül.

Ha $PS^{(1)}$ [(4.4.) egyenlet] abszolút értéke meghaladja x_p -t, akkor azt mondjuk, hogy $\bar{M}$ és $\bar{m}$ szignifikánsan különböznek egymástól. Azt a feltevést, miszerint nincs eltérés közöttük, p valószínűséggel utasítjuk el. (A szignifikancia tesztek a $p = 0,01$ valószínűségi szinten hajtjuk végre.)

A $PS^{(1)}$ próbastatisztika [(4.4.) egyenlet] normális eloszlása elégséges feltétele a módszer alkalmazásának. Ugyanakkor nem feltétlenül szükséges, hogy a minta normális eloszlású legyen. Ugyanis elég nagy elemszámú minta esetén a centrális határeloszlás tétel szerint a mintaelemek (valószínűségi változók) összegének sűrűségfüggvénye közel normális, függetlenül attól, hogy milyen az alapul vett minta eloszlása. A kiindulási eloszlás stacionaritása mellett feltétel, hogy a valószínűségi változók függetlenek legyenek és legyen szórásuk. Ily módon, elég nagy elemszámú mintára (elég nagy N és n esetén) alkalmazható a módszer akkor is, ha a minta nem normális eloszlású. Azaz, a normalitás elegendő, de nem szükséges feltétele a módszer alkalmazásának.

A Makra-próba a (4.5.) egyenletet az összes lehetséges n elemű részmintára megoldja ($n = 3, 4, \dots, N-1$), s a számításokat rendre az adatsor $1., 2., 3., \dots, (N-n)$. elemével kezdi.

Pl. 99 adat (évek) esetén ez 4752 részminta átlagnak a teljes mintaátlaggal történő ismétlődő összehasonlítását jelenti. A szignifikáns eltérések feltárása információt nyújt azok tartamáról, kezdetéről, valamint befejezéséről is (Makra et al., 2000; 2002; Tar et al., 2001).

A fenti eljárás adott hónapban és állomáson nagyszámú, a teljes mintaátlagtól szignifikánsan eltérő részidőszakot eredményezhet. Munkánk eredménye egyfelől az összes ilyen részidőszak (a teljes mintaátlagnál magasabb, illetve alacsonyabb részidőszak-átlaggal), amelyek bármelyike és a hozzá tartozó eltérés felhasználható egy későbbi hatásvizsgálatban.

Másfelől a XX. századból olyan részidőszakokat kívánunk meghatározni, amelyek kellő hosszúságúak és a leginkább jellemzik az adott időszakon belüli szignifikáns részidőszakokat. E megközelítésben a keletkezett nagyszámú szignifikáns részidőszak közül azokat tartottuk meg, amelyekre akár három egymást követő elemszám (azonos évre), akár három egymást követő év (azonos elemszámra) szignifikáns részperiódust jelzett. Közülük azt az egyetlen szignifikáns részperiódust tartottuk meg, amelynek mintaátlaga a legnagyobb eltérést mutatta a teljes minta átlagától, azaz amelyre a $PS^{(1)}$ próbastatisztika értéke a legmagasabb.

A Makra-próba végrehajtása után kiválasztott szignifikáns törések értelemszerűen elkülönülnek egymástól. Ugyanakkor előfordul, hogy az ellentétes előjelű szakaszok záró-, illetve kezdő évei kissé átfedik egymást. Ahol ez előfordul, ott a hosszabbikból hagyunk el pár évet; feltéve, hogy a maradék időszak is szignifikáns. Ezzel az eljárással minden hónapra és állomásra (5 állomás x 4 hónap = 20 eset) legfeljebb 1-1 legjellemzőbb (azaz legfeljebb 20-20) száraz, illetve nedves részidőszakot határoztunk meg. Ugyanakkor négy esetben nem találtunk pozitív előjelű, egy esetben pedig negatív előjelű szignifikáns részidőszakot.

5. EREDMÉNYEK

Az alábbi, 5.1-5.8. fejezetek közül az első háromban bemutatjuk, hogy a Palmer-féle Aszály Szigorúsági Index jól használható az egyes évek hidrometeorológiai anomáliáinak monitorizálásához. Az 5.4-5.5. fejezetek egyrészt a térbeli korrelációkon alapuló objektív régiókat, másrészt az időbeli korreláción alapuló objektív évtípusokat különítenek el további klimatográfiai vizsgálatok céljaira. Az 5.6-5.7. fejezetekben elemezzük a talaj nedvességtartalmának XX. századi tendenciáit, továbbá kapcsolatot keresünk az északi félgömb melegedése és az Alföld vízellátottságának helyzete között. Az 5.8. fejezetben objektív klíma-analógokat származtatunk, melyek felhasználhatók éghajlati hatásvizsgálatok elvégzésére.

Az 5.1-5.8. fejezetek csaknem mindegyike tartalmazza a Blaney-Criddle és a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált, továbbá a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált index adatsorokra kapott eredményeket. E fejezetek célja annak tanulmányozása, hogy az említett módszerekben meglévő különbségeknek kimutathatók-e szisztematikus hatásai az index sorok statisztikai jellemzőinek (alapstatisztikai paraméterek, normalitás, tér- és időbeli korrelációk, trendek, regressziók, töréspont-vizsgálat) alakulásában.

5.1. A PDSI HÓNAP- ÉS HELY-FÜGGETLENSÉGE

5.1.1 Alaperedmények

A vizsgált térség öt állomásának (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged) 12 hónapra vonatkozó fő statisztikai paramétereit az 5.1. táblázatban foglaltuk össze.

5.1. táblázat

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI alapstatisztikái, 1901-1999

település	PDSI	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
Miskolc	átlag	-0,44	-0,48	-0,37	-0,27	-0,26	-0,36	-0,34	-0,35	-0,32	-0,30	-0,30	-0,31
	szórás	2,47	2,37	2,30	2,29	2,10	2,08	2,26	2,40	2,46	2,50	2,56	2,62
Nyíregyháza	átlag	-0,16	-0,25	-0,33	-0,16	-0,09	-0,26	-0,30	-0,28	-0,16	-0,13	-0,12	-0,14
	szórás	2,45	2,33	2,26	2,21	1,97	2,02	2,28	2,41	2,30	2,36	2,44	2,48
Debrecen	átlag	-0,20	-0,38	-0,39	-0,19	-0,07	-0,13	-0,16	-0,26	-0,19	-0,13	-0,14	-0,21
	szórás	2,37	2,19	2,21	2,20	1,88	1,91	2,28	2,52	2,29	2,35	2,44	2,46
Kecskemét	átlag	-0,08	-0,18	-0,20	-0,23	-0,25	-0,25	-0,26	-0,37	-0,33	-0,24	-0,22	-0,15
	szórás	2,33	2,24	2,18	2,09	1,99	1,90	2,19	2,30	2,13	2,10	2,23	2,40
Szeged	átlag	-0,15	-0,30	-0,39	-0,41	-0,36	-0,26	-0,23	-0,15	-0,05	-0,16	-0,09	-0,07
	szórás	2,45	2,41	2,40	2,40	2,08	1,95	2,20	2,39	2,24	2,30	2,37	2,49

Az átlagértékek minden állomáson és hónapban zérus közeli értékeket vesznek fel. Azért nem pontosan zérust, mert a PDSI számítás referencia-időszaka 1901 és 1980 közé esett, vagyis az utóbbi 19 év kissé eltérítette az átlagokat a zérustól (lásd: 3.2. fejezet). Az eltérések történetesen minden esetben negatívak, ami arra utal, hogy a referencia-időszakot követő 19 év

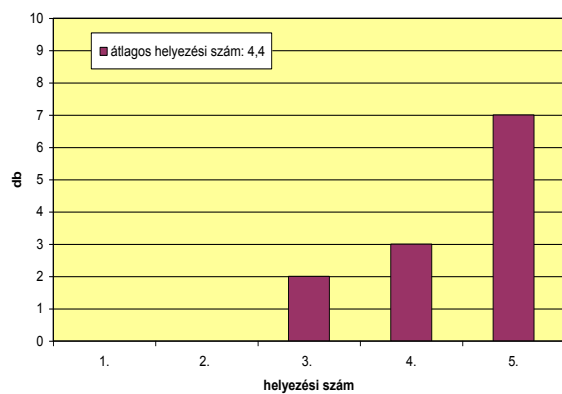
valamivel szárazabb volt, mint a megelőző 80 esztendő. Mivel ilyen rövid időszak (19 év) esetében nem célszerű a PDSI hónap-, illetve helyfüggetlenségének vizsgálata, így a továbbiakban a szórás tér- és időbeli egyenmőségét, valamint eltéréseit elemezzük.

Az *F*-próba segítségével meghatároztuk – ugyancsak településenként – a 12 hónapból képzett 66 hónap-pár szórás értékei közötti szignifikáns különbségeket (5.2. táblázat). Eredményeink szerint az 5 %-os valószínűségi szinten a vizsgált települések mindegyikére, az 1 %-os valószínűségi szinten pedig a vizsgált öt településből három esetében akadt olyan hónap-pár, amelyek szórása szignifikánsan eltér egymástól. Az ilyen párok gyakorisága néhányszor nagyobb, mint a véletlen (állomásonként és küszöbönként 3,3, illetve 0,7 darab), de a párok egyik tagja minden esetben a május vagy a június, amikor az évi csapadék-maximum nagyobb változékonyságot visz a havi PDSI értékek szórásába is. Ha e két hónapot kihagyjuk és csak a másik tíz hónapból képezhető párok 45 összehasonlításában vizsgáljuk a szórások eltérését, akkor nem találunk egyetlen szignifikánsan különböző hónap-párt sem.

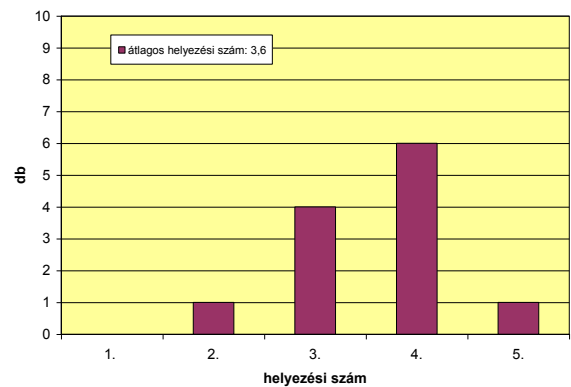
5.2. táblázat
A szórások szignifikáns eltérései, Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált havi PDSI, F-próba, db

település	minden páros		máj, jún kivételével	
	5 %	1 %	5 %	1 %
Miskolc	8	-	-	-
Nyíregyháza	10	-	-	-
Debrecen	14	6	-	-
Kecskemét	4	1	-	-
Szeged	9	1	-	-
véletlen arány	3,3	0,7	3,3	0,7

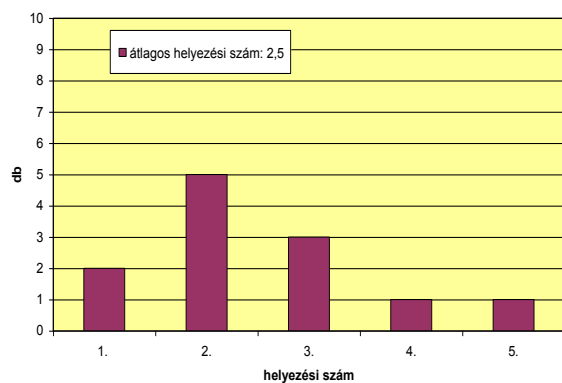
A szórások térbeli eloszlásának vizsgálata céljából meghatároztuk az öt állomáson a szórások rangszámát minden egyes hónapban oly módon, hogy adott hónap legkisebb rangszámmal jelölt szórása a legkisebb, a legnagyobb rangszámmal jelölt szórása pedig a legnagyobb az öt állomás közül (5.1. ábra). Ezt követően állomások szerint összegeztük az 1901-1999 közötti időszak minden egyes hónapjára kapott szórások rangszámait, majd az egyes gyakoriságokat a hozzájuk tartozó rangszámokkal, mint súlytényezőkkel szorozva átlagoltuk. Ily módon rangszám szerint súlyozott összegeket kaptunk, melyek a PDSI szórásának jellemzőszámai. Más szóval az 5.1. ábra megmutatja, hogy a PDSI havonkénti szórásának Kecskeméten a legnagyobb a stabilitása (azaz legkisebb a szórása), Miskolcon pedig a legkisebb (azaz legnagyobb a szórása). Megjegyezzük ugyanakkor, hogy e különbségek általában nem szignifikánsak, az 5 %-os szinten is csak egyetlen hónapban – októberben – múlta felül az *F*-próbat statisztika a kritikus értéket, míg az 1 %-os szinten már az sem. (A teljesen véletlen arány a tíz állomás-párra a 12 hónapra nézve 6 illetve 1,2 eset lett volna.)



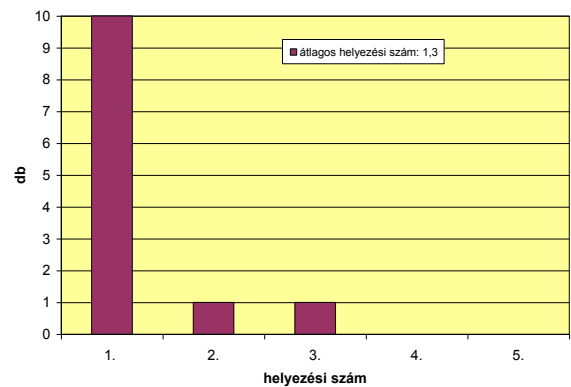
Miskolc



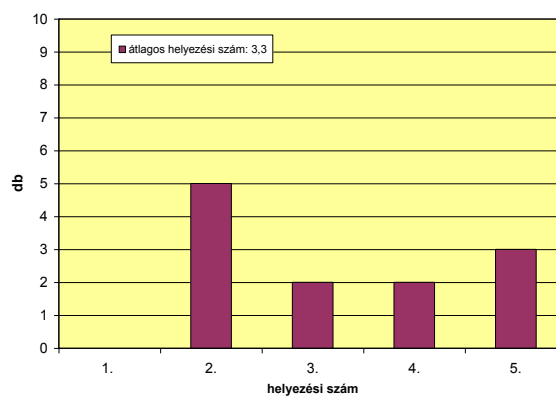
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét



Szeged

5.1. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI szórások helyezési számainak eloszlása az öt állomás között. Az „1.” helyezési szám a legkisebb, az „5.” h. sz. a legnagyobb szórást jelenti egy adott hónapban.

5.1.2 Diszkusszió

A továbbiakban megvizsgáljuk a PDSI szórásának viselkedését egyrészt a potenciális párolgás számítási módjával, másrészt az éghajlati adatsorok inhomogenitásával szemben. A szórás összehasonlítását az 5.2 ábrán illusztráljuk mindhárom PDSI számítási módra. Az ábrán markánsan kirajzolódik mindhárom esetben a május-júniusi szórások alacsonyabb értéke.

A Thornthwaite-féle módszerrel számított homogenizált havi PDSI havonkénti szórásai minden településen nagyobbak, mint a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI esetében. A havonkénti szórások összehasonlítására alkalmazott *F*-próba szerint azonban az eltérés az 5 %-os valószínűségi szinten mindössze Nyíregyházán és Debrecenben (két, illetve egy hónap-párosra) térnek el egymástól; az 1 %-os valószínűségi szinten pedig már egyik településen, illetve hónap-párosra sem (5.3. táblázat).

Az egyes települések Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált havi PDSI értékeinek havonkénti szórásai közel megegyeznek az ugyanezzel a módszerrel számított homogenizált PDSI havi szórásaival. Az *F*-próba alkalmazásával településenként kapott szignifikáns hónap-párok száma mind az 5 %-os, mind az 1 %-os valószínűségi szinten jól illeszkedik a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált havi PDSI értékekre kapott eredményekhez (5.4. táblázat).

5.3. táblázat

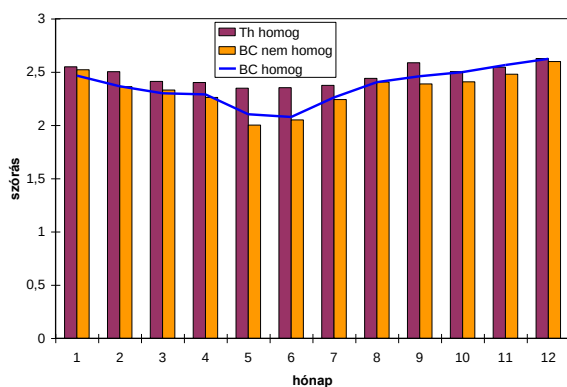
A szórások szignifikáns eltérései, Thornthwaite módszerrel számított homogenizált havi PDSI, *F*-próba, db

település	minden páros		máj, jún kivételével	
	5 %	1 %	5 %	1 %
Miskolc	-	-	-	-
Nyíregyháza	2	-	-	-
Debrecen	1	-	-	-
Kecskemét	-	-	-	-
Szeged	-	-	-	-

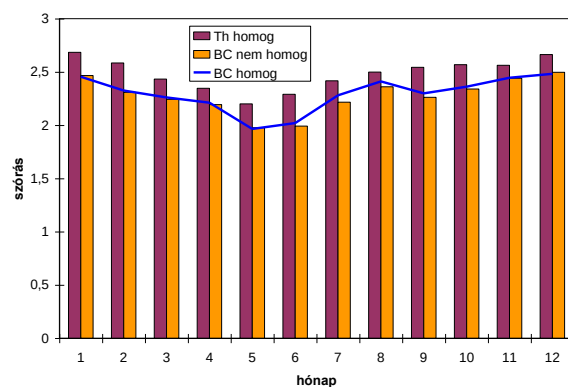
5.4. táblázat

A szórások szignifikáns eltérései, Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált havi PDSI, *F*-próba, db

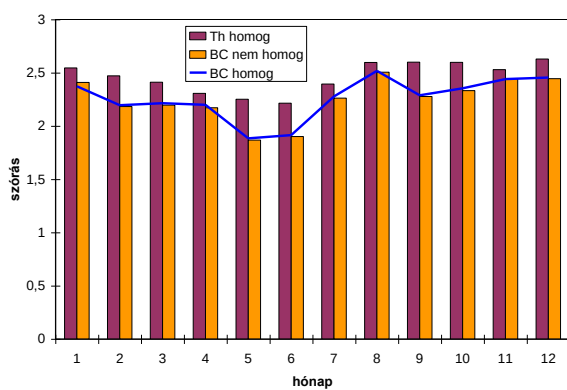
település	minden páros		máj, jún kivételével	
	5 %	1 %	5 %	1 %
Miskolc	10	2	-	-
Nyíregyháza	9	1	-	-
Debrecen	14	8	-	-
Kecskemét	6	-	-	-
Szeged	9	1	-	-



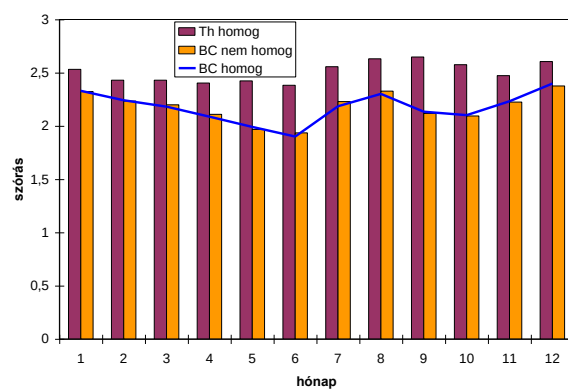
Miskolc



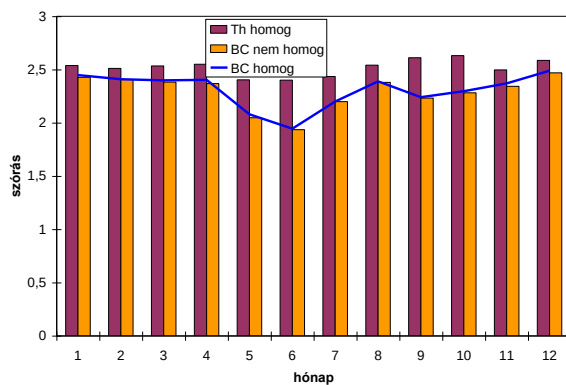
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét



Szeged

5.2. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált
és nem-homogenizált, illetve a Thornthwaite módszerrel számított
homogenizált PDSI értékek szórása, 1901-1999

*

*

*

Összefoglalva:

A PDSI havonkénti értékeire az öt alföldi állomáson is teljesül az index kidolgozásakor szem előtt tartott hely-függetlenség. Az *F*-próba szerint csak egyetlen állomás-pár szórás értékei térnek el szignifikánsan, ami a véletlennél is kisebb arányt jelent.

A hónap-függetlenség, mint a másik célzott tulajdonság csak részben teljesül az Alföldön, mivel a májusi és a júniusi indexek szórása a véletlent háromszorosan meghaladó arányban mutat szignifikáns eltérést, ezen belül alacsonyabb szórást, a többi hónapot jellemző értéknél. A másik tíz hónap szórásai között ugyanakkor egyáltalán nincs szignifikáns eltérés.

A Thorntwaite-féle potenciális párolgáson alapuló, homogenizált index sorokban sincs szignifikáns különbség az egyes állomások szórásában. Megszűnik a május-június eltérése az egyes hónapok szórásai között is. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek sorában nincs eltérés a homogenizált sor szórásáról mondottakhoz képest.

Ugyanakkor a Thornthwaite féle index-sor szórása minden hónapban valamivel nagyobb, mint a Blaney-Criddle módszer esetében, vagyis a növényzet valamelyest enyhíti a szórást. (Az 5.6 – 5.7 fejezetekben kimutatjuk, hogy ez nemcsak az évközi változékonyság, de a lassúbb változások esetén is tapasztalható.)

5.2. A PDSI ELOSZLÁSÁNAK NORMALITÁSA

5.2.1 Alaperedmények

A hely- és idő-függetlenség vizsgálatát az indokolta, hogy megtudjuk: Térségünkben mennyiben teljesül a PDSI egyik eredeti tulajdonsága az index klíma-függetlensége. A normalitás-vizsgálat elvégzését későbbi elemzéseink egy része is igényli. Amint azt a diszkusszióban is bemutatjuk, az állomások és hónapok összevonása jellemzően nem normális eloszlást eredményez, mert a zérus körüli értékek a vártnál ritkábbak. Ez az összevont (hely- és évszak-függtelenül kezelt) PDSI ismert tulajdonsága (Alley, 1984, Mika et al., 1994). Az 5.5. táblázatban összefoglaltuk a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek empirikus eloszlásának a normálistól való eltérést vizsgáló tesztek eredményeit.

5.5. táblázat

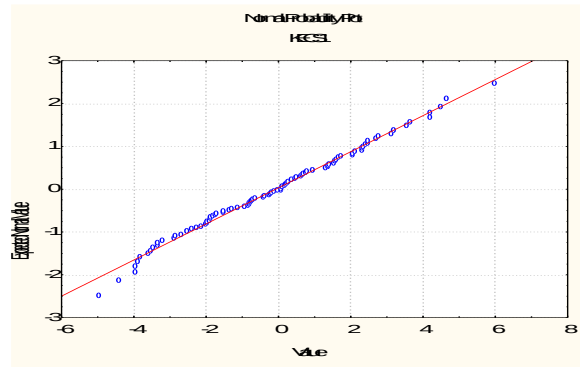
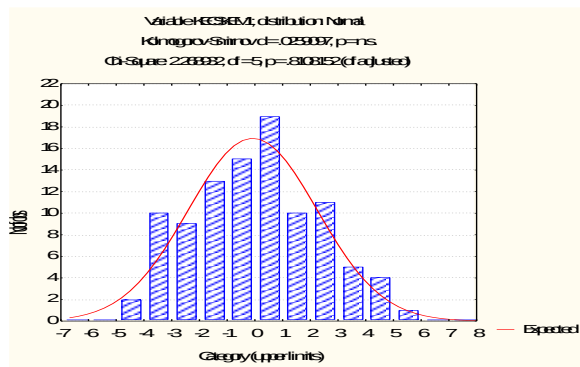
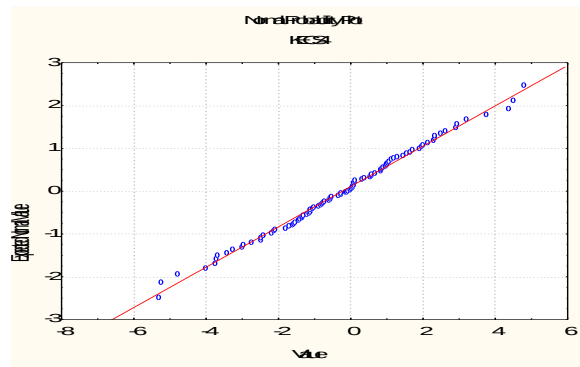
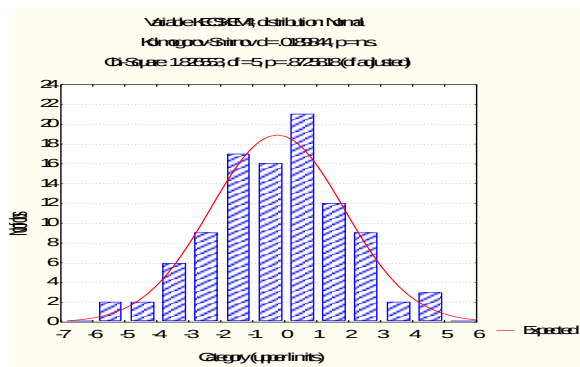
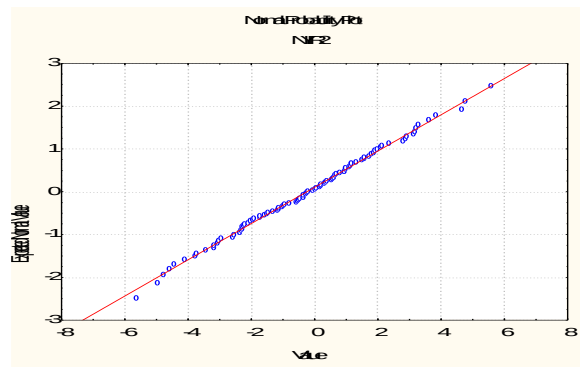
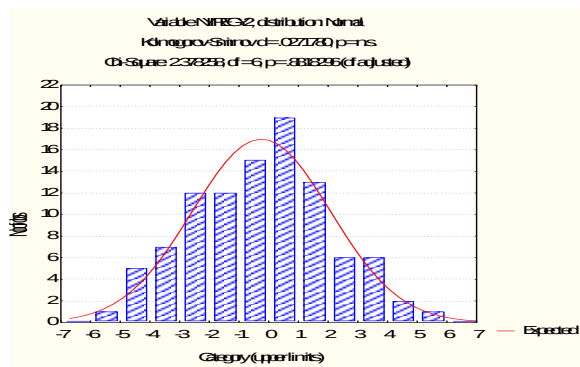
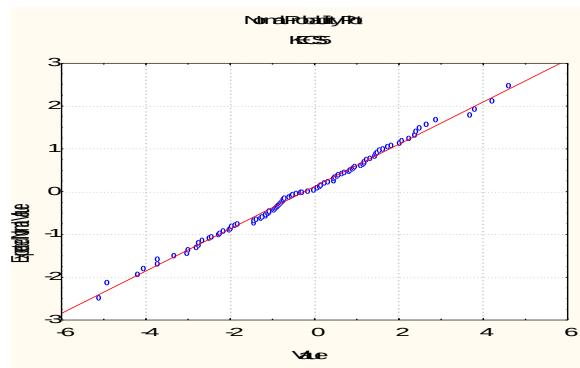
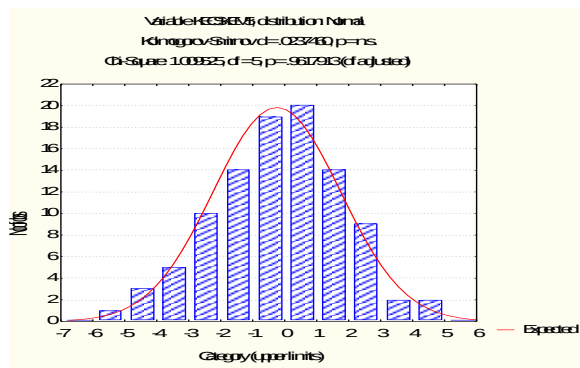
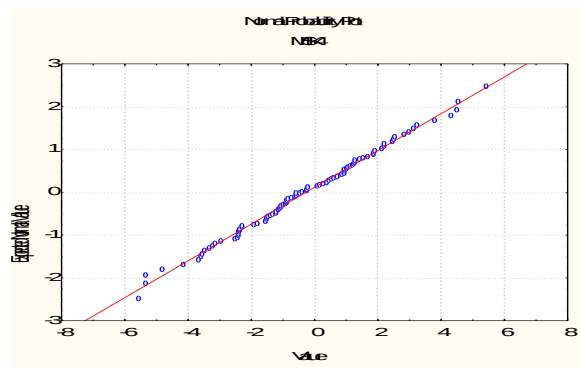
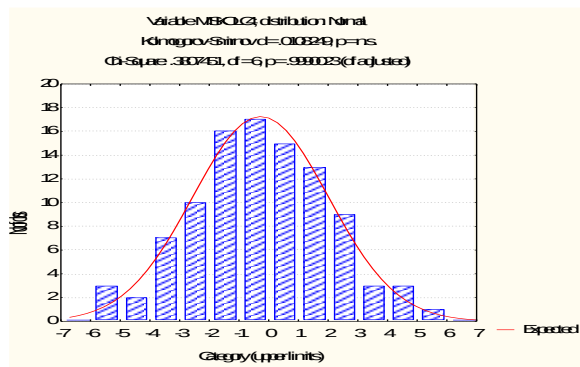
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált eloszlások eltérése a normálistól

1901-1999	teszt	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
Miskolc	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2	7				12					16	10	
Nyíregyháza	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2						2	0.4	14		8	0.5	17
Debrecen	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2	5	5	6			1	0.02	0.1	6		8	6
Kecskemét	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2			19				11				7	
Szeged	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2		10					2	6	2			

n.s.: nem szignifikáns eltérések a K-S (Kolmogorov-Szmirnov) próbánál; üres cella: nem szignifikáns eltérések a χ^2 -próbánál; *dőlt*: a normalitás valószínűsége $\leq 20\%$ és $> 5\%$ **vastag**: a normalitás valószínűsége $\leq 5\%$

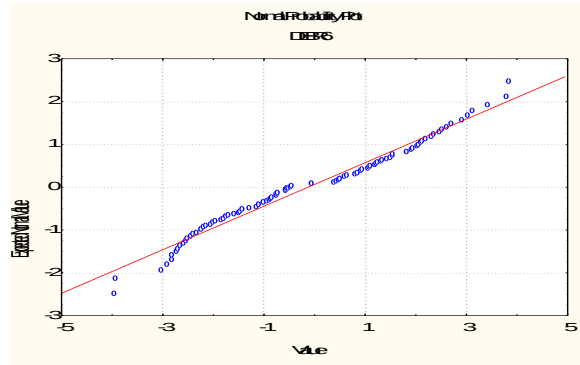
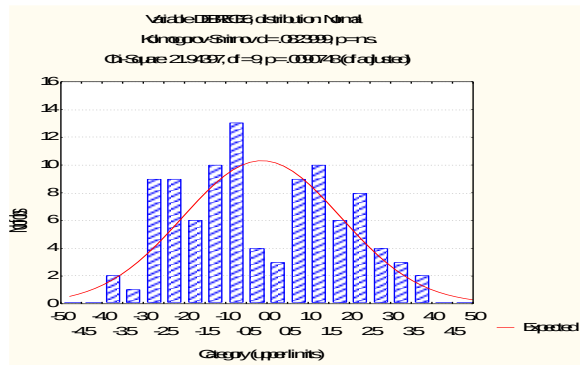
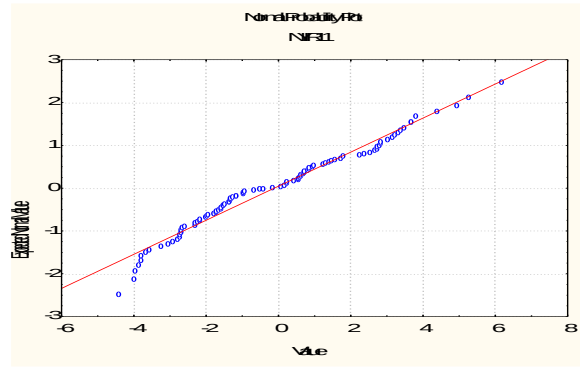
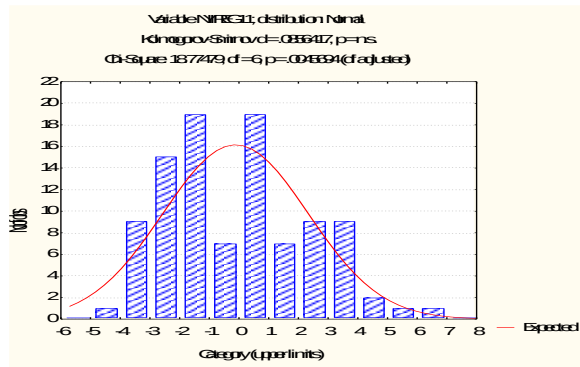
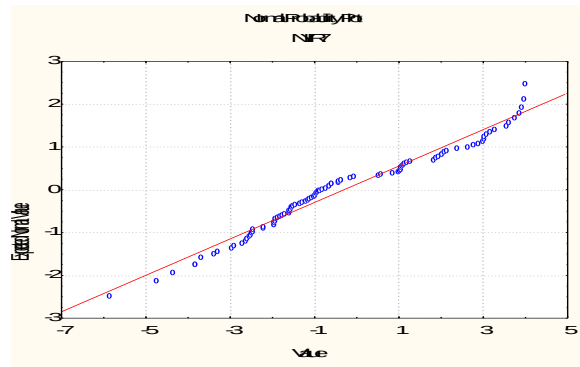
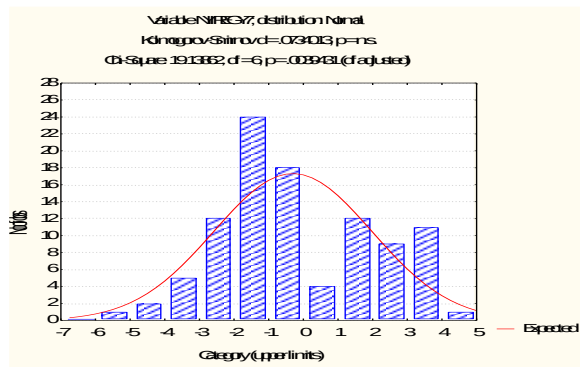
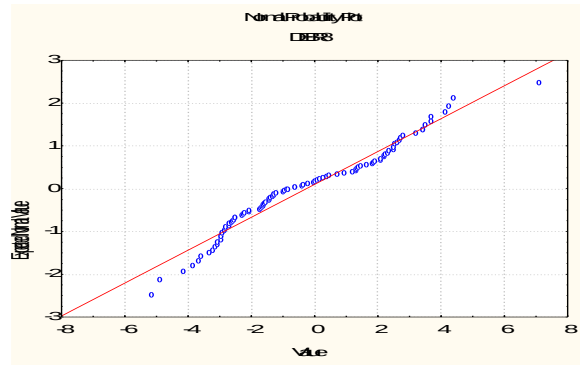
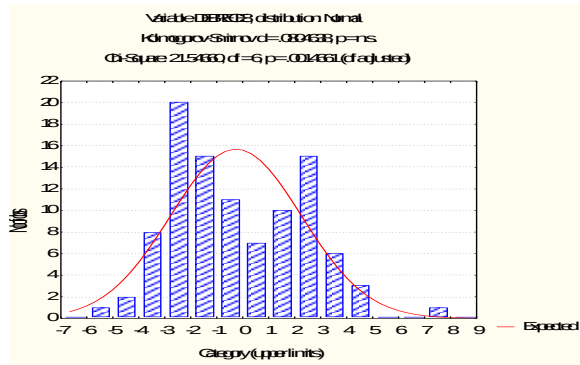
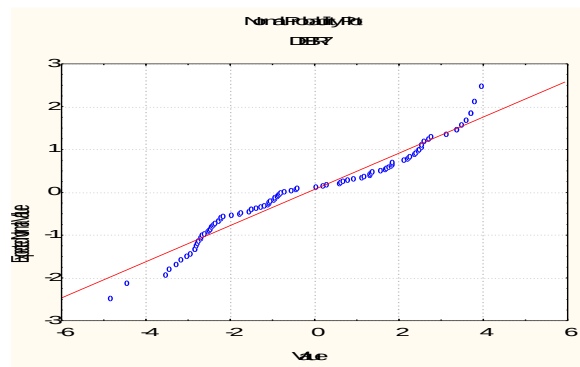
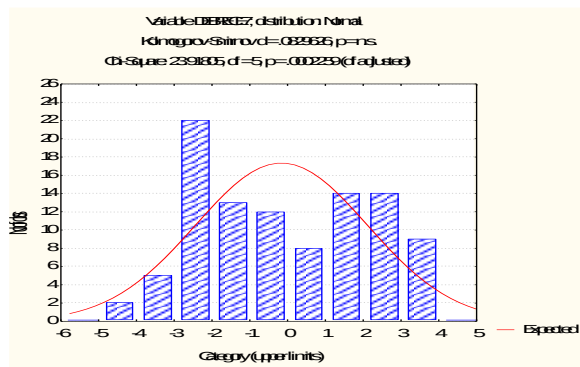
A PDSI értékek normalitása a Kolmogorov-Szmirnov (K-S) próba szerint mind az öt állomásra és mind a 12 hónapra [60 esetre] teljesül az 5%-os valószínűségi szinten. A szigorúbb χ^2 -próba esetében Nyíregyházán a júniusi, júliusi és novemberi; Debrecenben a januári, februári, júniusi, júliusi és augusztusi; Szegeden pedig a júliusi és szeptemberi index értékek nem mutatnak normális eloszlást. Tehát a vizsgált 60 hónapból összesen 50 hónapban teljesül a normalitás a PDSI értékeinek eloszlására az 5 %-os valószínűségi szinten (5.5. táblázat).

A továbbiakban bemutatjuk mindegyik állomásra a havi index értékek normalitásának grafikus elemzéséhez megszerkesztett gyakorisági hisztogramokat, valamint az ún. *Normal Probability Plot* ábrákat. Egyrészt olyan havi index-sorokat szemléltetünk, amelyek 80 %-nál nagyobb mértékben illeszkednek a normális eloszláshoz (5.3a-5.4a. ábra), másrészt olyanokat, amelyek normalitása mindössze legfeljebb 0,9 %-os valószínűséggel teljesül (5.3b-5.4b. ábra).



5.3a. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI sorok hisztogramjai

5.4a. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI sorok plotjai



5.3b. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI sorok hisztogramjai

5.4b. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI sorok plotjai

5.2.2 Diszkusszió

A diszkusszió fejezetek tartalmától eltérően az alábbiakban nem csupán a másik két PDSI számítási mód hatását vizsgáljuk, de bemutatjuk az állomások és a hónapok szerinti részleges és teljes összevonás melletti normalitás-vizsgálatokat, illetve az így keletkező hisztogramokat.

Elsőként bemutatjuk, hogy a normalitás hasonló arányban teljesül a Thornthwaite féle homogén és a Blaney-Criddle módszerrel számolt nem homogén sorokra is (5.6a-b. táblázat).

5.6a. táblázat
A Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI értékek
normalitás-vizsgálatának eredményei, 1901-1999

település	teszt	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
Miskolc	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2			12		10				15		10	
Nyíregyháza	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2							8				3	0,3
Debrecen	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2					19					2	4	
Kecskemét	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2				4			2	5	0,04	1		3
Szeged	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2		0,5			20		5			16		5

n.s.: nem szignifikáns eltérések a K-S (Kolmogorov-Szmirnov) próbánál; üres cella: nem szignifikáns eltérések a χ^2 -próbánál; *dőlt*: a normalitás valószínűsége $\leq 20\%$ és $> 5\%$ **vastag**: a normalitás valószínűsége $\leq 5\%$

5.6b. táblázat
A Blaney-Criddle módszerrel számított nem homogenizált PDSI értékek
normalitás-vizsgálatának eredményei, 1901-1999

település	teszt	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
Miskolc	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2	12					18		8				
Nyíregyháza	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2					15	11				10	17	
Debrecen	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2	8		2	0,5	17	20	11	5	0,01	17	18	
Kecskemét	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2		0,2		7			16	17	10		6	
Szeged	K-S	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	χ^2		8	6	0,5	7	0,4		5	5	4		

n.s.: nem szignifikáns eltérések a K-S (Kolmogorov-Szmirnov) próbánál; üres cella: nem szignifikáns eltérések a χ^2 -próbánál; *dőlt*: a normalitás valószínűsége $\leq 20\%$ és $> 5\%$ **vastag**: a normalitás valószínűsége $\leq 5\%$

Az 5, illetve 20 %-nál alacsonyabb szinten teljesülő normalitás aránya az alap-sorokban 26/60, illetve 10/60 volt. A Thorthwaite-féle index esetében ez az arány 21/60, illetve 13/60; a nem homogén B-C esetben pedig 31/60, illetve 10/60, vagyis a három változatban nagyjából azonos. Ugyanakkor a K-S próba szerint mindhárom eloszlás normális.

Elemzésünket az öt állomást közös mintában, de a havi adatokat külön-külön kezelő megoldással folytatjuk, minthogy az 5.1. fejezetben kimutattuk: a szórás tekintetében nincs az állomások között szignifikáns eltérés. Az 5.7. táblázat tanúsága szerint ebben az összevonásban az esetek többségében még az enyhébb Kolmogorov-Szmirnov próba is szignifikáns eltérést jelez. A χ^2 -próba pedig áprilisban fogadja el normálisnak az eloszlást. Tehát, bár a szórások állomások közötti eltérése nem jelentős, az összevonás alapvetően elrontja az eloszlás külön-külön még nagyrészt teljesülő normalitását.

5.7. táblázat

A Blaney-Criddle módszerrel számított, homogenizált PDSI havi összevont empirikus eloszlásainak eltérése a normálistól az öt állomás közös mintában történő kezelése esetén

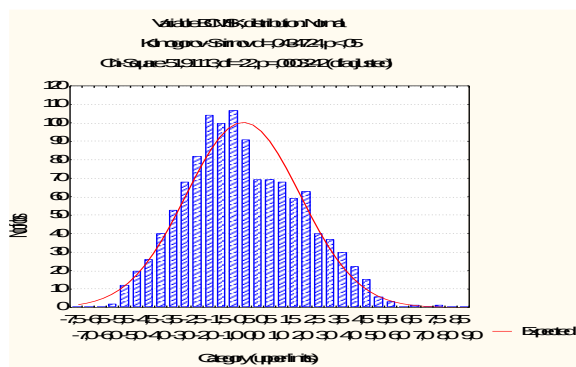
normalitás	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
K-S próba	p<10%	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	p<1%	p<1%	p<5%	p<20%	p<5%	p<5%	p<1%
χ^2 -próba	p<1%	p<5%	p<1%	n.s.	p<5%	p<1%	p<1%	p<1%	p<1%	p<1%	p<1%	p<1%

(p annak valószínűsége, hogy az empirikus eloszlás normális eloszlásból származik. n.s. = nem szignifikáns)

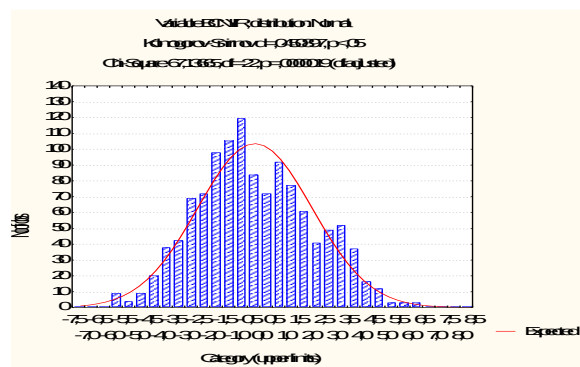
Abban az esetben, ha a vizsgált 99 év havi PDSI értékeit településenként külön-külön, de a teljes évre összevonva kezeljük mindegyik településen, akkor ezen adatsorok egyikére sem teljesül a normalitás (5.5. ábra). Mint látható, a normalitástól való eltérést a K-S próba is regisztrálja, a χ^2 -próba pedig igen magas valószínűségi szinten elveti azt.

Ezen túlmenően, ha mind az öt állomás 99 éves – egyenként 12 havi – PDSI index értékeit egy adatbázisba soroljuk, akkor szintén nem tapasztalunk normális eloszlást (5.6. ábra). Az elutasítás oka itt is ugyanaz, a zérus körüli értékek kiugróan alacsony gyakorisága. Az elutasítás mértéke is hasonló mindkét próba szerint, mint az előző esetben.

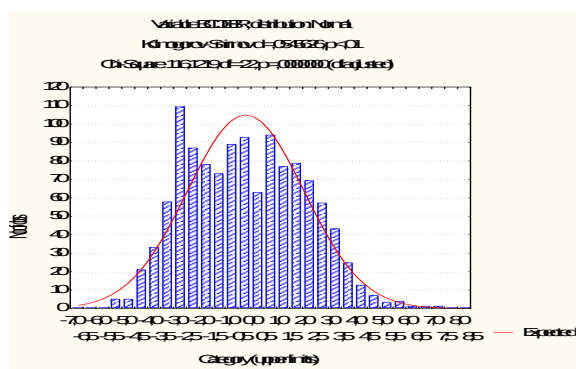
E megállapítások igazak nemcsak a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI sorokra, hanem a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált adatokat használó, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított, nem-homogenizált PDSI értékekre is (lásd: ugyancsak az 5.6 ábrán).



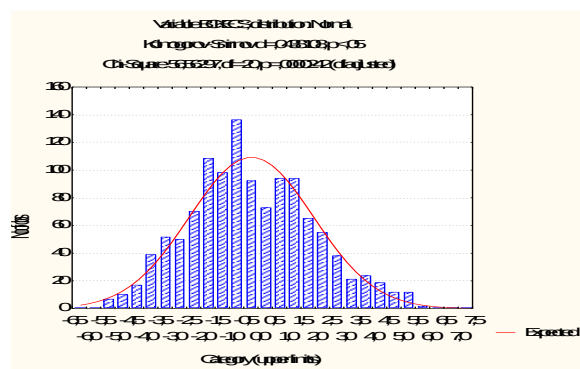
Miskolc



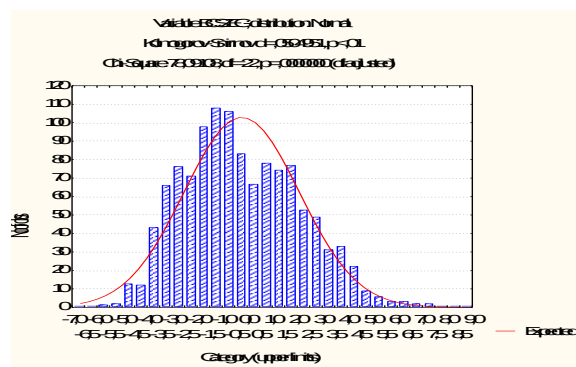
Nyíregyháza



Debrecen

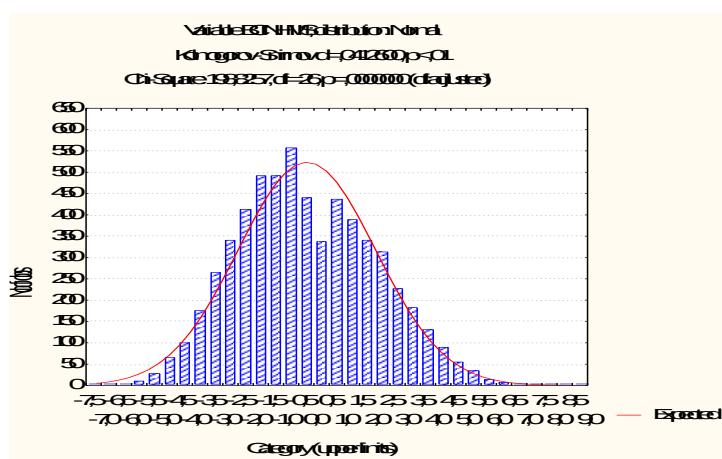
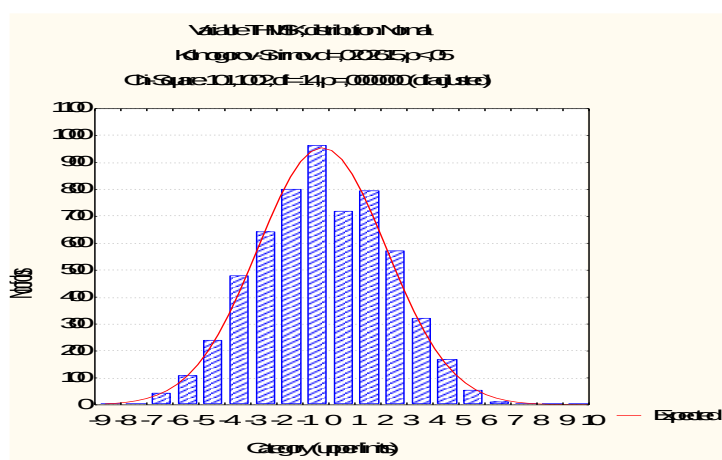
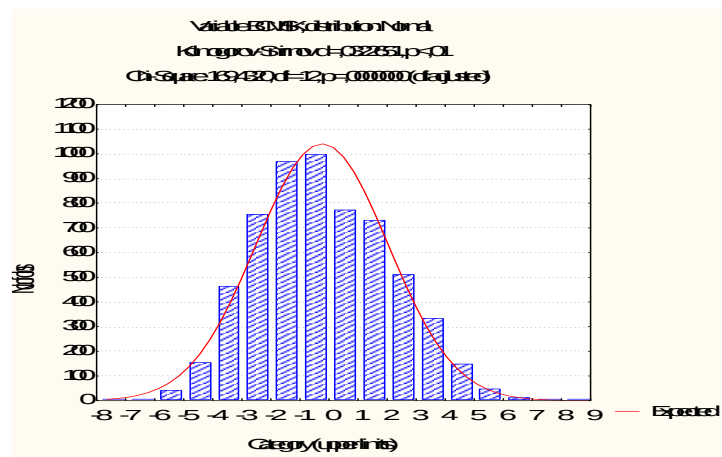


Kecskemét



Szeged

5.5. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI sorok gyakorisági hisztogramjai az öt településre külön-külön, teljes év, 1901-1999



5.6. ábra

A teljes évre és az öt állomásra számított gyakorisági hisztogramok, 1901-1999. Felülről lefelé haladva: a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált-, a Thorndhwaite módszerrel számított homogenizált-, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem homogenizált PDSI sorok.

*

*

*

Összefoglalva:

A Blaney-Criddle módszerrel számított PDSI értékek eloszlása szignifikánsan eltér a normálistól, amikor az öt állomást és a 12 hónapot közös mintába vonjuk össze. E viselkedés fő oka a zérus körüli értékek ritka fellépése, ami az index más térségekben is tapasztalt, ismert tulajdonsága. Ha viszont minden állomást és hónapot külön elemzünk, akkor a Kolmogorov-Szmirnov próba szerint mind az $5 \times 12 = 60$ eloszlás normális, míg a χ^2 -próba is csak tíz esetet mutat ettől az 5 %-os szinten eltérőnek. Ez az érték ugyan háromszorosa a véletlen aránynak, mégis a hónapok és állomások többségében az eloszlás normálisnak tekinthető.

Mind a Thorntwaite-féle potenciális párolgáson alapuló, mind a Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek esetén az összevont eloszlások szignifikánsan eltérnek a normálistól. Az egyes havi és állomási eloszlások többsége normálisnak tekinthető, bár az ennek ellentmondó hónapok aránya itt is jóval magasabb a véletlennél.

5.3. A PDSI KAPCSOLATA A TALAJNEDVESSÉGGEL

5.3.1 Alaperedmények

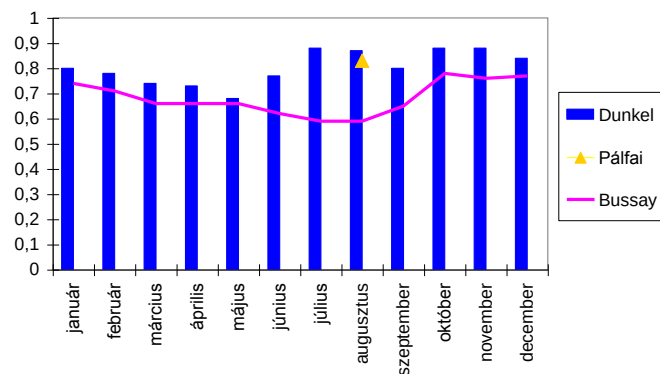
A Blaney-Criddle módszerrel meghatározott homogenizált PDSI sor erős korrelációt mutat Nyíregyháza, Debrecen és Szeged két független úton számított talajnedvesség idősorával. (A másik két állomásra nem állt rendelkezésünkre a számított talajnedvesség.)

Mind a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal számított 0,58-0,91 közötti korrelációs együtthatók, mind a Bussay-féle talajnedvesség sorokkal számított 0,27-0,81 közötti korrelációs együtthatók szignifikánsak az 5 %-os valószínűségi szinten mind a három településre vonatkozóan (5.7. ábra).

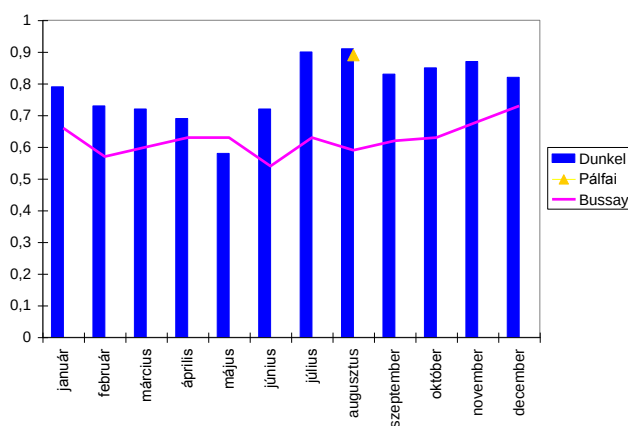
A vizsgált települések mindegyikére igaz, hogy a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal számított korrelációs együtthatók értéke magasabb, mint a Bussay-féle talajnedvesség sorokkal számítottaké. Előbbi esetben azt is megállapíthatjuk, hogy az együtthatók értéke az év második felében éri el a maximumot. A nyár végi magasabb korrelációk azzal lehetnek kapcsolatban, hogy ekkor (sokévi átlagban) kisebb a lehullott csapadékmennyiség – amely mind a talajnedvesség, mind a PDSI értékét befolyásolja, így kisebb annak változékonysága is.

A Blaney-Criddle módszerrel meghatározott homogenizált PDSI értékek nemcsak a talajnedvesség sorokkal mutatnak szoros korrelációt, hanem a Pálfai-féle index alapértékek (PAI_0) augusztus havi értékeivel is. (Nyíregyháza: 0,83; Debrecen: 0,89; Szeged: 0,85) (5.7. ábra). A PAI_0 valójában 10 hónapot fog át, amelynek a záró hónapja az augusztus. Ez indokolja, hogy az ábrán az e hónaphoz tartozó korrelációs együtthatókat ábrázoljuk, de valójában – miként a PDSI is – egy hosszabb időszakot jellemez.

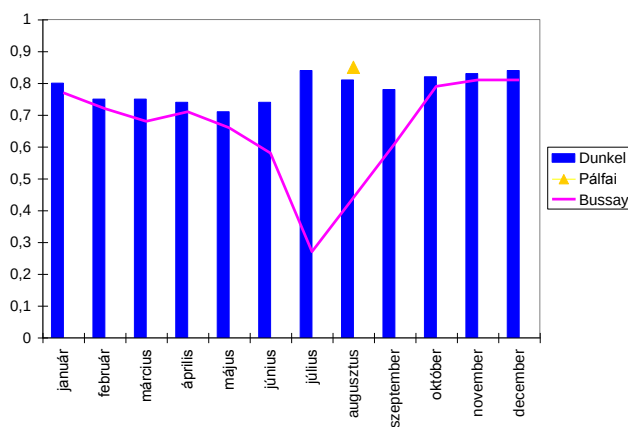
Az 5.8. ábrán feltüntettük a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékeknek a Dunkel-féle- és a Bussay-féle talajnedvesség sorokkal való eredeti és standardizált regressziós együtthatóit, melyek egyike sem szignifikáns az 5 %-os valószínűségi szinten. Mivel az eredeti regressziós együtthatók nagy változékonyságot mutatnak, a következőkben az összehasonlíthatóbb standardizált együtthatók havi értékeit elemezzük. Mindhárom állomáson (Nyíregyháza, Debrecen, Szeged) a Dunkel-féle talajnedvesség sorokra alapozott, s a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI index sorok standardizált regressziós együtthatója minden egyes hónapban magasabb, mint a Bussay-féle talajnedvesség soroké.



Nyíregyháza



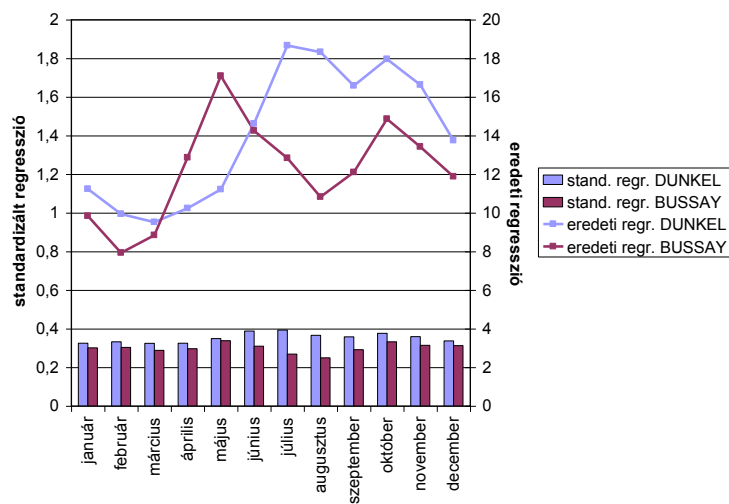
Debrecen



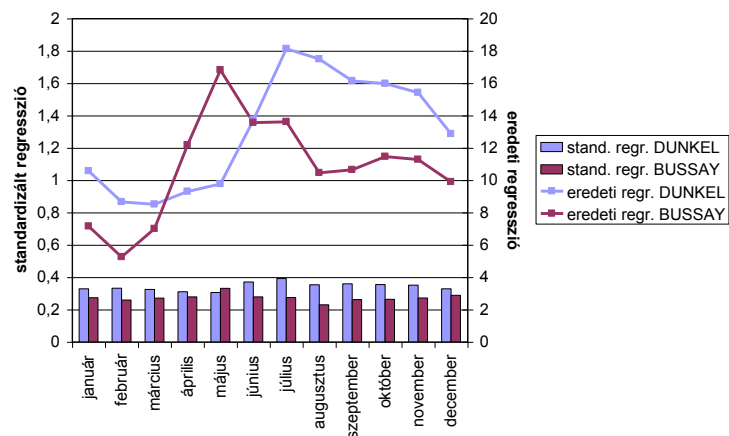
Szeged

5.7. ábra

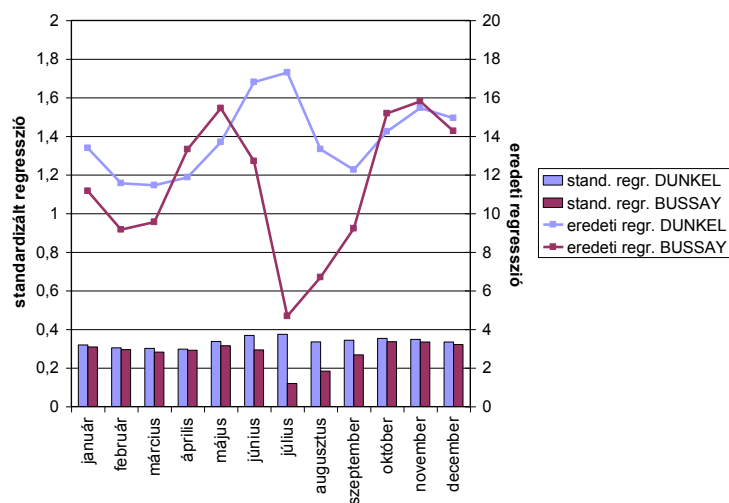
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékeknek a Dunkel-féle talajnedvesség-, a Bussay-féle talajnedvesség-, valamint a PAI₀-sorokkal való korrelációja



Nyíregyháza



Debrecen



Szeged

5.8. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékeknek a Dunkel-féle- és a Bussay-féle talajnedvesség sorokkal való eredeti és standardizált regressziós együtthatói

A kétféle talajnedvesség sornak a PDSI-hez viszonyított regressziójában a különbség a nyári hónapokban éri el a maximumát, mely különösen Szegeden szembetűnő. Április-május-június hónapokban a Bussay-féle eredeti regressziós együtthatók mindhárom településen meghaladják a Dunkel-féle eredeti együtthatókat. Ez a különbség azonban a standardizált regressziós együtthatókban eltűnik. Ennek oka az, hogy a Bussay-féle, illetve a Dunkel-féle havi talajnedvesség adatok szórásában épp e hónapokban a legnagyobb az eltérés a Bussay-féle szórások javára. A standardizált regressziós együtthatók mindhárom településen és mind a 12 hónapban azt jelzik, hogy a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI egységnyi változására érzékenyebben reagálnak a Dunkel-féle talajnedvesség értékek a Bussay-féle értékekhez képest (5.8. ábra).

Szegeden július és augusztus hónapokban a PDSI-nek a Bussay-féle talajnedvesség sorokkal való korrelációja (5.7. ábra) és regressziója (5.8. ábra) egyaránt lényegesen alacsonyabb a többi hónapéhoz képest. Fölmerülhet a kérdés, hogy a számított alacsony értékek vagy a PDSI, vagy a Bussay-féle talajnedvesség adatok számítási eljárására vezethetők vissza. Ahhoz, hogy ezt megválaszolhassuk, meghatároztuk a Dunkel-féle és a Bussay-féle talajnedvesség értékek közötti korrelációs és regressziós együtthatókat az 1901 és 1988 közötti időszak minden egyes hónapjára.

A kapott korrelációs együtthatók mindegyike, míg a regressziós együtthatók egyike sem szignifikáns az 5 %-os valószínűségi szinten. Június, július, augusztus és szeptember hónapokban kaptuk a legalacsonyabb korrelációs és regressziós együtthatókat mindhárom vizsgált állomás (Nyíregyháza, Debrecen, Szeged) esetében (5.8. táblázat). Ez az eredmény azt jelzi, hogy a Szegeden tapasztalható feltűnően alacsony nyári korrelációk és regressziók oka nem a PDSI számítási eljárásában, hanem a Bussay-féle talajnedvesség sorokban keresendő.

5.8. táblázat
A Bussay-féle-, és a Dunkel-féle talajnedvesség értékek közötti
korrelációs (r) és regressziós (b) együtthatók, 1901-1988

település		jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
Nyíregyháza	r	0,86	0,86	0,78	0,74	0,53	0,47	0,57	0,56	0,56	0,73	0,79	0,87
	b	0,81	0,75	0,83	1,03	0,84	0,59	0,58	0,49	0,50	0,68	0,73	0,81
Debrecen	r	0,83	0,77	0,84	0,78	0,55	0,42	0,63	0,64	0,56	0,69	0,77	0,68
	b	0,67	0,59	0,83	1,13	0,88	0,56	0,67	0,59	0,50	0,67	0,72	0,75
Szeged	r	0,87	0,81	0,79	0,74	0,50	0,42	0,39	0,43	0,57	0,79	0,82	0,88
	b	0,76	0,68	0,74	0,87	0,62	0,40	0,33	0,39	0,55	0,88	0,86	0,87

A jellemzően 1-nél kisebb regressziós együttható értelmezése: a Dunkel sor szórása általában nagyobb, ami egyébként abban is megmutatkozik, hogy a PDSI fizikai együtthatói az utóbbi esetben nagyobbak, mint a Bussay-féle sor esetében. Mivel az év nagy részében a PDSI-vel számított korreláció is a Dunkel sor esetében magasabb, a továbbiakban e sort használjuk referenciaként.

Elsőként megmutatjuk, hogy az 5.8. ábrán már grafikusán bemutatott regressziós együtthatóknak mik a számértékei és milyen konstans mellett ajánlható a PDSI-ből a talajnedvesség fizikai egységének kiszámítása (5.9. táblázat). Ezen a módon egyértelmű átszámítási szabályt kaptunk a dimenzió nélküli PDSI és a felső 1 m-es talajréteg nedvességtartalmának fizikai egysége (mm) között.

A táblázatból kitűnik, hogy a PDSI egységnyi változása nem ugyanakkora talajnedvesség változást jelent az év különböző hónapjaiban. A lehetséges értéktartomány kerekítve 8 és 19 mm között váltakozik. (A Bussay sor esetében ez két határ 5, illetve 17 mm.) Természetesen további állomásokra is meg tudnánk határozni az átszámítást, de az Alföld vizsgált állomásai esetében a regressziós együtthatók különbsége sokkal inkább az év egyes hónapjai, semmint az egyes állomások között jelentkeznek. Ezért helye lehet bizonyos térbeli interpolációnak is, amelyben a talajtípusra is érdemes tekintettel lenni.

5.9. táblázat

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek fizikai talajnedvességi egységbe számítási szabálya a Dunkel-féle talajnedvesség sorok alapján.
 $Y = Y_0 + K_y \cdot PDSI$, ahol Y_0 az 1901-1980 közötti alap-időszak átlagos talajnedvessége (a PDSI havi átlaga az 1901-1980 közötti alap-időszak minden hónapjában 0),

K_y a regressziós együttható, mm egységben.

$Y=Y_0+K_y \cdot PDSI$	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szep	okt	nov	dec
Nyíregyháza: Y_0	155	163	162	158	149	135	107	89	86	97	122	144
Nyíregyháza: K_y	11,2	9,9	9,5	10,2	11,2	14,6	18,7	18,3	16,6	18,0	16,6	13,8
Debrecen: Y_0	154	162	162	158	149	134	103	80	77	89	116	140
Debrecen: K_y	10,6	8,7	8,5	9,3	9,8	13,7	18,1	17,5	16,1	16,0	15,4	12,9
Szeged: Y_0	146	158	161	160	152	134	94	63	58	72	100	129
Szeged: K_y	13,4	11,6	11,4	11,9	13,7	16,8	17,3	13,3	12,3	14,2	15,5	14,9

5.3.2. Diskusszió

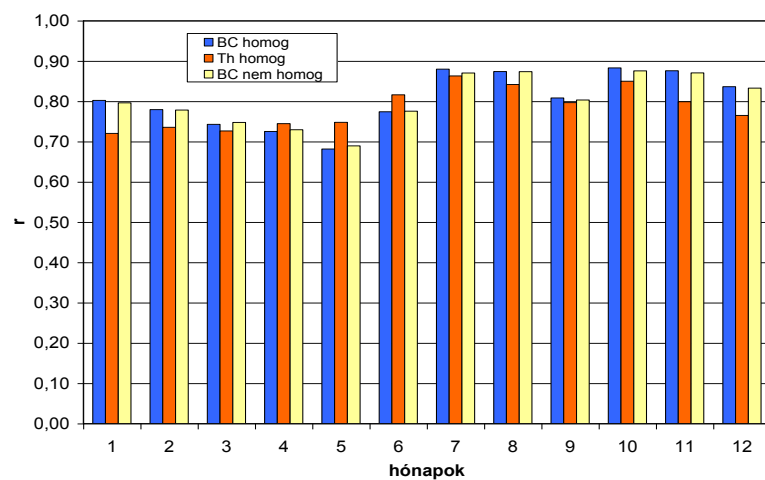
A következőkben rámutatunk arra, hogy a PDSI számítás két módszerében rejlő különbségek, illetve az éghajlati sorok inhomogenitása mennyiben befolyásolja az index használatát a rövid időszakok évközi változékonyságának elemzésekor. Az 5.8. táblázatban bemutatott eredmények alapján a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált, valamint a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI értékeknek csak a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal való korrelációs együtthatóit határoztuk meg. A korrelációs együtthatók mindegyike szignifikáns az 5 %-os valószínűségi szinten.

Mindhárom településre (Nyíregyháza, Debrecen, Szeged) megállapítható, hogy a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált, illetve nem-homogenizált PDSI értékeknek a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal való korrelációi igen jól illeszkednek minden egyes hónapban, míg a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI-nek a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal való korrelációi eltérnek. Utóbbiak április, május és június hónapokban meghaladják a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI és a Dunkel-féle sorok korrelációit, az év többi hónapjában pedig kisebbek azoknál. Eredményeink rámutatnak arra is, hogy sem a párolgás-számítás módszere, sem az éghajlati adatok inhomogenitása nem befolyásolja azt a korábbi megállapításunkat, miszerint az év második felében tapasztaltuk a magasabb korrelációkat.

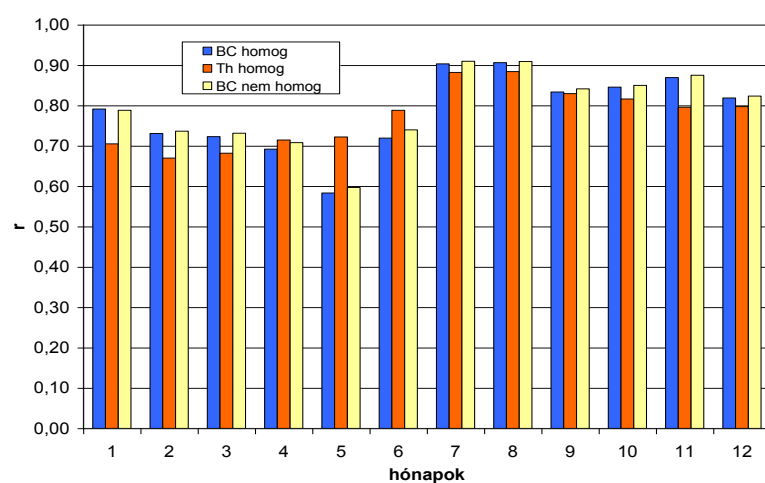
A korrelációs együtthatókhöz hasonlóan a standardizált regressziós együtthatók is az év második felében veszik föl a legmagasabb értékeket. Nyíregyházán és Debrecenben a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI-nek a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal való standardizált regressziós együtthatói áprilisban, májusban és júniusban a legmagasabbak. E három állomás közül csak Szegeden figyelhető meg az, hogy a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI és a Dunkel-féle sorok standardizált regressziós együtthatói mindegyik hónapban magasabbak a másik két számított együtthatónál.

Végül megmutatjuk, hogy mind a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált, mind a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált, mind pedig a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI adatsorok talajnedvesség szerinti standardizált regressziós együtthatóinak havi értékeiben nincs lényeges különbség (5.10. táblázat).

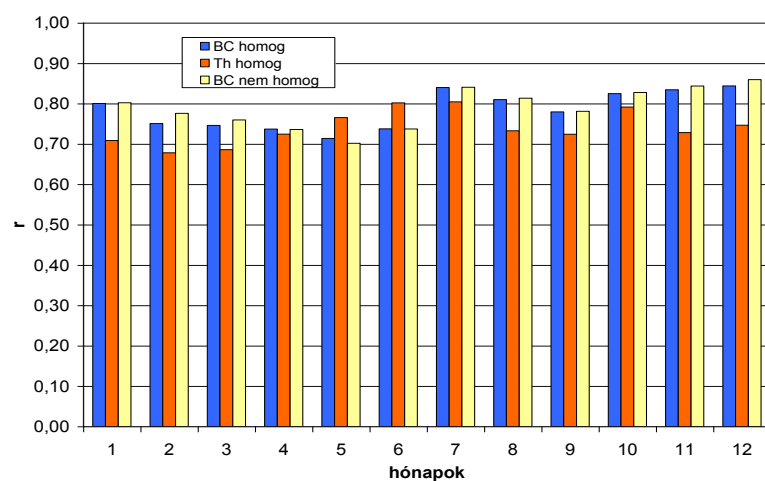
A PDSI egységnyi megváltozása a Thornthwaite féle homogenizált sorokban valamivel kisebb standardizált regresszióval kapcsolódik a Dunkel-féle talajnedvesség sorhoz, mint az eredeti Blaney-Criddle sor homogenizált változata esetében. Ugyanakkor a homogenizált, illetve nem-homogenizált változatok között nem mutatkozik jelentős eltérés. (Megjegyezzük, hogy a talajnedvesség számítás is homogenizálás előtti adatsorokon alapszik.)



Nyíregyháza



Debrecen



Szeged

5.9. ábra

A Blaney-Criddle- és a Thornthwaite-módszerrel számított homogenizált, valamint a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI-értékeknek a Dunkel-féle talajnedvesség sorokkal való korrelációja

Az 5.10. táblázat értékei alapján a Dunkel-féle talajnedvességi sor szórással standardizált sorai és a Blaney-Criddle féle PDSI közötti regressziós együtthatók 0,30 és 0,40 között ingadoznak. (Ugyanezek a határok a Bussay sorra nézve 0,18 és 0,32, szintén mértékegység nélküliek.)

5.10. táblázat
A háromféle PDSI értéknek a talajnedvesség szerinti standardizált regressziós
együtthatói (K_y/σ_y), annak szórásával osztva (1901-1990)

K_y/σ_y	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
	Nyíregyháza											
BC homogenizált	0,33	0,33	0,32	0,33	0,35	0,39	0,39	0,37	0,36	0,38	0,36	0,34
Th homogenizált	0,27	0,29	0,30	0,32	0,35	0,36	0,37	0,34	0,32	0,33	0,31	0,29
BC nem- homogenizált	0,32	0,33	0,33	0,32	0,35	0,39	0,39	0,37	0,36	0,38	0,36	0,33
	Debrecen											
BC homogenizált	0,33	0,33	0,32	0,31	0,31	0,37	0,39	0,35	0,36	0,35	0,35	0,33
Th homogenizált	0,27	0,27	0,28	0,30	0,31	0,35	0,36	0,33	0,31	0,31	0,31	0,30
BC nem- homogenizált	0,32	0,34	0,33	0,32	0,32	0,38	0,40	0,36	0,37	0,36	0,35	0,33
	Szeged											
BC homogenizált	0,32	0,30	0,30	0,30	0,34	0,37	0,37	0,33	0,34	0,35	0,35	0,33
Th homogenizált	0,27	0,27	0,26	0,28	0,31	0,33	0,33	0,29	0,28	0,30	0,29	0,29
BC nem- homogenizált	0,32	0,31	0,31	0,30	0,34	0,37	0,38	0,34	0,35	0,36	0,36	0,34

Összefoglalva:

A PDSI, mint dimenzió nélküli, standardizált index, szoros kapcsolatot mutat a talajnedvesség kétféle havonkénti, számított értékével, valamint a tenyészidőszak vízellátottságát októbertől augusztusig jellemző Pálfi-indexszel. Ennek alapján joggal interpretáljuk a PDSI-t talajnedvesség-jellemzőként, sőt a lineáris kapcsolat regressziós együtthatói alapján az index-értékeket kifejezhetjük a felső egy méteres talajréteg víztartalmának fizikai egységében is. Eszerint egységnyi PDSI emelkedés a két talajnedvesség-sorban, évszaktól és helytől függően 8–19, illetve 5–17 mm talajnedvesség-többletnek felel meg.

A regressziós együtthatók további, a PDSI mély tartalmára utaló tulajdonsága, hogy a talajnedvesség szórásával osztva, rendre $0,35 \pm 0,05$ illetve $0,25 \pm 0,07$ nagyságú, dimenzió nélküli együttható értéket kapunk. Tehát, a PDSI egységnyi változása minden hónapban és állomáson hasonló változásnak felel meg a talajnedvesség szórással standardizált egységében.

A Thorntwaite-féle potenciális párolgáson alapuló index esetén a talajnedvességgel fennálló, szoros lineáris kapcsolat az év zömében valamivel gyengébb, május-júniusban viszont még erősebb. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek korrelációja a talajnedvességgel még szorosabb, mint a homogenizált esetben, aminek valószínű oka, hogy ez utóbbi becslés nem homogenizált adatokkal operál.

5.4. A PDSI TÉRBELI KORRELÁCIÓJA, OBJEKTÍV REGIONALIZÁLÁS

5.4.1. Alaperedmények

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI havi értékeinek az 1901-1999 közötti térbeli korrelációit az *5.11. táblázat* tartalmazza. Az együtthatókat Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged állomásokra határoztuk meg.

Az egységesen pozitív korrelációk (a korrelációs együtthatók 0,38-0,82 között változnak; melyek mindegyike szignifikáns az 5 %-os valószínűségi szinten) azt jelzik, hogy az egész vizsgált régióban jelentkező aszály- és belvízhajlamnak van meteorológiai eredetű térbeli változékonysága, vagyis az egyes állomásoknak van a többitől független játéka.

Az *5.10. ábra* bemutatja a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek térbeli korrelációinak osztályközös arányait, a nyári és a téli félévekre, az öt település mind a 12 hónapjára összesítve. A teljes évre vonatkozóan a közepes erősségű szignifikáns korrelációs együtthatók ($0,45 < r < 0,75$) vannak túlsúlyban. E tartományon belül a téli félévi értékek az $0,61 < r < 0,75$, míg a nyári féléviek az $0,45 < r < 0,60$ kategóriákba sorolhatók.

Az év két része között tapasztalt eltérés a területi korrelációban minden bizonnyal összefügg a nyári konvektív csapadék kis térbeli kiterjedésével és általában a légköri mozgásrendszerek nagyobb téli méretével. E tapasztalatot több más meteorológiai elem területi korrelációjának hasonló értelmű évszak-függése is alátámasztja (Czelnai et al., 1976).

Az *5.11. táblázatban* az *5.10. ábrán* szereplő kategóriáknak megfelelő értékeket eltérő színezéssel különböztettük meg.

5.11. táblázat
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek térbeli korrelációi

hó	január					
február	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,78	0,77	0,69	0,59
	Nyíregyháza	0,76		0,82	0,70	0,67
	Debrecen	0,75	0,82		0,66	0,62
	Kecskemét	0,69	0,65	0,63		0,69
	Szeged	0,62	0,68	0,67	0,66	

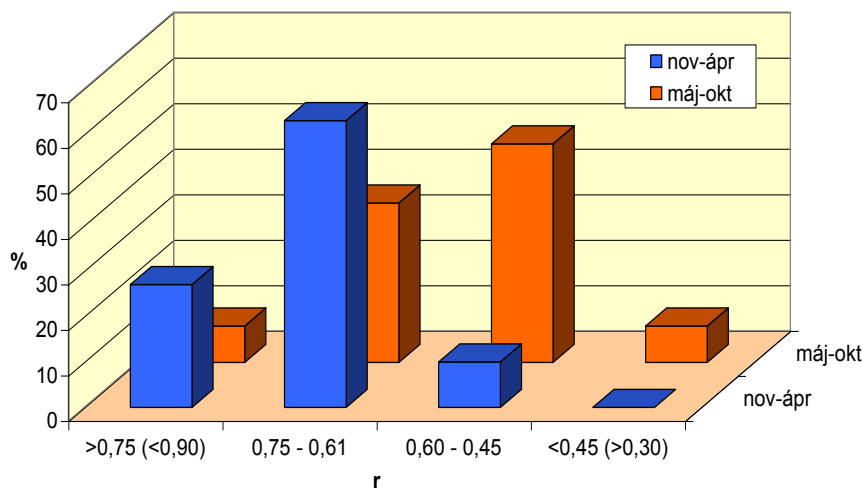
hó	március					
április	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,76	0,73	0,64	0,57
	Nyíregyháza	0,78		0,83	0,68	0,64
	Debrecen	0,78	0,79		0,65	0,65
	Kecskemét	0,58	0,53	0,55		0,68
	Szeged	0,63	0,64	0,63	0,64	

hó	május					
június	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,66	0,61	0,53	0,67
	Nyíregyháza	0,65		0,62	0,41	0,49
	Debrecen	0,57	0,69		0,42	0,56
	Kecskemét	0,56	0,49	0,42		0,57
	Szeged	0,58	0,38	0,52	0,53	

hó	július					
augusztus	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,69	0,72	0,59	0,63
	Nyíregyháza	0,76		0,75	0,52	0,43
	Debrecen	0,75	0,76		0,50	0,59
	Kecskemét	0,63	0,51	0,57		0,58
	Szeged	0,61	0,49	0,56	0,59	

hó	szeptember					
október	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,73	0,71	0,64	0,51
	Nyíregyháza	0,78		0,76	0,59	0,52
	Debrecen	0,74	0,79		0,59	0,56
	Kecskemét	0,68	0,66	0,62		0,52
	Szeged	0,57	0,58	0,59	0,60	

hó	november					
december	település	Miskolc	Nyíregyháza	Debrecen	Kecskemét	Szeged
	Miskolc		0,79	0,77	0,69	0,61
	Nyíregyháza	0,80		0,77	0,62	0,61
	Debrecen	0,77	0,77		0,61	0,60
	Kecskemét	0,72	0,69	0,63		0,62
	Szeged	0,65	0,67	0,59	0,67	



5.10. ábra

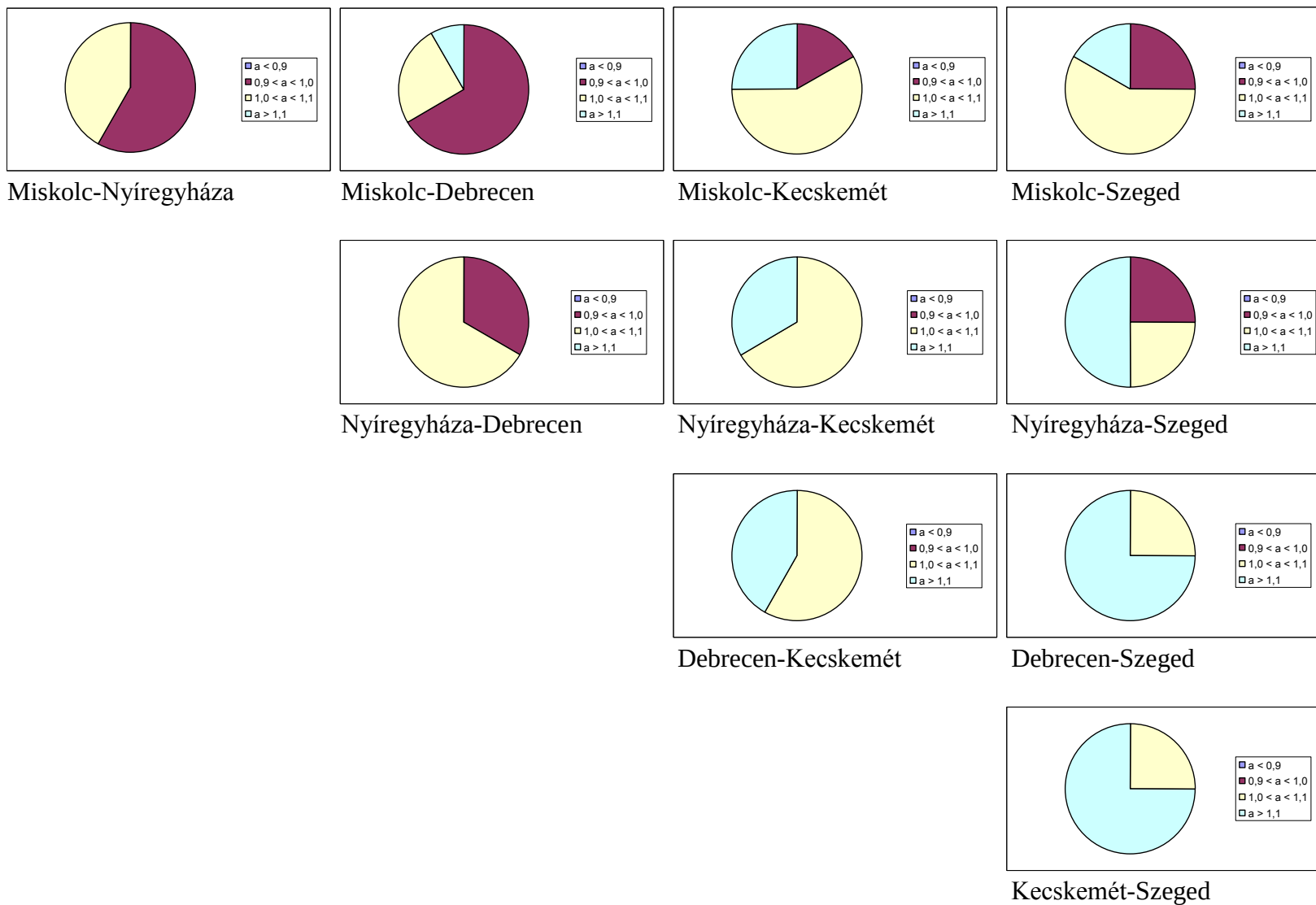
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek térbeli korrelációinak osztályközös arányai, %, november-április, május-október, öt település, összesen

5.4.2. Diszkusszió

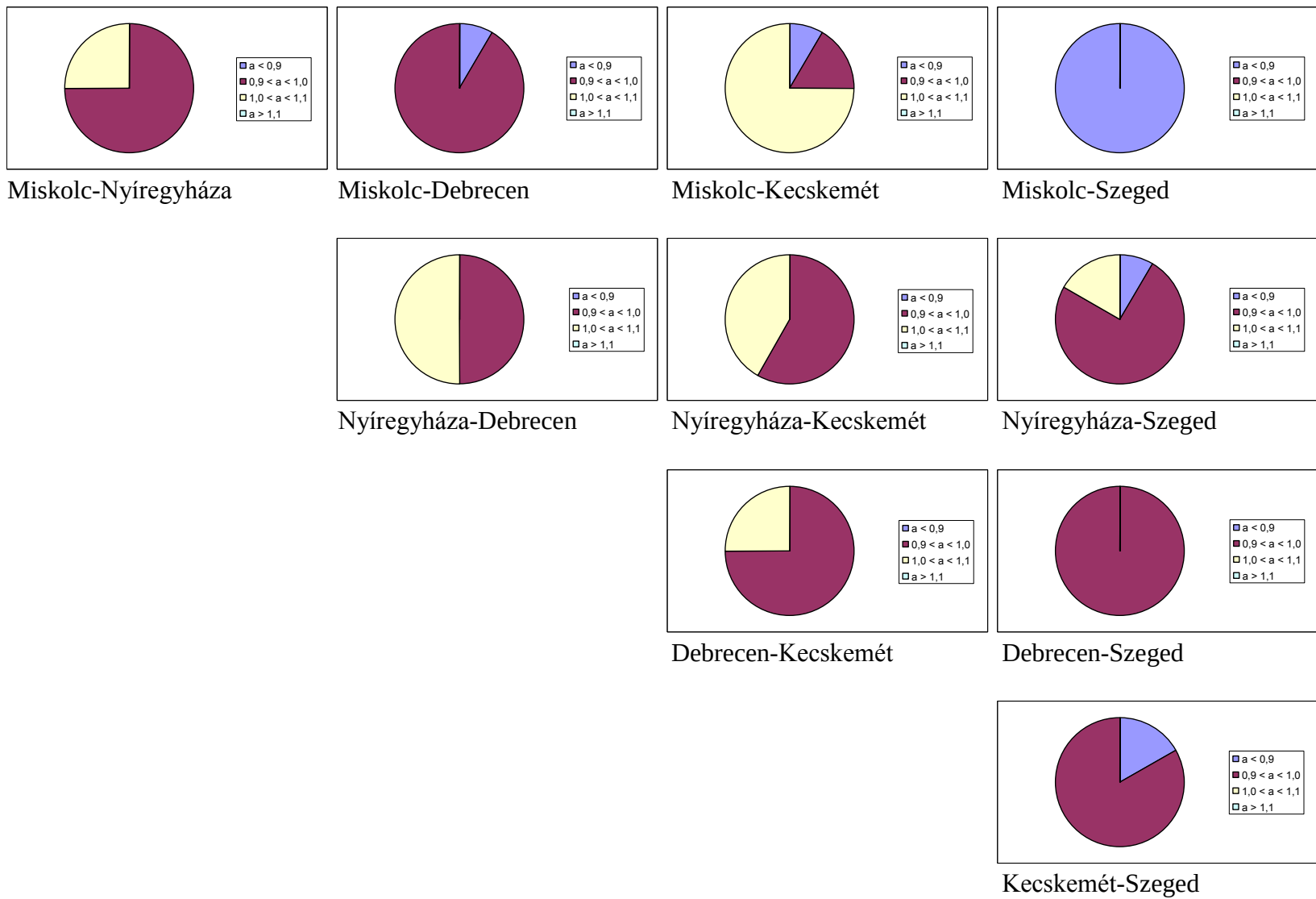
A Blaney-Criddle féle homogenizált sorok térbeli korrelációinak meghatározása után képeztük a Thornthwaite (Th)- és a Blaney-Criddle (B-C) módszerrel számított 12 havi homogenizált PDSI értékek, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált és a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált 12 havi PDSI értékek térbeli korrelációinak hányadosait.

Eredményként azt kaptuk, hogy a Th és B-C korrelációs együtthatók hányadosai (Th / B-C) közül az 1-nél nagyobb értékek gyakrabban fordulnak elő, mint az 1-nél kisebbek (5.11. ábra). Ez azt jelzi, hogy a Thornthwaite-féle PDSI értékek között erősebb a térbeli korreláció. Az erősebb térbeli korrelációk megalapozzák a faktoranalízis alkalmazhatóságát.

A B-C nem-homogenizált és B-C homogenizált korrelációs együtthatók hányadosai (B-C nem-homogenizált / B-C homogenizált) esetében az 1-nél kisebb értékek a gyakoribbak (5.12. ábra.). Ez azt jelenti, hogy az erősebb térbeli kapcsolat a homogenizált adatsorban tapasztalható. Következésképpen a homogenizálás szorosabbá teszi a szomszédos állomások közötti térbeli korrelációkat a nem-homogenizált adatokhoz képest. Ha tehát homogenizált adatokra végeznénk el a faktoranalízist, akkor az egybeesné a nem-homogenizált adatokon alapuló elkülönült régiókat.



5.11. ábra
A Thornthwaite- és a Blaney-Criddle módszerrel számított 12 havi
homogenizált PDSI értékek térbeli korrelációinak hányadosai (a), 1901-1999



5.12. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált és a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált 12 havi PDSI értékek térbeli korrelációinak hányadosai (a), 1901-1999

5.4.3. Alkalmazás: Objektív alrégiók kijelölése

A térbeli korrelációk ismeretében a faktoranalízis révén objektív régiókat különítettünk el a vizsgált térségen belül. A faktoranalízis segítségével megvizsgáltuk a PDSI térbeli változékonyságát az adott térség 17 állomására az 1951-1992 közötti időszakban, külön-külön az év minden egyes hónapjára. (Az állomások és paramétereik a 3.2. táblázatban szerepeltek.)

Az objektív regionalizálást a Thornthwaite módszerrel számított nem-homogenizált PDSI adatsorra végeztük el, minthogy ennyi állomásra és ilyen rövid mintákból nem készült homogenizált adatsor. A térbeli korreláció esetében ráadásul a homogén adatok az eredmény torzítását is okozhatnák, hiszen a homogenizálás éppen az ország 10 állomásának együttes térbeli viselkedésén alapul (Szentimrey, 1999).

A faktoranalízis végrehajtásakor a megmaradó faktorok számának eldöntéséhez a Guttman-kritériumon kívül a sajátvektorok és a hozzájuk tartozó sajátértékek grafikus ábrázolása („*scree-plot*”) ad támpontot. A „*scree-plot*” ábrák (ezek közül néhányat az 5.13. ábra mutat be) és a Guttman-kritérium felhasználásával készített 5.12. táblázat eredményei megegyeznek. Azaz a PDSI havi értékeit elemezve a megtartott faktorok száma kettő, illetve három. Ez utóbbi részletesebben azt jelenti, hogy a faktoranalízis módszere alapján a vizsgált térségen belül két alrégió rajzolódott ki január, február, március, április, május, június, július, augusztus és december hónapokban. Viszont szeptember-október-november hónapokban három alrégiót különíthettünk el. A faktoranalízist minden egyes hónap PDSI adatsoraira elvégezve, a megtartott és rotált faktorok a teljes variancia 74-80 %-át magyarázzák (5.12. táblázat).

Az alrégiók térbeli eloszlását ábrázoló térképeken – az izovonalak által határolt hasonló térségeken belül – elkülönítettük a 0,8-nél nagyobb faktorsúlyú pólusokat is (pontosított görbék). A faktoranalízis szerint azonos alrégiókba kerülő állomásokat azonos színekkel jelöltük (5.14a. ábra). Ezáltal pontosabban rajzolódnak ki azon térségek, amelyeken belül a PDSI ingadozások a leginkább hasonlóak. A kirajzolódó régiók havonkénti térbeli elhelyezkedésének a vizsgált hónapok egy részében mutatott nagymértékű hasonlósága miatt arra következtethetünk, hogy a PDSI térbeli változékonyságát az adott hónapokban valószínűleg sokkal inkább a nagy skálájú meteorológiai objektumok határozzák meg (melyek hónapról hónapra hidrológiai és termikus anomáliákhoz vezetnek), semmint a 36 000 km² kiterjedésű térségnek és környezetének konstans földrajzi sajátosságai. Maguk a kialakuló térségek az év bizonyos részében viszont hónapról hónapra változnak, így nem alkalmasak általános érvényű földrajzi körzetesítésre.

5.12. táblázat

**A megtartott és rotált faktorok szignifikáns sajátértékei
és az általuk megmagyarázott összes variancia (magy. var.)
(a Thornthwaite módszerrel számított nem-homogenizált PDSI alapján)**

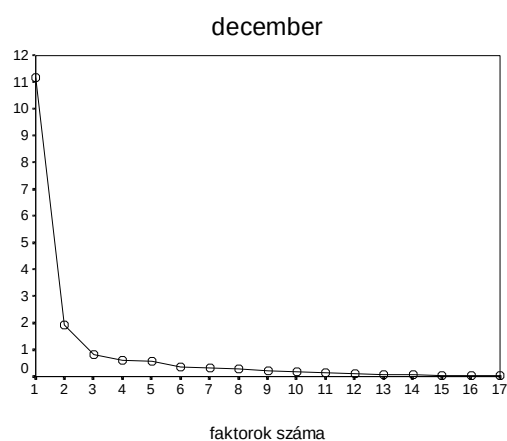
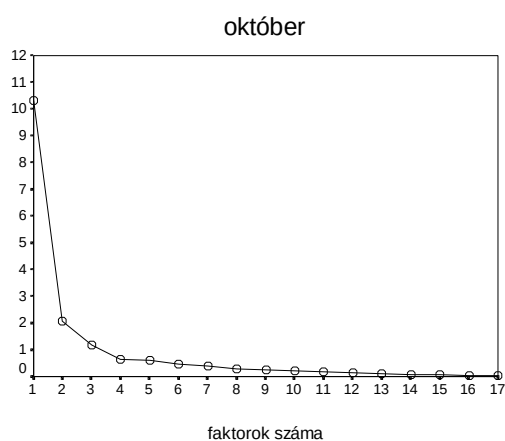
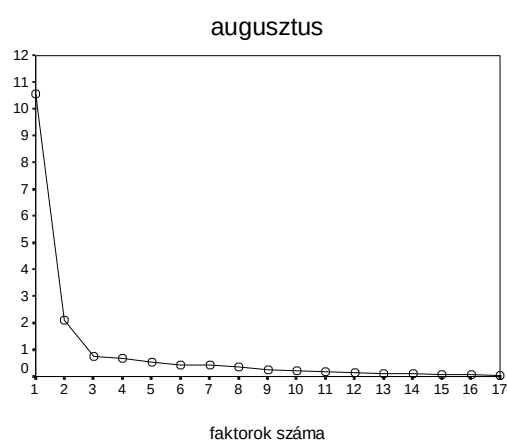
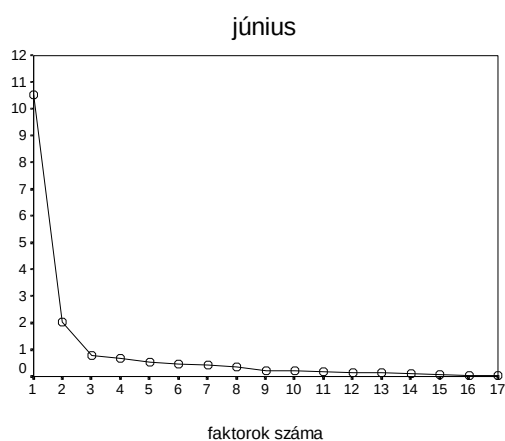
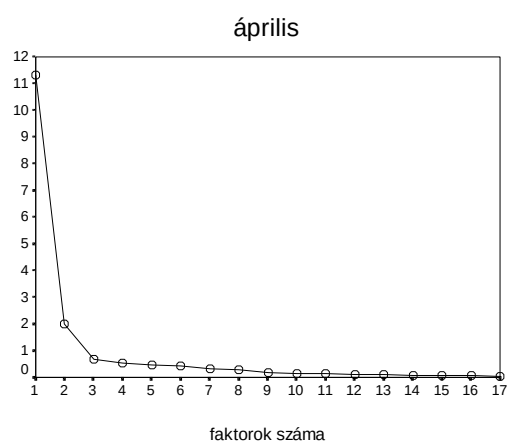
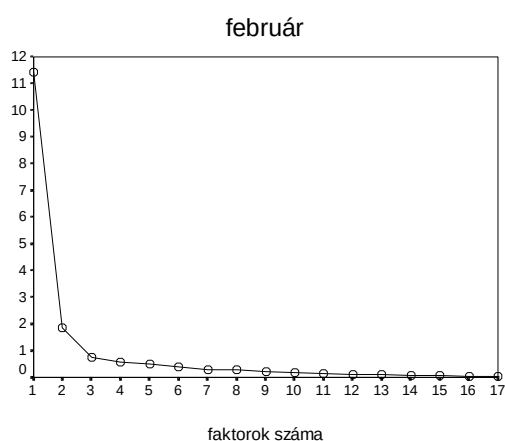
faktorok	sajátértékek											
	jan	feb	már	Ápr	máj	jún	júl	aug	szep	okt	nov	dec
1	11,6	11,4	11,4	11,3	10,6	10,5	10,5	10,6	9,7	10,3	10,4	11,2
2	1,8	1,8	1,8	2,0	2,1	2,0	2,0	2,1	2,4	2,1	2,0	1,9
3									1,1	1,2	1,0	
magy. var., %	78,9	78,1	78,0	78,3	74,5	74,0	75,3	74,6	77,9	79,9	78,9	77,1

Az év 12 hónapját figyelembe véve, a hosszú PDSI adatsorokkal rendelkező öt állomás minden hónapban megjeleníti mind a két, illetve három alrégiót.

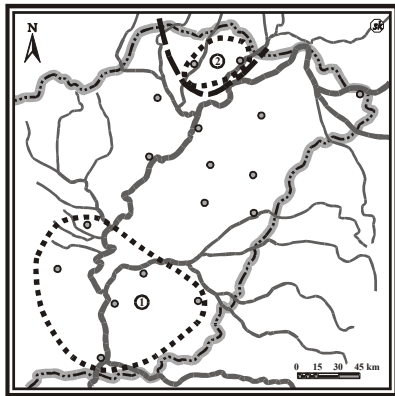
A továbbiakban összehasonlítjuk a faktoranalízis segítségével kapott alrégiókat a clusteranalízis Ward-módszere által kirajzolható jégtű-diagramok („icicle plot”-ok) képviselte területi elrendeződéssel. Utóbbiak minden egyes hónapban kettő, illetve három alrégiót határolnak el (5.14b. ábra). Megjegyezzük ugyanakkor, hogy a clusteranalízis nem eredményez olyan egyértelmű régió-számot, mint a faktoranalízis. (Igaz, a megtartandó faktorok száma is csak egy adott rögzített feltétel – esetünkben a Guttman-kritérium, azaz az 1 fölötti sajátértékű faktorok megtartása – mellett egyértelmű, s ilyen kiegészítő feltétellel elvileg a clusteranalízist is kiegészíthetnénk.) Figyelmünket ezért inkább arra fordítottuk, hogy a faktoranalízis által behatárolt egyes alrégiókba tartozó állomások egyszersmind közös clusterbe tartoznak-e.

Eszerint megállapíthatjuk, hogy a faktor-, illetve a clusteranalízis alapján történő regionalizálás a legnagyobb eltérést azokban a hónapokban mutatja, amikor a legnagyobb az index térbeli változékonysága (szeptember, október, november). Ugyanakkor az év többi hónapjában a két módszer nagyon hasonló térbeli elhelyezkedésű régiókat jelöl ki. Májusban tökéletes az egyezés (azonos számú alrégiók, bennük ugyanazokkal az állomásokkal), továbbá igen nagy a hasonlóság közöttük február, március, április, június, július és augusztus hónapokban. Azaz, a vizsgált 12 hónap közül 7 esetében a két módszer eredményei összhangban vannak, a többi 5 esetében viszont kevésbé jó az egyezés. Megjegyezzük azonban, hogy a clusteranalízis révén létrejött alrégiók elkülönülésének mértéke (a „tűk” hossza) egyrészt hónapról hónapra változó, másrészt az elkülönülés realitására utaló – fentebb már említett – kritérium hiányzik.

Az clusteranalízis a tekintetben is megerősíti a térbeli faktoranalízis végrehajtása során kapott eredményeinket, hogy ez esetben is két, illetve három alrégiót különítettünk el.



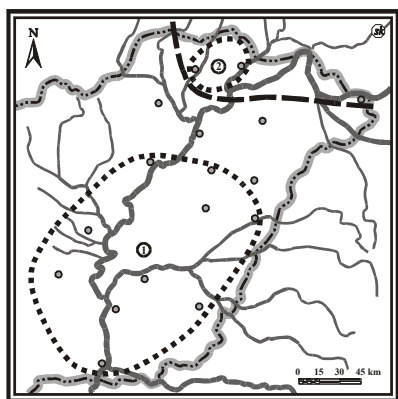
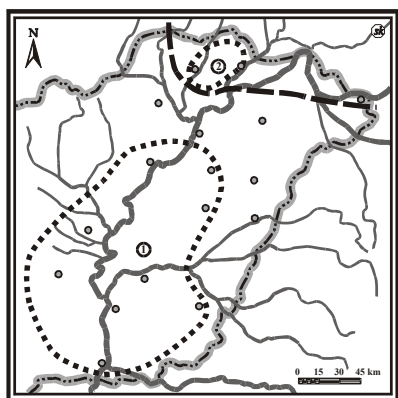
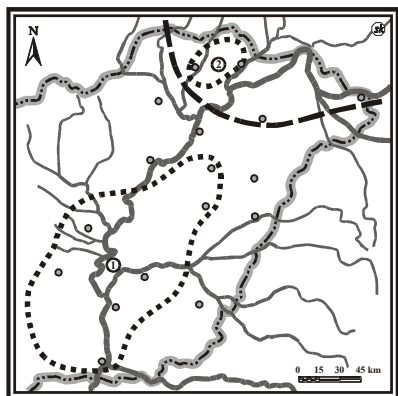
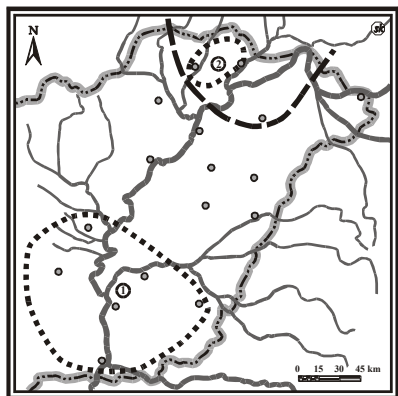
5.13. ábra
A megmagyarázott varianciát reprezentáló sajátértékek, páros hónapok.
(A faktorok száma megegyezik a vizsgált állomások számával.
A megtartott faktorok sajátértékei > 1.)

[illegible]

április

5.14a-b. ábra

A Thornthwaite módszerrel számított nem-homogenizált PDSI hasonló jellegű változásait szemléltető régiók elkülönítése faktoranalízis segítségével és a clusteranalízis végrehajtása során keletkező „icicle plot”-ok

[illegible][illegible][illegible][illegible]

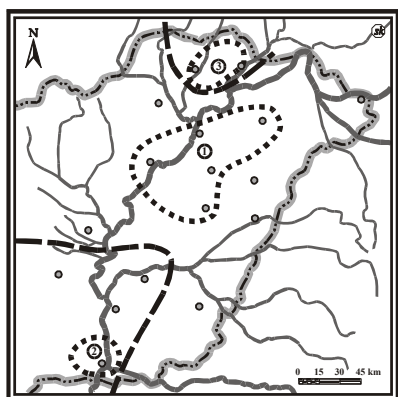
FÜGÖD 5

SÁROSPATAK 13 ↓↓↓↓↓↓

augustus

5.14a-b. ábra

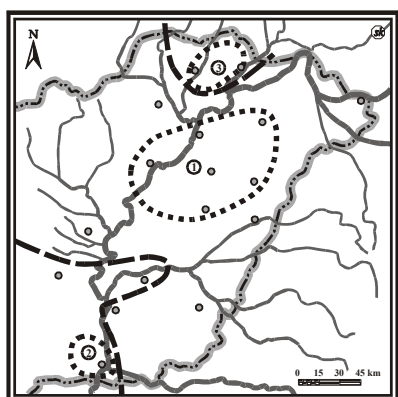
A Thornthwaite módszerrel számított nem-homogenizált PDSI hasonló jellegű változásait szemléltető régiók elkülönítése faktoranalízis segítségével és a clusteranalízis végrehajtása során keletkező „icicle plot”-ok



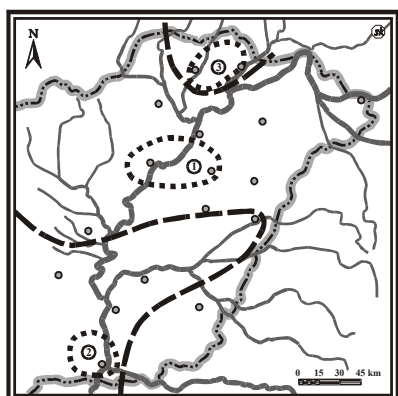
```

Label                               Num  +-----+-----+
--+-----+-----+-----+
NYÍREGYHÁZA                        9   ↓✕↓↵

```



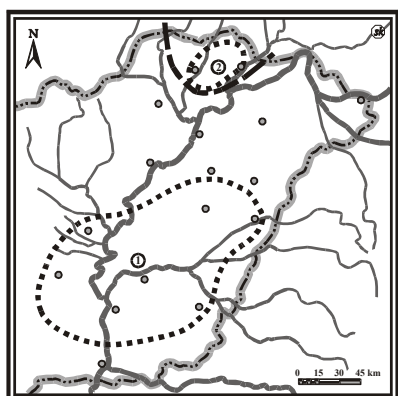
Label	Num	+-----+-----
-----+-----+		

[illegible]

szeptember

[illegible]**október**[illegible]

november



Label	Num	+-----+-----
+-----+-----	+-----+	

[illegible]

december

5.14a-b. ábra

A Thornthwaite módszerrel számított nem-homogenizált PDSI hasonló jellegű változásait szemléltető régiók elkülönítése faktoranalízis segítségével és a clusteranalízis végrehajtása során keletkező „icicle plot”-ok

* * *

Összefoglalva:

A PDSI területi korrelációja az öt állomásból képezhető 15 állomás-pár és a 12 hónap mindegyikében meghaladja a 0,3-es szignifikancia küszöböt, de a 0,9-et egyszer sem éri el. Novembertől áprilisig minden érték 0,6 fölött van, míg májustól októberig a téli értékeknél alacsonyabb. Ezen utóbbi időszakban a terület hidrológiai szélsőségei is egymástól részben függetlenül alakulnak ki a csapadék nagyobb nyári félévi térbeli változékonyságának hatására.

A Thornthwaite-féle potenciális párolgáson alapuló, homogenizált index esetében a térbeli korrelációk zöme kissé magasabb, mint növényzet esetén. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek esetén a térbeli korrelációk zöme alacsonyabb, mint a homogenizálás utániaké.

A területi korreláció szignifikáns volta lehetővé teszi a vizsgált térség objektív alrégióinak kijelölését. A 17 állomásra bővített hálózatban a Thornthwaite-féle rövidebb, nem homogenizált index-sorok rotált faktoranalízise minden hónapban legalább két alrégiót eredményez. Az alrégiók az észak-kelet dél-nyugat tengely mentén különülnek el, ezen belül több állomás, nagyobb terület esik a déli alrégióba. Az éves kiszáradás és a kezdődő feltöltődés határán, szeptember és november között ugyanakkor az eljárás egy harmadik, köztes alrégiót is elkülönít.

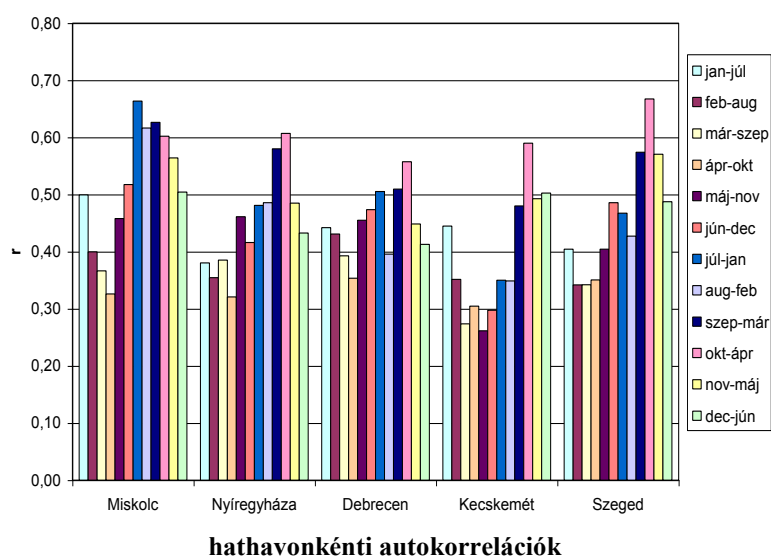
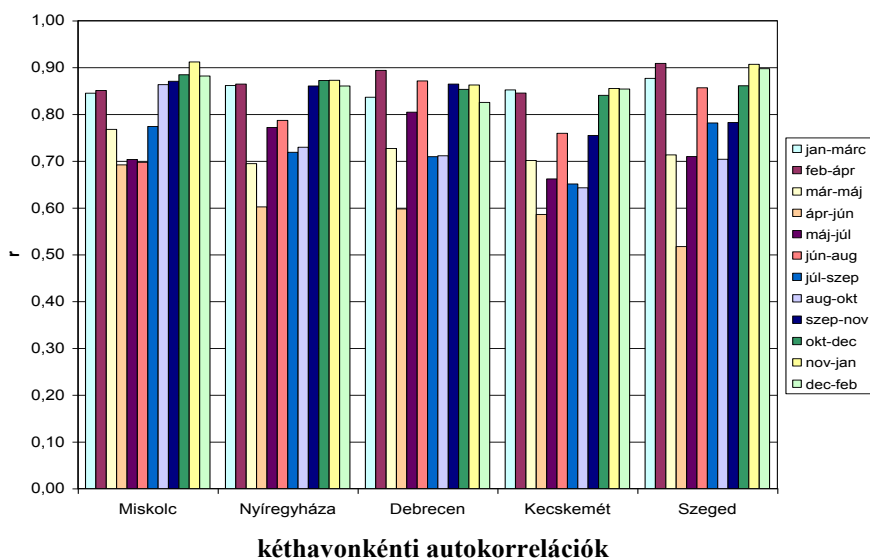
Az egyes állomásoknak az így kapott alrégiókhöz tartozását a clusteranalízis független módszere is megerősítette.

5.5. A PDSI IDŐBELI KORRELÁCIÓJA, OBJEKTÍV ÉVTÍPUSOK

5.5.1. Alaperedmények

Az autokorrelációk szignifikancia vizsgálata lehetőséget ad annak tanulmányozására, hogy van-e esély diszjunkt évtípusok meghatározására a clusteranalízis segítségével. Ezzel összefüggésben kiszámítottuk a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek éven belüli két-, illetve hatlépéses autokorrelációit (5.15. ábra).

A PDSI kétlépéses, illetve hatlépéses autokorrelációinak mindegyike szignifikáns az 5 %-os valószínűségi szinten. A magas korrelációs együtthatók a PDSI számításához használt rekurzív definíció következményei [2.2.4. fejezet (2.3.) egyenlet]. Azaz mind a két-, mind a hat hónappal korábbi talajnedvesség lényegesen befolyásolja a talaj aktuális havi nedvességtartalmát.



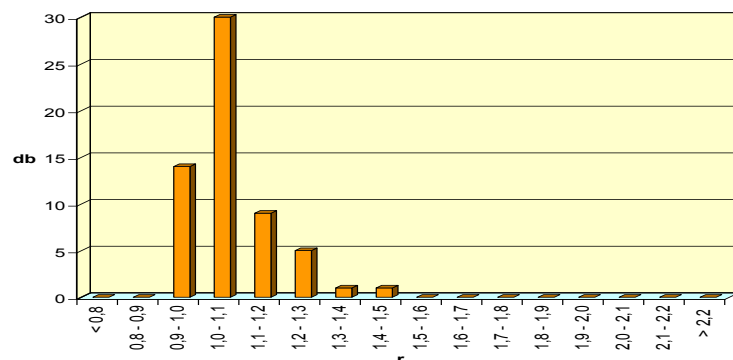
5.15. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI autokorrelációi (r), 1901-1999

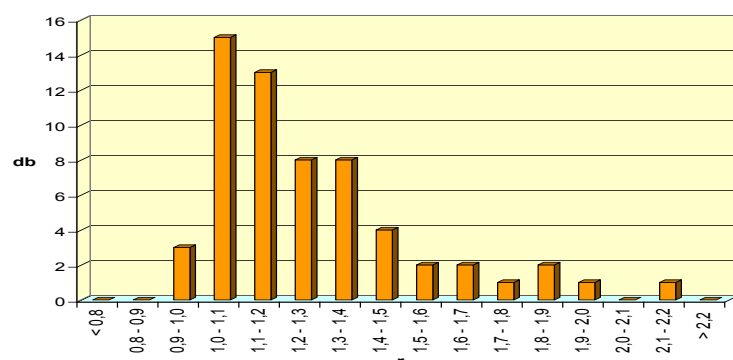
5.5.2. Diszkusszió

Az autokorrelációkra megvizsgáltuk külön-külön a párolgás-számítás, illetve a homogenizálás hatását. Azaz képeztük egyrészt a Thornthwaite (Th)- és a Blaney-Criddle (B-C) módszerrel számított homogenizált PDSI értékek két-, illetve hathavi korrelációinak hányadosait (Th / B-C), másrészt a Blaney-Criddle (B-C) módszerrel számított nem-homogenizált és homogenizált (B-C nem-homogenizált / B-C homogenizált) PDSI értékek két-, illetve hathavi korrelációinak hányadosait. Az ezzel kapcsolatos eredményeinket az 5.16. ábra szemlélteti. Az ábrán az 1-nél kisebb hányadosok jelentik az alaplómódszer (B-C homogenizált) autokorrelációját. Mind a két-, mind a hathavi autokorreláció hányadosok esetében igaz, hogy egyrészt az időbeli korrelációk zöme kissé magasabb csupasz felszínre (Th), mint növényzet esetén (B-C), illetve a nem-homogenizált időbeli korrelációk zöme kissé alacsonyabb, mint a homogenizálás utániaké. Egy-egy mintában az 5 állomás és 12 hónap adta 60 eset összevont gyakorisága szerepel. (Az 5.16. ábra egységes értelmezése végett annak két alsó grafikonján a B-C nem-homogenizált / B-C homogenizált hányadosok helyett azok reciprokait tüntettük föl.)

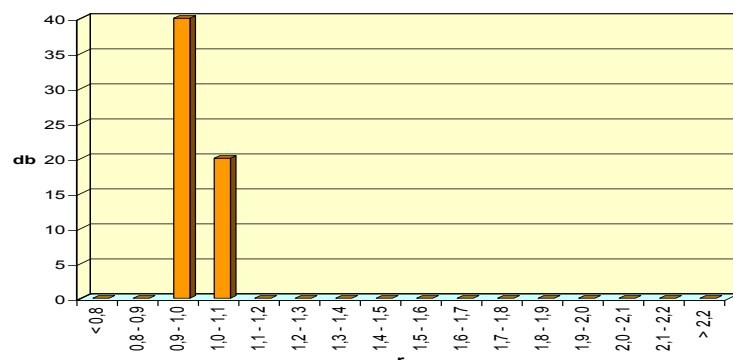
Mivel az évtípus-képzésnek agro-ökológiai szempontból van gyakorlati jelentősége, ezért a szignifikáns autokorrelációkon alapuló clusteranalízist a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált PDSI adatsorokra egyaránt elvégeztük.



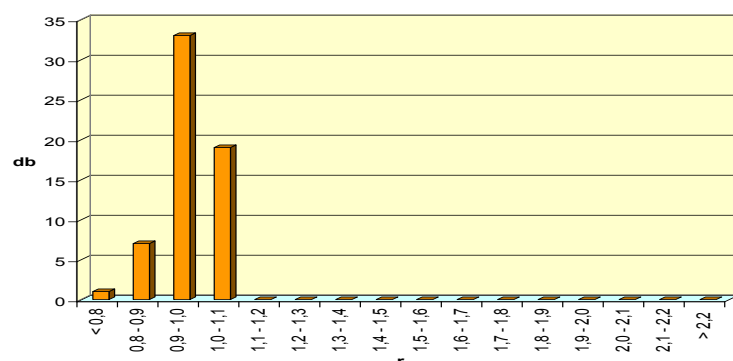
Th / B-C, kéthavi



Th / B-C, hathavi



B-C homog / B-C nem-homog, kéthavi



B-C homog / B-C nem-homog, hathavi

5.16. ábra

A Thornthwaite és a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált (Th / B-C), valamint a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált sorok (B-C homog / B-C nem-homog) két- és hathavi autokorrelációinak hányadosai

5.5.3. Alkalmazás: Objektív évtípusok

A mezőgazdaságban és az ökológiában gyakori az ún. évtípusok definiálása, melyek megpróbálják kapcsolatba hozni a termés mennyiségével és minőségével összefüggő információkat az észlelt, vagy följegyzett meteorológiai anomáliákkal. A meteorológiában azonban általában olyan sokféle változatban követhetik egymást az egyes hónapok anomáliái, hogy önmagában az éghajlati anomáliák alapján nagyon magas lenne a típusok száma. A PDSI magas autokorrelációja viszont lehetőséget kínál ilyen évtípusok objektív meghatározására.

A következőkben öt állomás (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged) Blaney-Criddle módszerrel számított, homogenizált és nem-homogenizált PDSI adatsorainak regionális átlagai alapján, clusteranalízissel határozzuk meg az évtípusokat az 1901-1999 közötti 99 éves időszakra vonatkozóan. A kiindulási év novembere és a rákövetkező év októbere közötti hidrológiai éveket 12 db egymást követő hónap PDSI értékei jellemzik.

A clusteranalízis k -közép módszerét (lásd: 4.3.2. fejezet) három évtípus meghatározására alkalmaztuk, melynek révén azt vártuk, hogy nedves, száraz és átlagos osztályokat kapunk. Érdeemes megjegyezni, hogy – pusztán az eljárás logikáját követve, s nem nézve, mit is produkál a természet – a 12 hónap PDSI anomáliáinak bármely kombinációja tipikusnak, osztály-képző gyakoriságúnak adódhatna az objektív k -közép clusterezési eljárás eredményeként. Csupán a csoportok (osztályok) számát rögzíthetjük. Ha végül a kapott osztályok a szomszédos hónapokat valamilyen értelemben elfogadható, egynemű csoportba sorolják, akkor ez igazolja az osztályozás jogosságát, értelmes voltát.

Az 5.17. ábrán bemutatjuk a clusteranalízis alapján a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált PDSI sorokból képzett három évtípus évi menetét. A homogenizálás ezen belül nem módosítja számottevően a cluster-központjaik által reprezentált évtípusok évi menetét – azaz a PDSI aritmetikai átlagait – az egyes hónapokban.

Az öt állomás közül kettőnél (Kecskemét és Nyíregyháza) a cluster-központok határozottan elkülönülő osztályokat mutatnak, azaz az osztályok közötti különbség minden egyes hónapban hasonló. Szegeden a helyzet csaknem ugyanez – a száraz és átlagos típusok cluster-központjainak július-október közötti némi konvergenciájával. A köztes (átlagos) évtípus ugyanakkor váratlanul viselkedik Debrecenben és Miskolcon: viszonylag alacsony (száraz) értékeket mutat télen és tavasszal – hasonlóan a száraz évtípus értékeihez, viszont a hidrológiai év második felében pozitív (nedves) értékeket vesz föl, s nagyon hasonlít a nedves évtípus jellemző értékeihez.

Mivel ez a viselkedés érvényes mind a nem-homogenizált, mind a homogenizált adatsorokban, kizárhatjuk azt a feltételezést, hogy a köztes évtípus e zavart évi ciklusa esetleg az alkalmazott homogenizálási eljárásra, vagy pedig konkrétan az adott állomások adataiból volna visszavezethető. Az előző feltételezést ugyanis a kétféle adatsorban kijelölt évtípusok állomásonkénti hasonlósága, az utóbbit pedig maga a homogenizálás teszi valószínűtlenné. A kis területen a köztes típusok jellegében tapasztalt eltérés pontos okát ugyanakkor, sajnos nem ismerjük.

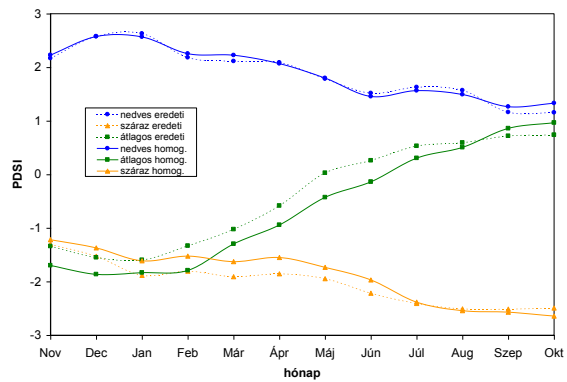
A clusteranalízissel létrehozott évtípusok két szélső típusának gyakoriságában kisebb aszimmetriát állapíthatunk meg: a száraz évtípusok némileg gyakrabban fordulnak elő (36 %), mint a nedvesek (26 %). Az állomások többségében azonban a köztes típus gyakorisága a legnagyobb (39 %) (5.13. táblázat).

5.13. táblázat
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékek
évtípusainak relatív gyakorisága, %

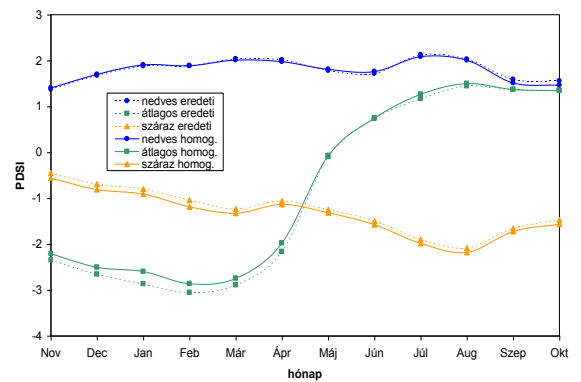
állomás	évtípus (cluster)		
	nedves	köztes	száraz
Miskolc	29	32	39
Nyíregyháza	24	48	28
Debrecen	34	14	52
Kecskemét	23	57	20
Szeged	18	42	40
átlag	26	39	36

Ha a havi PDSI értékek típuson belüli varianciáját az adatsor teljes varianciájához viszonyítjuk, akkor el tudjuk dönteni, hogy mennyire volt sikeres az osztályozás az adott hónapban, az adott állomáson. Az 5.18. ábra a havonkénti varianciákat tartalmazza a három évtípus súlyozott átlagaként kifejezve. Mivel nem mutatkozott lényeges különbség a nem-homogenizált, illetve a homogenizált adatsorok súlyozott átlagaiban, az ábrán csak a homogén sorokra vonatkozó értékeket tüntettük fel.

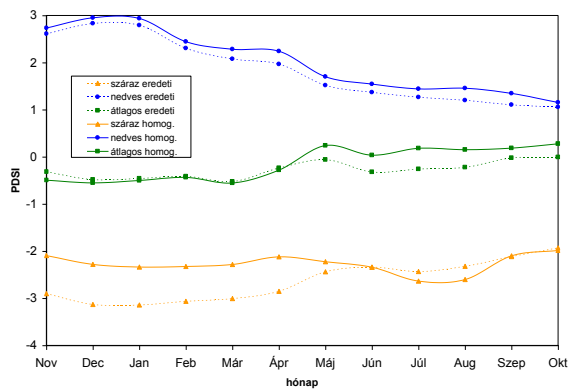
Eredményeink szerint a megmaradt (évtípusokon belüli) varianciát a teljes variancia százalékában kifejezve, jóval az eredeti 100 % alatti értékeket kapunk. Az évi átlagértékek 44-51 % között változnak az egyes állomásokon, míg a teljes átlag 47 %. Ily módon az osztályozás a varianciát a felénél kissé nagyobb mértékben csökkenti, vagyis az évtípusok osztályozása sikeresnek tekinthető.



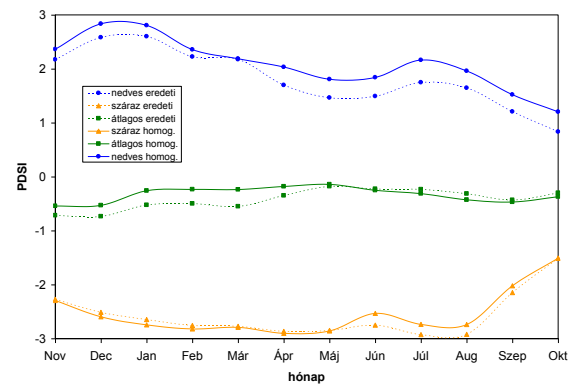
Miskolc



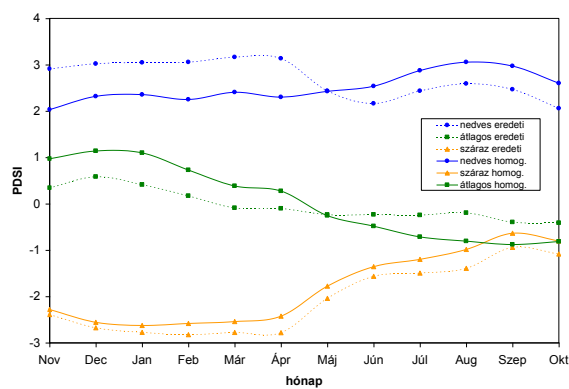
Debrecen



Nyíregyháza

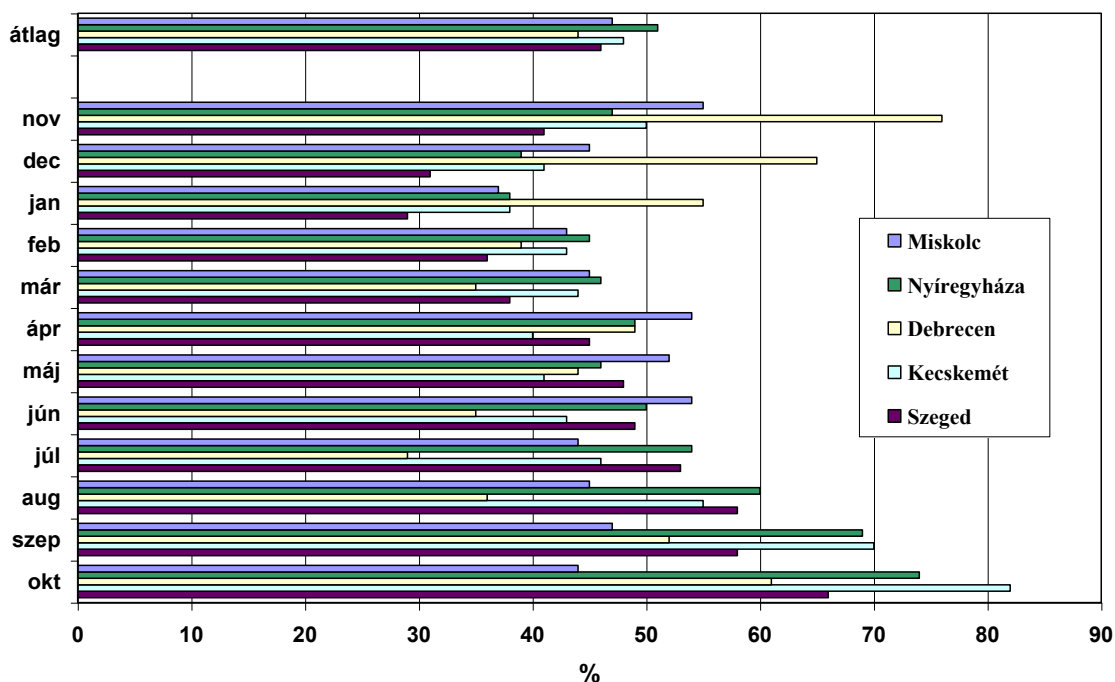


Kecskemét



Szeged

5.17. ábra
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált sorok három évtípusának évi menete



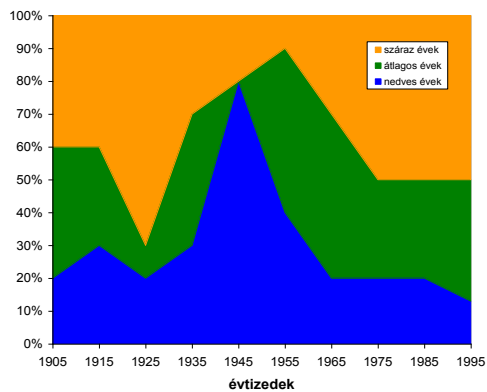
5.18. ábra

Az évtípusok clusteren belüli átlagos varianciája a teljes variancia százalékában kifejezve, a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI értékekre

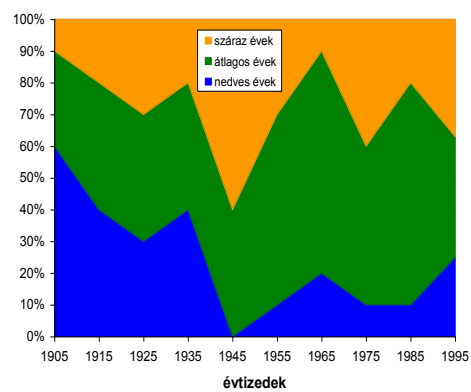
Egy hosszabb, véges időintervallumon belül az így definiált nedves, száraz és átlagos (köztes) évek aránya a klímaváltozás egyik lehetséges indikátorának tekinthető (Mika, 2000). A továbbiakban ezért a clusteranalízis során kapott száraz, nedves és átlagos évtípusok 1901-1999 közötti tízévenkénti gyakoriságait elemeztük Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged adatsoraira.

Az 5.19. ábra szerint ezek az arányok meglehetősen nagy ingadozásokat mutatnak egyik évtizedről a másikra mindegyik állomáson. A korábbi, 5.17. ábra szerint a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizálás előtti évtípusok évi menete nagyon hasonló volt a homogenizáltakéhoz. Így az évtípusok tízévenkénti gyakorisági értékeit csupán a homogenizált PDSI adatsorokra mutatjuk be, hiszen az is valószínű, hogy az évek túlnyomó többsége ugyanabba a clusterbe tartozik a két számítási eljárás esetében.

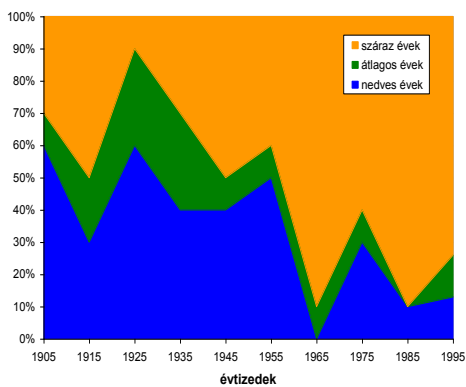
Figyelmünket a két szélső kategória, a száraz illetve a nedves évtípusok évtizedes gyakoriságainak alakulására koncentráltuk. Megállapítható, hogy a gyakoriságokban minden állomáson nagy különbségek fordultak elő, esetenként több évtizedet is átfogtak.



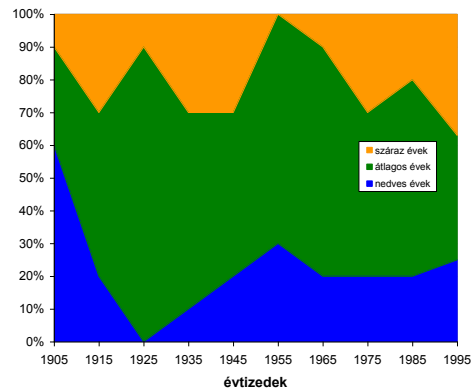
Miskolc



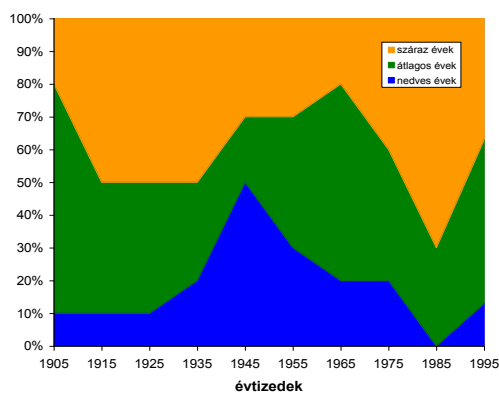
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét



Szeged

5.19. ábra
Az évtípusoknak a Blaney-Criddle módszerrel számított tízévenkénti gyakoriságai (homogenizált adatsor, 1901-1999), %

A száraz évek legnagyobb aránya (s ezzel párhuzamosan a nedves évek legkisebb aránya) inkább a vizsgált időszak legutóbbi évtizedeiben tapasztalható, bár néhány állomáson a köztes időszakokban (néha csak egy-egy évtizedben) is felléptek. (Az 5.19. ábra vízszintes tengelyén az évek az adott dekádok középső éveit jelzik.)

E fluktuációk léte, valamint az évtípus-gyakoriságok kedvezőtlen statisztikai tulajdonságai (diszkrét, ferde eloszlás, nem kívánatos függés pontos kezdő-évtől és az átlagolás hosszától) miatt, a következő pontokban nem a típusok gyakorisága, hanem az eredeti adatsorok alapján keressük a választ arra kérdésre, hogy volt-e változási tendencia a XX. században és ennek lehetett-e kapcsolata a globális éghajlati tendenciákkal.

* * *

Összefoglalva:

A PDSI rekurzív definíciójából következő autokorreláció magas értéke még kettő (0,7–0,9) és hat hónap (0,3–0,7) időkülönbségnél is megmarad. A kéthavi autokorrelációk nyári félévi alacsonyabb értékei a csapadék nagyobb nyári változékonysága miatt adódtak.

A Thornthwaite-féle potenciális párolgáson alapuló index esetében az időbeli korrelációk zöme kissé magasabb, mint a növényvel borított felszín esetén. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexekre az időbeli korrelációk zöme kissé alacsonyabb, mint a homogenizálást követően.

A magas autokorreláció lehetővé teszi ún. évtípusok objektív definiálását. A novembertől októberig terjedő 12 hónapot clusteranalízissel 3 típusba sorolva, mindegyik típus előfordult a 98 év jelentős hányadában (14-57 %-ában). Mind az öt állomásnál jól elkülönül egy-egy olyan évtípus, amelynek minden hónapja az átlagnál jellemzően szárazabb, illetve nedvesebb. A köztes, harmadik típus minden hónapja 3 állomás esetében átlag körüli, míg Miskolc és Debrecen esetében e típust a száraz tél után kialakuló, nedves nyár jellemzi. Annak ismerete, hogy egy adott év adott hónapja milyen évtípusba esett, a PDSI havi értékeinek varianciáját átlagosan több mint 50 %-kal csökkenti.

5.6. A PDSI TENDENCIÁI A XX. SZÁZADBAN, KAPCSOLATA AZ IDŐVEL

Az 5.1-5.5. fejezetekben (évszak-függetlenség, normalitás, fizikai interpretáció, területi- és időbeli osztályozás) a teljes év mind a 12 hónapját elemeztük, illetve felhasználtuk vizsgálatainkban. Az 5.6-5.8. fejezetekben csak a tenyészidőszakra szorítkozunk, minthogy a talaj nedvességtartalma elsősorban ebben az időszakban játssza a legfontosabb szerepet a mezőgazdasági termelésben. A vegetációs időszakból minden második hónapot mutatjuk be, tekintettel arra, hogy a PDSI erős autokorrelációja miatt a szomszédos hónapok viselkedése is meglehetősen hasonló. Választásunk azért esett a páros hónapokra (április, június, augusztus, október), mivel azok tartalmazzák a talajnedvesség szempontjából éghajlati értelemben legszárazabb augusztust, valamint a szélsőséges csapadékhozamú – a megelőző hónap csapadékmaximumának hatását is tükröző – június hónapot.

5.6.1. Alaperedmények

Az alábbiakban megvizsgáljuk, hogy az öt település Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorainak trendjei a tenyészidőszak páros hónapjaiban szignifikánsak-e az 1901-1999 közötti időszakban.

Megállapíthatjuk, hogy mindössze Miskolc, Kecskemét és Szeged áprilisi PDSI sorai trendjeinek regressziós együtthatói szignifikánsak az 1 %-os valószínűségi szinten. A mindhárom esetre kapott negatív trendek szárazodást jeleznek (5.14. táblázat), s még fontosabb, hogy az összes többi esetben is negatívak az egyenként kevésbé szignifikáns együtthatók.

5.14. táblázat
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorok regressziós együtthatói, 1901-1999, (1/100 év)

állomás	PDSI			
	április	június	augusztus	október
Miskolc	-2,1	-1,5	-1,5	-1,9
Nyíregyháza	-1,6	-0,7	-1,2	-1,8
Debrecen	-1,6	-0,7	-0,7	-1,7
Kecskemét	-2,5	-1,2	-1,7	-2,2
Szeged	-3,1	-1,7	-0,9	-2,0

vastag: szignifikáns trendet jelző regressziós együtthatók

A továbbiakban összefoglaljuk a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorokban az átkaroló közepelés, illetve Gauss-filter alkalmazása után mutatkozó lassú változások (kis frekvenciájú változékonyság) alakulását az öt településen 1901-1999 között. Mindkét szűrő esetében az időlépcső 11 év.

A kiválasztott települések és PDSI adatsorok esetében a kétfajta szűrő alkalmazása utáni sorok statisztikai kapcsolatait a korrelációs együtthatóval jellemezzük. Az 5.15. táblázat szerint az együtthatók mindegyike szignifikáns az 1 %-os valószínűségi szinten. Eredményeink alapján elmondható, hogy a legtöbb hónapban tapasztalható – a talaj nedvességtartalmának XX. századi csökkenését reprezentáló – negatív lineáris trenddel jellemzett lassú változások mind a mozgó átlaggal, mind a gaussi-szűrővel kimutathatók.

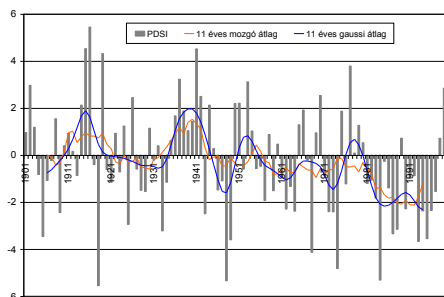
5.15. táblázat
A Blaney-Criddle-féle módszerrel számított homogenizált PDSI-adatsorokra illesztett 11 éves mozgó- és gaussi átlagok közötti korrelációs együtthatók, 1906-1994*

állomás	PDSI			
	április	június	augusztus	október
Miskolc	0,85	0,87	0,92	0,90
Nyíregyháza	0,82	0,75	0,79	0,82
Debrecen	0,89	0,88	0,85	0,86
Kecskemét	0,93	0,86	0,91	0,89
Szeged	0,91	0,89	0,87	0,88

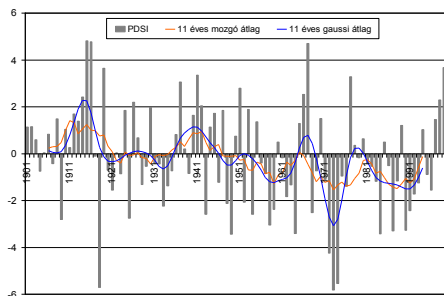
*a korrelációs együttható küszöbértéke az 1 %-os valószínűségi szinten: 0,27; n = 87.

Ez utóbbi közelítések finomabban, részletesebben képesek követni a PDSI alakulását, mint az egyszerű lineáris regresszió. Ezért azt is érdemes megtekintenünk, hogy miként alakul a két szűrő időbeli menete a XX. században. Előbb havonként ábrázoljuk a kiindulási PDSI értékek mindkét szűrővel simított időbeli alakulását (5.20a-b. ábra), majd a simított lefutásokat a négy hónapra egymással párhuzamosan, de a két szűrőre külön-külön mutatjuk be (5.21. és 5.22. ábra).

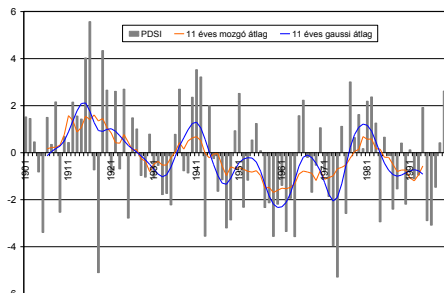
A 11 éves mozgó átlagok grafikonjai az adatsorok csökkenő tendenciáját mutatják minden egyes állomáson. A csökkenő trendek mellett Debrecenben, Kecskeméten, Miskolcon és Nyíregyházán ugyanazon időszakban figyelhetők meg csúcsok (nedves periódusok) az index értékek időbeli menetében. Ezek a 1910-1925, 1935-1942, valamint az 1968-1972 közötti időszakok. A legerősebb csúcs az 1910-1925 közötti, ugyanakkor Nyíregyházán az 1968-1972 közötti periódus csupán átlag alatti lokális maximumot jelöl. Szeged kivétel abban az értelemben, hogy itt az 1910-1925 közötti maximum alig észrevehető. A vizsgált 99 éves időszakban két markáns minimum tapasztalható. Közülük a kevésbé jellegzetes az 1950-1965 közötti, mely a legerősebb Debrecenben, Nyíregyházán és Szegeden, legkevésbé pedig Miskolcon mutatható ki. A legmarkánsabb minimum Debrecen kivételével mindegyik állomáson az 1980-1999 közötti időszakban figyelhető meg (5.21. ábra).



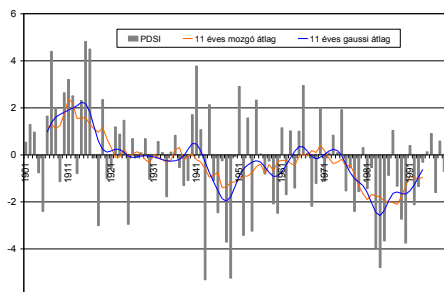
Miskolc



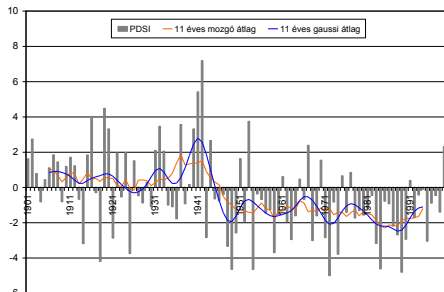
Nyíregyháza



Debrecen

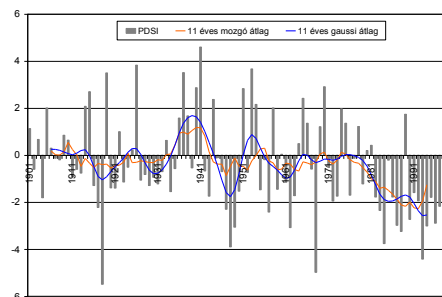


Kecskemét

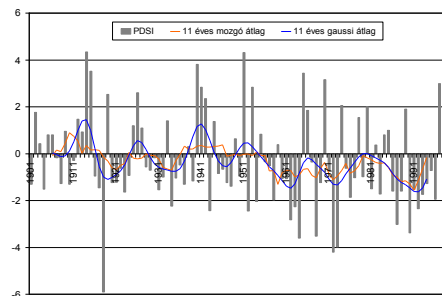


Szeged

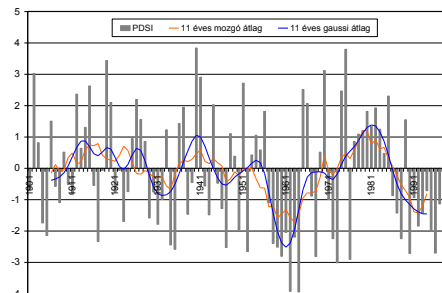
április



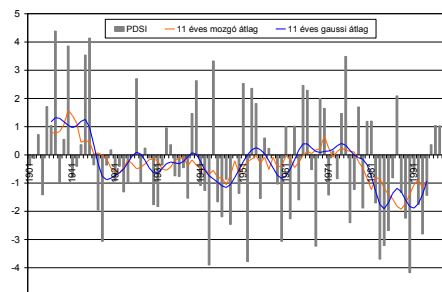
Miskolc



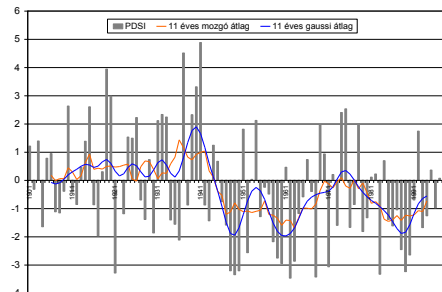
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét

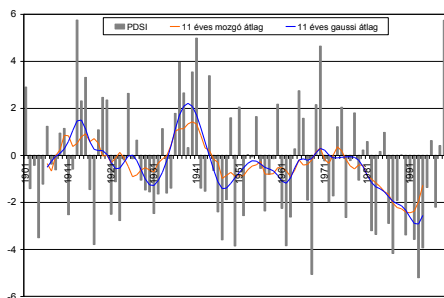


Szeged

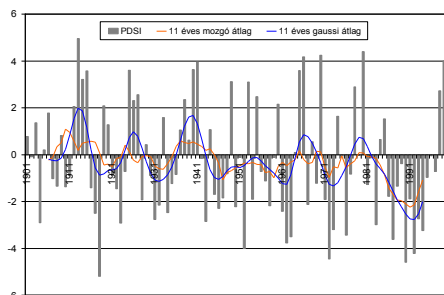
június

5.20a. ábra

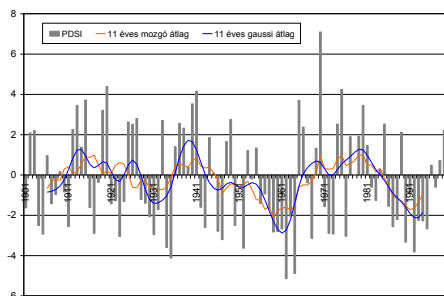
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsoroknak a 11 éves mozgó átlaggal és a Gauss-filterrel történő simítása, 1901-1999



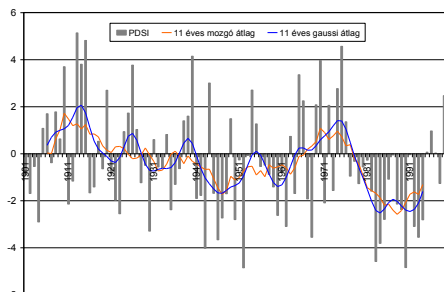
Miskolc



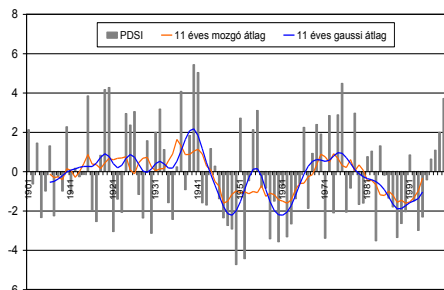
Nyíregyháza



Debrecen

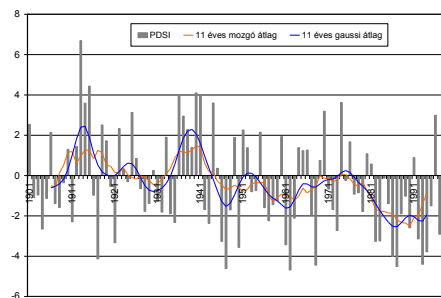


Kecskemét

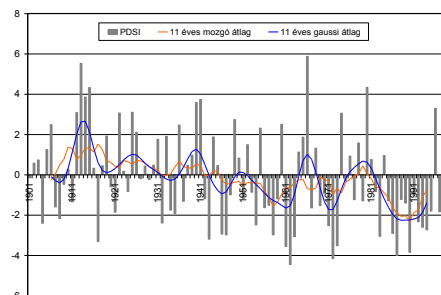


Szeged

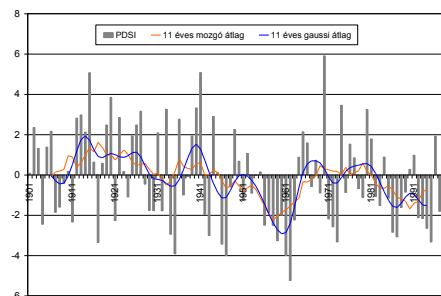
augusztus



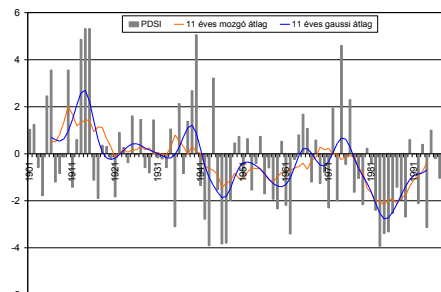
Miskolc



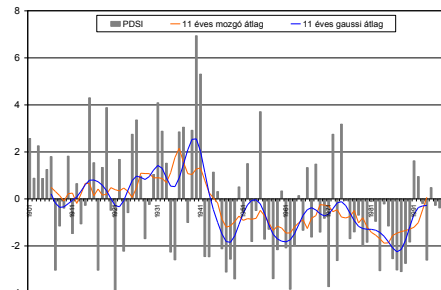
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét

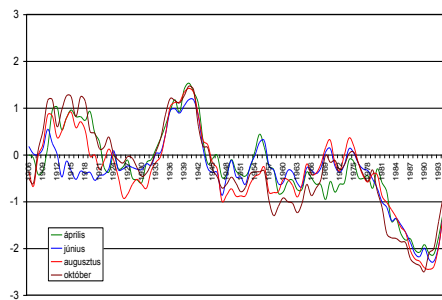


Szeged

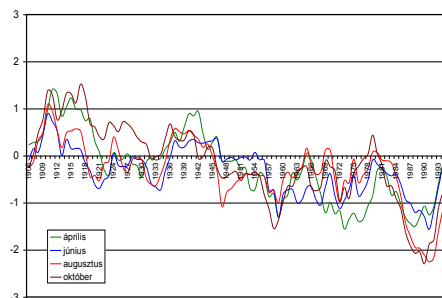
október

5.20b. ábra

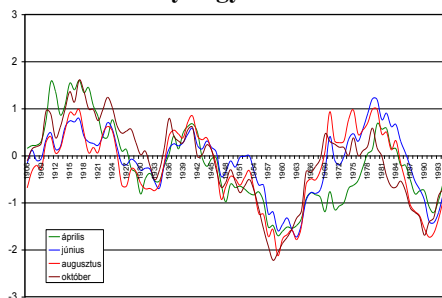
A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsoroknak a 11 éves mozgó átlaggal és a Gauss-filterrel történő simítása, 1901-1999



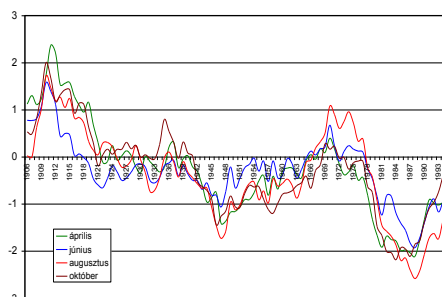
Miskolc



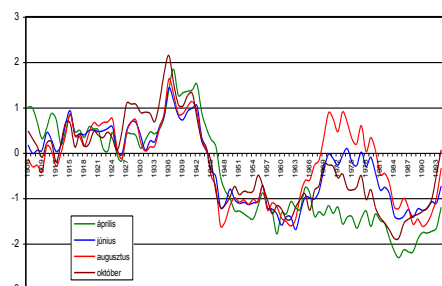
Nyíregyháza



Debrecen



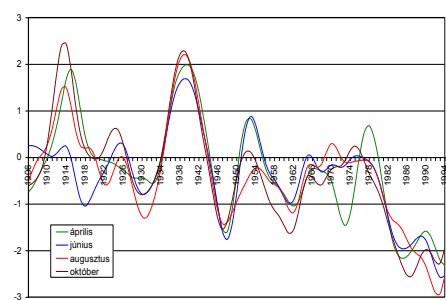
Kecskemét



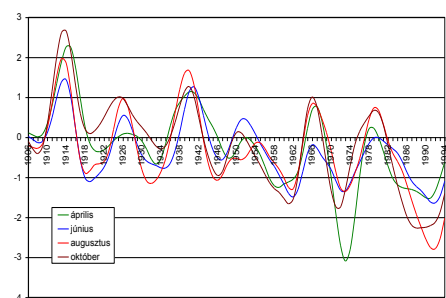
Szeged

5.21. ábra

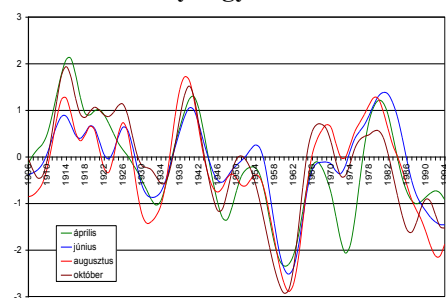
**A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI értékek
mozgó átlagai, 1901-1999**



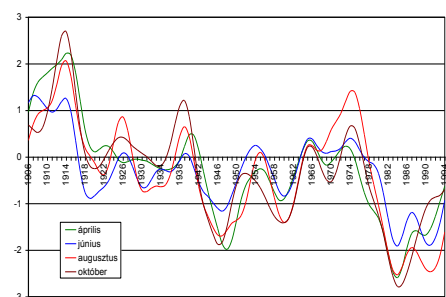
Miskolc



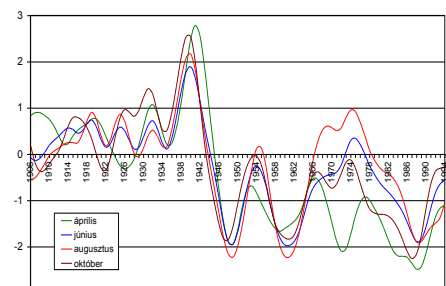
Nyíregyháza



Debrecen



Kecskemét



Szeged

5.22. ábra

**A Blaney-Criddle módszerrel számított
homogenizált PDSI értékek
gaussi átlagai, 1901-1999**

A Gauss-filterrel simított görbék is csökkenő tendenciát mutatnak az öt település mind a négy hónapjára vonatkozóan (5.22. ábra). A Gauss-filter időbeli menete állomásonként hasonló, szélsőértékei pedig – eltérő intenzitással – mindegyik állomáson ugyanazon időszakban figyelhetők meg. A két filter időbeli menetének összehasonlítása alapján elmondhatjuk, hogy a gaussi szűrő sokkal pontosabban követi a kiindulási idősorokat, jóval érzékenyebben reagál azok változásaira. Más szóval a gaussi-átlagok szórása nagyobb, mint a mozgó átlagoké, ami az adatsorra illesztett szűrők grafikus képe alapján is jól nyomon követhető (5.20a-b. ábra).

5.6.2. Diszkusszió

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorok XX. századi trendjeinek bemutatását követően, rátérünk annak elemzésére, hogy miként befolyásolja a kapott tendenciákat a párolgás-számítás Thornthwaite módszere, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI adatsorok alkalmazása.

A következőkben meghatároztuk a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI adatsorok 99 éves lineáris trendjeit, s elvégeztük azok t-próbán alapuló szignifikancia vizsgálatát (5.16. táblázat). A Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorok összes trendje negatív előjelű. Közülük áprilisban Nyíregyházán, Kecskeméten és Szegeden, júniusban Szegeden, továbbá októberben Kecskeméten lépnek föl szignifikáns trendek. A Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI adatsorok trendjei egy kivétellel (Szeged, augusztus) szintén negatív előjelűek. Közülük csak áprilisban mutattunk ki szignifikáns negatív trendeket Nyíregyházán, Kecskeméten és Szegeden (5.16. táblázat). E szignifikáns együttthatók aránya nem magasabb ugyan a véletlennél, de az egyöntetűen negatív tendencia itt sem véletlenszerű.

5.16. táblázat

A Thornthwaite (Th) módszerrel számított homogenizált, illetve a Blaney-Criddle (B-C) módszerrel számított nem homogenizált PDSI adatsorok regressziós együttthatói, 1901-1999, (1/100 év)

állomás	Th	B-C	Th	B-C	Th	B-C	Th	B-C
	április		június		augusztus		október	
Miskolc	-2,1	-1,5	-1,3	-0,8	-1,4	-0,6	-2,0	-1,5
Nyíregyháza	-2,3	-2,2	-1,2	-1,4	-1,4	-1,7	-2,2	-2,2
Debrecen	-1,7	-1,3	-0,6	-0,7	-0,5	-0,6	-1,5	-1,6
Kecskemét	-3,3	-2,1	-2,0	-0,9	-2,2	-1,0	-3,7	-1,9
Szeged	-3,3	-2,5	-2,5	-1,3	-1,7	+0,2	-2,4	-1,5

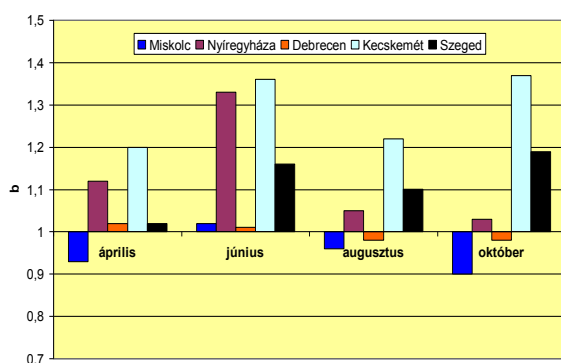
vastag: szignifikáns trendet jelző regressziós együttthatók

Ezután megvizsgáltuk, hogy a Thornthwaite módszerrel számított, illetve a nem homogenizált PDSI sorok, a két fenti simítás után, milyen regressziót mutatnak az alapvetőnek tekintett Blaney-Criddle féle, homogenizált sorok simított értékeivel. Azt, hogy az alternatívák és az alapvető mód között (simítás nélkül) szoros a korreláció, már a 3.3. fejezetben bemutattuk. A 0,89 és 0,98 közötti, magas korrelációs együtthatók azonban nem adnak információt arról, hogy a számítás alternatívái milyen előjellel módosították a XX. századi száradási folyamatot.

A regressziós együtthatók statisztikai analízise során az öt település négy hónapjára a mozgó-, valamint a gaussi átlagok közötti összesen 40 db regressziós együtthatóból $11 + 13 = 24$ db értéke magasabb 1-nél. Ez jelzi az index értékek csökkenő tendenciájában a Thornthwaite-féle párolgás-számításnak a kiszáradást fokozó hatását, ami a negatív trend mértékének erősödésében nyilvánul meg. Más megfogalmazásban: a növényzetet figyelembe vevő potenciális párolgás-számítás – a homogenizált adatok összehasonlításában – mérséklően hatott a XX. századi kiszáradásra

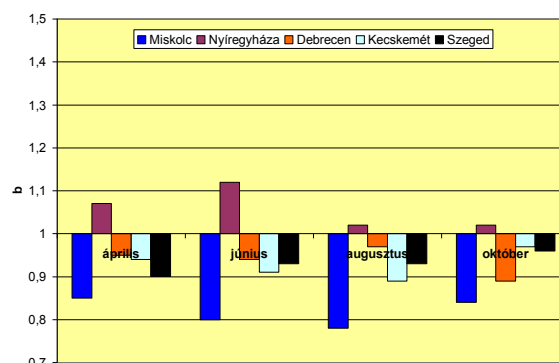
Az 5.23a. ábrán a PDSI sorokra illesztett 11 éves gaussi-átlagokra vonatkozó kétfajta párolgás-számítás közötti regressziós együtthatókat mutatjuk be.

A homogenizálás szerepét tisztázandó, a Blaney-Criddle módszer vonatkozásában ugyanezt az összevetést a 5.23b. ábrán szemléltetjük. Megfigyelhető, hogy a homogenizálás valamelyest erősítette a XX. századi szárazodási folyamatot, minthogy mindkét fajta simított adatsor esetében a nem homogenizált sorok csekély kivétellel (Nyíregyháza), egynél kisebb regressziós együtthatóval viszonyulnak az alapvető, homogenizált sorokhoz.



5.23a. ábra

A Blaney-Criddle (B-C) és a Thornthwaite (Th) módszerrel számított homogenizált PDSI értékek gaussi átlagai közötti regressziós együtthatók (b), 1901-1999 (független változó: B-C; függő változó: Th)



5.23b. ábra

A Blaney-Criddle (B-C) módszerrel számított homogenizált és a B-C módszerrel számított nem-homogenizált PDSI értékek gaussi átlagai közötti regressziós együtthatók (b), 1901-1999 (független változó: B-C homogenizált; függő változó: B-C nem-homogenizált)

*

*

*

Összefoglalva:

A tenyészedőszak páros hónapjaira meghatározott PDSI csak három állomáson és áprilisban mutat szignifikáns lineáris trendet a teljes 99 éves időszakban. Ugyanakkor, minden hónap és állomás trendje negatív, száz évre vetítve -0,7 és -3,1 mértékű, vagyis a XX. századot lassú kiszáradás jellemezte. Ez az egyértelmű tendencia tükröződik a lassú évközi fluktuáció nem monoton és nem lineáris részleteit is detektáló, mozgó átlag-, illetve gauss-szűrő alkalmazásával simított adatsorokban is.

A Thornthwaite-féle potenciális párolgáson alapuló, homogenizált indexre nézve a teljes időszak lineáris trendjei e változatban erősebben csökkennek, s a simított görbék szerinti kiszáradás is meredekebb. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek lineáris trendjei e változatban kevésbé csökkenőek, a simított görbék szerinti kiszáradás is mérsékeltebb. Más szóval: a növényzet jelenléte Kelet-Magyarországon kissé mérsékelte, míg az adott homogenizálás kissé erősítette a XX. századot jellemző kiszáradást.

5.7. A PDSI ÉS A FÉLGÖMBI ÁTLAGHŐMÉRSÉKLET KAPCSOLATA

5.7.1. Alaperedmények

A szeletelés módszerét (4.4.3. fejezet) abból a célból alkalmaztuk, hogy regressziós kapcsolatokat keressünk egyrészt a havi PDSI értékek (függő változók), másrészt a félgömbi átlaghőmérséklet ($\langle T \rangle$) és a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszt (ΔT) (független változók) között. A következőkben bemutatjuk az öt állomáson, a tenyészidőszak minden második hónapjára (április, június, augusztus és október) a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált sorokon elvégzett vizsgálatok eredményeit (5.17. táblázat). A regressziós becslés alapidőszaka az 1901-1988 közötti 88 év, míg a rákövetkező 11 év a verifikációs időszak volt.

A táblázat $\Sigma/5$ -tel jelölt oszlopa szemlélteti az adott település adott hónapjára számolt összes (szignifikáns és nem szignifikáns) $\partial PDSI / \partial \langle T \rangle$ és $\partial PDSI / \partial \Delta T$ együtthatók átlagát. Az átlagértékeket azonban csak azokban a mezőkben tüntettük fel, ahol az ötféle szeletelésből legalább háromban valamelyik regressziós együttható legalább 80 %-os valószínűségi szinten szignifikáns volt. Ebben az esetben viszont mind az öt együttható átlagát írtuk a táblázatba, annak ellenére, hogy közülük legfeljebb kettő nem volt szignifikáns.

A parciális regressziós együtthatók előjelei alapján megállapíthatjuk, hogy a helyi PDSI értékek és az északi félgömbi átlaghőmérséklet ($\langle T \rangle$) közötti kapcsolat általában negatív: minél melegebb az északi félgömb, annál szárazabb a talaj Kelet-Magyarországon. Azonban a kapcsolat szignifikanciája jelentős eltéréseket mutat a tenyészidőszakban az egyes hónapok, illetve állomások között. A negatív együtthatók erősen (> 95 % valószínűségi szinten) szignifikánsak Kecskeméten minden egyes vizsgált hónapban és majdnem mindegyik szelet esetében. Miskolcon és Nyíregyházán a $\langle T \rangle$ -vel való negatív kapcsolat mindössze három hónapban szignifikáns. Szegeden a szignifikáns együtthatók száma szintén három, viszont augusztusban megváltozik az előjelük. Debrecenben csupán októberben találtunk szignifikáns (negatív) kapcsolatot $\langle T \rangle$ -vel.

A PDSI-nek a kontinens-óceán léghőmérsékleti kontrasztra (ΔT) vonatkozó parciális regressziós együtthatói – melyek az öt időszak átlagában szignifikánsak – szintén negatívak. Ez statisztikai szempontból azt jelenti, hogy minél gyorsabb a fölmelegedés (a kisebb hőkapacitású kontinensek fölött), annál szárazabb a talaj a térségben.

Mivel nehéz lenne megbecsülni, hogy milyen erősek ezek a PDSI változások, az együtthatókat a ± 4 egységnyi változás százalékában is kifejeztük, ami a PDSI megváltozását az átlagos állapottól az extrém küszöbértékig történő elmozdulás egységében is érzékelteti.

5.17. táblázat

A Blaney-Criddle módszerrel számított, homogenizált PDSI értékek relatív érzékenysége (parciális regressziója) az északi félgömbi középhőmérséklettel ($\langle T \rangle$) és a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal (ΔT) összefüggésben a vizsgált kelet-magyarországi állomásokon, 1901-1988

állomás hónap	relatív érzékenység 1 / K	5 év	9 év	13 év	17 év	21 év	Σ / 5	% / K átlagos feltételek → extrém értékek	verifikáció 1989-1999	
									becsült	tényleges
Miskolc április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-	-3.0	-		-2.8	-70	-1.4	-0.3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	-		-	-		-3.4	-85		
Miskolc június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-2.6	-	-2.8			-1.6	-40	-0.8	-0.5
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-	-4.4		+	-1.6	-40		
Miskolc augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-	-3.0		+	-1.6	-40	-0.7	-0.5
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-	-3.5		7.4	-0.9	-40		
Miskolc október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$		-	-3.8					-0.7	+0.2
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$					10.9				
Nyíregyháza április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-	-3.0	-8.2		-3.7	-94	-1.8	+0.8
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				-					
Nyíregyháza június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-							-0.6	+0.6
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$									
Nyíregyháza augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$			-2.2	-	1.2	-1.6	-40	-0.7	-0.5
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-	-1.2		8.8	-0.4	-10		
Nyíregyháza október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-4.4	-3.4		+	-2.5	-63	-0.8	+0.1
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				-	11.9				
Debrecen április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$					-			-0.1	+0.0
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$					9.0				
Debrecen június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$				+				+1.0	-0.7
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				+	+				
Debrecen augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$				+	+			+1.1	-0.8
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				+	+				
Debrecen október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-			+	-1.0	-25	+0.4	-0.3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				+	15.5				
Kecskemét április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-4.8	-6.3	-5.4	-9.0	-	-5.8	-100	-2.4	-0.2
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-	-	-10.3		-2.8	-70		
Kecskemét június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-2.6	-5.0	-3.6	-4.4	-2.2	-3.6	-90	-1.6	-0.5
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-7.0	-	-		-2.6	-65		
Kecskemét augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-3.6	-6.2	-4.7	-1.7		-3.5	-87	-1.2	-0.7
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-8.5		3.6	7.8	-0.2	-5		
Kecskemét október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-3.4	-6.1	-4.9	-6.7		-4.5	-100	-1.6	+0.5
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		-		-6.0					
Szeged április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-4.5	-	-5.0	-		-4.3	-100	-1.7	+0.4
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	-								
Szeged június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-		-3.2					+0.2	+0.1
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$					13.5				
Szeged augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$			-	+	4.0	0.3	+75	+0.9	+0.1
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$				+	17.0				
Szeged október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	-	-	-			-2.2	-55	-0.4	+1.3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$					+				

Magyarázat: Ha az együtthatók a 95 %-os valószínűségi szinten szignifikánsak, akkor azokat értékükkel jelöljük, ha csupán a 80 %-os valószínűségi szinten szignifikánsak, akkor előjelükkel szerepelnek.

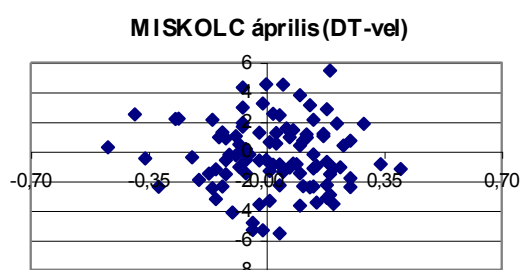
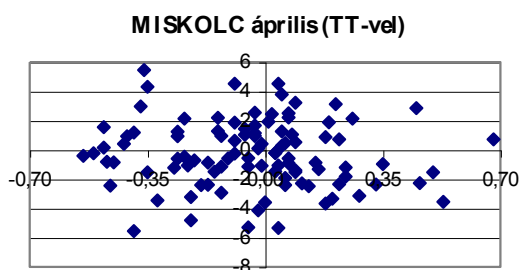
Ezek a relatív változások lehetnek néhányszor 10 %-osak, de elérhetik a 100 %-ot is. Ebből arra következtethetünk, hogy ha a félgömbi változások és a helyi vízmérleg közötti kapcsolat nem változik a jövőben, akkor valóban lényeges talajnedvesség-csökkenésre kell számítanunk.

E feltevés elsődleges ellenőrzésére használható az 1989-1999 közötti időszak, mivel ezen utolsó 11 év adatai független változóknak tekinthetők. A 4.4.3. fejezet (4.3.) egyenletét felhasználva a havi PDSI értékek becsléséhez jutunk. Az 5.17. táblázat két utolsó oszlopának összehasonlításából látható, hogy a megfigyelt és a becsült értékek előjele még a véletlen számok esetében várt értéknél is kevésbé egyezik (9 eset a 20-ból). Ha csupán azokat az állomásokat és hónapokat tekintjük, amelyeknél a regresszió szignifikáns az alapidőszakban, ez az arány épphogy a véletlen elvárás fölé esik (8 eset a 14-ből). Ezenkívül még az egyező előjelek esetében is a regresszió általában nagyobb anomáliákat eredményez, mint a valóság.

Más szóval, a független időszak valójában nem erősíti meg a megelőző 88 év során uralkodó viszonyokat.

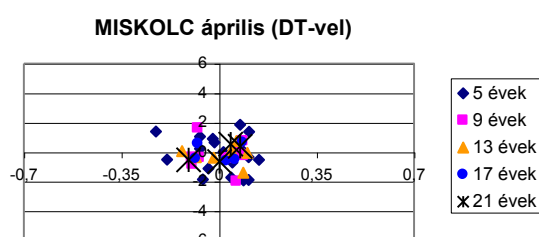
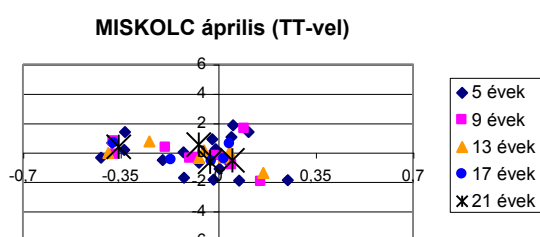
Az 5.24-5.25. ábra bemutatja a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált kiindulási, illetve homogenizált szeletelt PDSI-nek egyrészt az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklettel (TT), másrészt a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal (DT) való egyidejű kapcsolatát Miskolc és Kecskemét állomásokra. Választásukat az indokolta, hogy e két állomás esetében kaptuk a legtöbb szignifikáns parciális regressziós együtthatót (5.17. táblázat). Azaz ebben a két esetben tapasztaljuk a legnagyobb érzékenységet a helyi és a félgömbi paraméterek kapcsolatában.

A szeletelt PDSI-nek mind az északi félgömbi átlaghőmérséklettel, mind a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal való egyidejű értékei lényegesen kisebb mértékben szóródnak, mint a kiindulási PDSI-nek a fenti két paraméterrel egyidejűleg fölvetett értékei. Ez azt jelzi, hogy a szeletelt PDSI számottevően jobb indikátora mind az északi félgömbi átlaghőmérsékletnek, mind a kontinens-óceán hőmérsékleti kontrasztnak a kiindulási PDSI-hez képest. Továbbá megállapítható, hogy a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszt szorosabb kapcsolatot mutat mind a kiindulási PDSI-vel, mind a szeletelt PDSI-vel az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklethez képest.



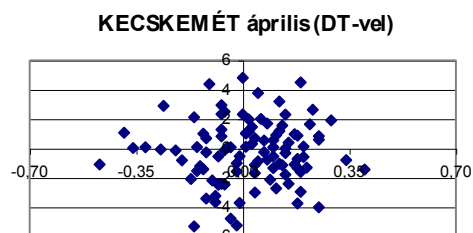
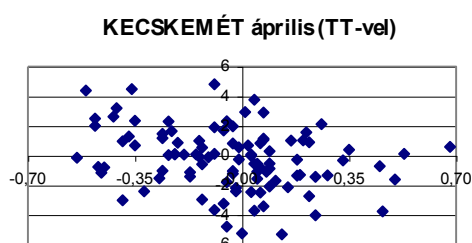
5.24a. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált kiindulási PDSI-nek egyrészről az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklettel (TT), másrészről a kontinens-óceán hőmérsékleti kontrasztal (DT) való egyidejű kapcsolata



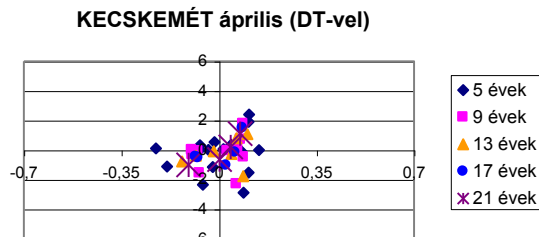
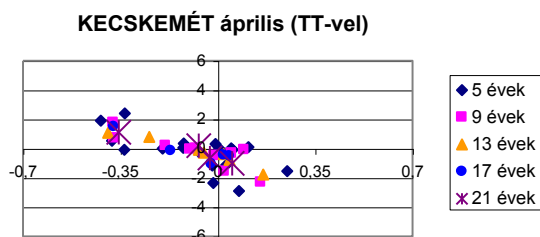
5.24b. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált szeletelt PDSI-nek egyrészről az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklettel (TT), másrészről a kontinens-óceán hőmérsékleti kontrasztal (DT) való egyidejű kapcsolata



5.25a. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált kiindulási PDSI-nek egyrészről az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklettel (TT), másrészről a kontinens-óceán hőmérsékleti kontrasztal (DT) való egyidejű kapcsolata



5.25b. ábra

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált szeletelt PDSI-nek egyrészről az északi félgömbi felszíni átlaghőmérséklettel (TT), másrészről a kontinens-óceán hőmérsékleti kontrasztal (DT) való egyidejű kapcsolata

5.7.2. Diskusszió

A következőkben megvizsgáltuk, hogy a félgömbi változások és a helyi vízmérleg közötti kapcsolatot mennyiben befolyásolja egyrészt a PDSI sorok kiszámításának Thornthwaite-féle módja, másrészt a nem-homogenizált adatokra épülő PDSI számítás. Eredményeinket az 5.18. táblázatban foglaltuk össze, amelyben feltüntettük a PDSI értékek és a félgömbi paraméterek közötti szignifikáns parciális regressziós együtthatók számát, azok adott település adott hónapjára számolt összes (szignifikáns és nem szignifikáns) együtthatóinak átlagát ($\Sigma / 5$; 5.18. táblázat).

A Blaney-Criddle módszer alkalmazásakor kapott eredményekhez hasonlóan a Thornthwaite-féle módszer alkalmazásakor is gyakoribb a helyi PDSI értékek és az északi félgömbi átlaghőmérséklet ($\langle T \rangle$) közötti negatív szignifikáns regressziós együtthatók száma. Minden egyes vizsgált hónapban és majdnem mindegyik szelet esetében a negatív szignifikáns együtthatók gyakorisága Kecskeméten a legnagyobb. Nem történt változás a PDSI értékek $\langle T \rangle$ -vel való negatív kapcsolatainak havi gyakoriságaiban Nyíregyháza esetében. Miskolcon és Debrecenben 30 %-os csökkenést, míg Szegeden 20 %-os növekedést tapasztaltunk a legalább 80 %-os valószínűségi szinten. Azaz a kapott eredmények ebben az esetben is igazolják azon megállapításunkat, miszerint minél melegebb az északi félgömb, annál szárazabb a talaj Kelet-Magyarországon.

A Thornthwaite-féle módszer alkalmazásával számított homogenizált PDSI értékek, mint helyi változók, valamint a félgömbi változók közötti kapcsolat erőssége is számottevően különbözik a tenyészidőszakban havonta, illetve állomásonként. Továbbá megállapítható, hogy Kecskeméten kaptuk minden egyes vizsgált hónapban és majdnem mindegyik szelet esetében a legerősebb negatív szignifikáns együtthatókat. A vizsgált állomásokat és hónapokat együttesen tekintve a szignifikáns negatív regressziós együtthatók 20 %-kal erősebb szárazodást jeleznek, az alapmintának tekintett Blaney-Criddle módszer használatához képest.

A PDSI kontinens-óceán léghőmérsékleti kontrasztra (ΔT) vonatkozó szignifikánsan negatív parciális regressziós együtthatóinak a száma csökkent. Azaz a gyors félgömbi felmelegedés hatására mérsékeltebb szárazodási folyamat figyelhető meg a vizsgált térség talajában.

A független időszakra elvégzett verifikáció eredményei szerint a becsült és a tényleges értékek előjele 20 esetből 12 esetben egyezik meg. Azaz a Thornthwaite-féle módszer alapján számított PDSI sorokra épülő független időszak nagyobb mértékben igazolja a megelőző 88 év során uralkodó viszonyokat, a Blaney-Criddle módszer felhasználása során kapott eredményekhez képest.

Az 5.18. táblázat a Blaney-Criddle módszer alapján számított nem-homogenizált PDSI adatokra épülő szeleteknek a félgömbi átlaghőmérséklettel, valamint a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal (ΔT) kapcsolatos együtthatókra vonatkozó eredményeket is bemutatja.

5.18. táblázat

A Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált, a Thornthwaite-féle módszerrel számított homogenizált, illetve a Blaney-Criddle módszerrel számított nem-homogenizált PDSI értékek relatív érzékenysége az északi félgömbi középhőmérséklettel ($\langle T \rangle$) és a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal (ΔT) összefüggésben, 1901-1988

állomás hónap	relatív érzékenység 1 / K	Blaney-Criddle homogenizált			Thornthwaite homogenizált			Blaney-Criddle nem-homogenizált		
		szign. + előjel	szign. - előjel	Σ /5	szign. + előjel	szign. - előjel	Σ /5	szign. + előjel	szign. - előjel	Σ /5
Miskolc április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	4		-2.8	2			4		-3,3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		3	-3.4		2			4	-4,5
Miskolc június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	3		-1.6	1	2		1	2	-1,0
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1	2	-1.6	1	3	-1,1	1	2	-1,7
Miskolc augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1	3	-1.6	1	2	-0,1		2	
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1	2	-0.9	1	1			2	
Miskolc október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$		2		1	1		1	3	-2,6
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1			1			1	2	-0,8
Nyíregyháza április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	4		-3.7	4		-4,9	4		-3,9
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		1			1			1	
Nyíregyháza június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1			2			1		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$									
Nyíregyháza augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1	2	-1.6	2			1	3	-2,0
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1	2	-0.4	1	1		1	2	-0,7
Nyíregyháza október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1	3	-2.5	3		-3,1		4	-2,7
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1	1		1			1		
Debrecen április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1			2		-2,6	1		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1			1			2		
Debrecen június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1						1		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	2			1	1		2		
Debrecen augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1						1		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	2			2			2		
Debrecen október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	1	2	-1.0	1			1		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	2			2			2		
Kecskemét április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	5		-5.8	5		-6,8	5		-5,7
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		3	-2.8		2			3	-3,6
Kecskemét Június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	5		-3.6	5		-4,7	5		-3,3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		3	-2.6		1			2	
Kecskemét augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	4		-3.5	4		-4,5	4		-2,9
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	2	1	-0.2	1			2	1	0,5
Kecskemét október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	4		-4.5	5		-6,6	4		-4,3
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		2		1	1		1	1	
Szeged április	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	4		-4.3	4		-5,1	2		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$		1			1			1	
Szeged június	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	2			3		-2,9	1	1	
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1			1			2		
Szeged augusztus	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	2	1	0.3	1	2	-1,5	2		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	2			2			2		
Szeged október	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	3		-2.2	3		-2,7	2		
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	1			1			1		
5 állom. szign. Összesen	$\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$	8	53	-1.92	5	51	-2.28	9	47	-1.58
	$\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$	18	21	-0,60	17	14	-0,06	20	21	-0,54

Magyarázat: Az oszlopokban a legalább 80 %-os szinten szignifikáns együtthatók számát jelöltük.

Σ /5: Az összes (szignifikáns és nem szignifikáns) $\partial \text{PDSI} / \partial \langle T \rangle$, illetve $\partial \text{PDSI} / \partial \Delta T$ együtthatók átlaga

Vizsgálataink során nem figyelhetünk meg számottevő változást a helyi PDSI értékeknek sem az északi félgömbi átlaghőmérséklettel ($\langle T \rangle$), sem a kontinens-óceán léghőmérsékleti kontraszttal (ΔT) való szignifikánsan negatív regressziós kapcsolatainak havonkénti gyakoriságában. A vizsgált állomásokat és hónapokat együttesen tekintve a szignifikáns negatív regressziós együtthatók 20 %-kal mérsékeltebb szárazodást jeleznek, az alapmintának tekintett Blaney-Criddle módszer használatához képest. Továbbá a verifikáció során kapott eredményeink is megegyeznek az ugyancsak a Blaney-Criddle módszerrel számított, de homogenizált PDSI sorokat felhasználó eredményekkel.

Következtetéseink tehát igazolják azt a megállapítást, miszerint az északi félgömb XX. századi melegedése nagymértékben hozzájárult a vizsgált kelet-magyarországi térség vízellátottságának romlásához. Továbbá megállapíthatjuk, hogy a szárazodás és a félgömbi hőmérsékleti paraméterek közül az északi félgömbi átlaghőmérséklet ($\langle T \rangle$) szerinti statisztikus kapcsolatot befolyásolja mind a PDSI sorok számításának módja, mind a kiindulási paraméterek homogenizálása.

* * *

Összefoglalva:

Ha a PDSI tenyészidőszak-beli alakulását a félgömbi átlaghőmérséklettel és a kontinens-óceán hőmérsékleti kontraszttal hozzuk regressziós kapcsolatba, akkor a hónapok és állomások 4/5-ében legalább az egyik változóval szignifikáns kapcsolatot kapunk. A félgömbi hőmérséklet szerinti együtthatók túlnyomó része negatív, vagyis a kiszáradás a bázismintaként használt 1901 és 1988 közötti időszakban nemcsak az idővel, de az északi félgömb átlagát jellemző melegedéssel is kapcsolatban volt.

Túlnyomórészt negatívak a kontinens-óceán kontraszt (kb. a melegedés üteme) szerinti parciális regressziós együtthatók is. A 0,5 °C fokos félgömbi melegedésre átszámított szignifikáns együtthatók a PDSI alföldi értékeinek -0,5 és -2,9 közötti csökkenését vetítik előre, amennyiben a kapcsolat más időszakokra is vonatkoztatható. Ugyanakkor ennek ellentmond, hogy a bázisidőszak utáni, független 11 évben (1989-1999) a tényleges, illetve a regresszióval számított PDSI anomáliák egyezése nem jobb a véletlennél.

A Thornthwaite-féle potenciális párolgáson alapuló homogenizált indexre a félgömbi hőmérséklet szerinti regressziói is zömmel negatívak; a szignifikáns együtthatók 20 %-kal erősebb szárazodásra utalnak. A Blaney-Criddle módszert, de nem homogenizált sorokat használó indexek félgömbi hőmérséklet szerinti regressziói is zömmel negatívak; de a szignifikáns együtthatók 20 %-kal mérsékeltebb szárazodásra utalnak. Tehát a homogenizálás e tekintetben is fokozta a szárazodást.

5.8. A PDSI VÁLTOZÓ ÉS ELTÉRŐ RÉSZ-IDŐSZAKAI, OBJEKTÍV KLÍMA-ANALÓGOK

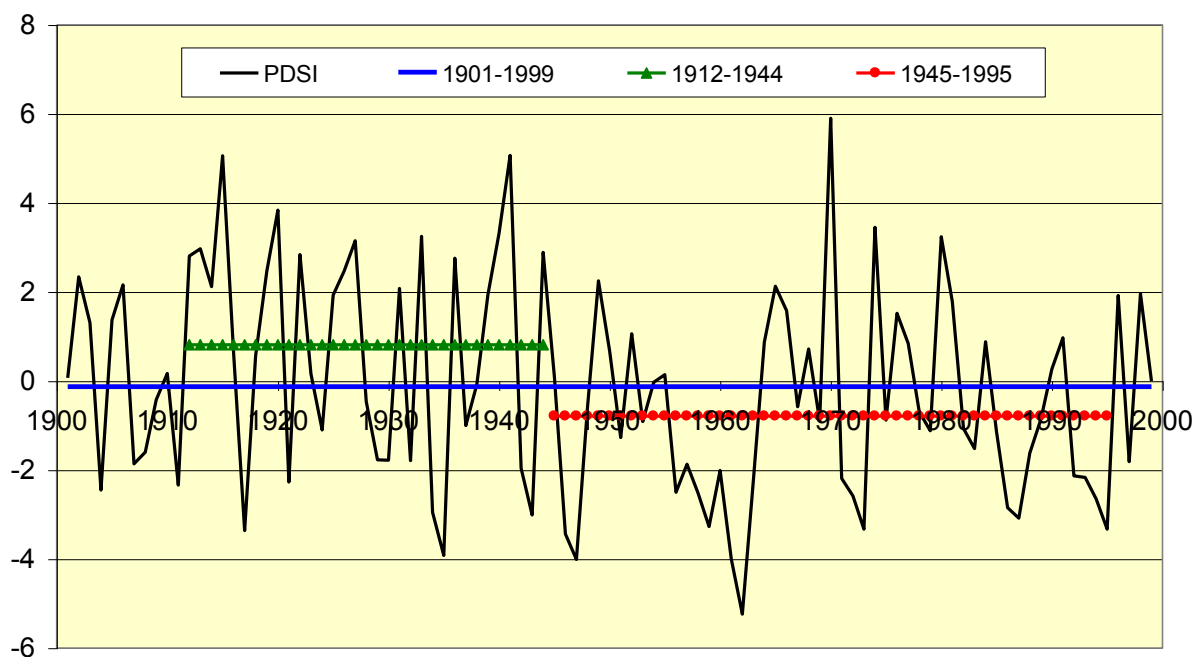
5.8.1 Alaperedmények

E fejezetben olyan rész-időszakokat kívánunk kijelölni az öt állomás 1901-1999 közötti Blaney-Criddle módszerrel meghatározott homogenizált PDSI adatsoraiban, amelyek a teljes idősor (zérushoz közel eső, de azzal nem pontosan egyenlő) átlagához képest tekintve szignifikánsan alacsonyabbak (szárazabbak), vagy magasabbak (nedvesebbek). Ehhez az áprilisi, júniusi, augusztusi és októberi adatsorokra a 4.5. fejezetben leírt statisztikai próbát alkalmazzuk. A rész-időszakok azonosítása egyfelől analóg időszakokat definiálhat olyan hatásvizsgálatokhoz, amelyek a talaj nedvességtartalmával kapcsolatos problémával foglalkoznak. Más megközelítésben, a szignifikánsan eltérő szakaszok elkülönítése adalékul szolgál a XX. század éghajlanttörténeti leírásához. Ennek érdekében azonban a feltételeknek megfelelő – általában nagyszámú – szignifikáns részidőszak körét további kritériumokkal szűkíteniünk kell.

A szignifikánsan elkülönülő részidőszakok megállapításának módját az 5.26. ábrán szemléltetjük, példaképpen Debrecen októberi PDSI értékeire. Az ábrán a vízszintes szakaszok jelölik a Makra-teszt alapján kapott legjellemzőbb hosszú szignifikáns részidőszakokat. Ugyanakkor egy-egy adatsorban jóval több részidőszak kielégíti a szignifikáns eltérés követelményét. Ennek illusztrálására Nyíregyháza és Szeged júniusi PDSI soraira két- és háromdimenziós ábrázolásban mutatjuk be az összes 1 %-os szinten szignifikáns részidőszakot (5.27a-b. ábra).

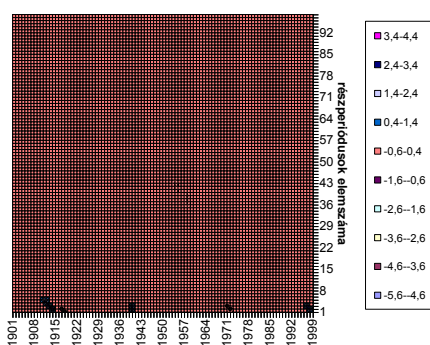
A kétdimenziós ábrák vízszintes tengelye az idő (évek), függőleges tengelyén pedig az 1901-1999 közötti 99 éves (tehát 99 elemű) teljes PDSI adatsor 1-98 elemű részperiódusainak elemszáma van feltüntetve. A négyzetrácsokban ábrázoltuk az összes egyelemű részminta, az összes két-, három-, ... , 97 elemű részminta, s legvégül az egyetlen 98 elemű részminta próbastatisztikáinak [$PS^{(1)}$]; 4.5. fejezet; 4.4. egyenlet] értékeit. Azokhoz a részmintákhoz, amelyek átlaga – a $PS^{(1)}$ próbastatisztika alapján – nem tér el szignifikánsan a teljes minta-átlagtól, 0-t rendeltünk. Azon részminták esetében viszont, amelyek átlaga szignifikánsan eltér a teljes mintaátlagtól, megtartottuk a $PS^{(1)}$ próbastatisztika értékét. A szignifikáns eltérések nagyságában mutatkozó különbségeket a négyzetrácsokban eltérő színekkel jelöltük.

Az ábrázolás oly módon történt, hogy a vízszintes tengelyen az időszakok kezdő évét, míg a függőleges tengelyen az időszak hosszát tüntettük fel. Példaképpen, a szegedi júniusi kétdimenziós diagramon az 1949. évhez, mint vízszintes és az 16-os függőleges koordinátához tartozó rácpont azt az időszakot mutatja, amely 1949-ben kezdődött és 16 évig, azaz 1964-ig tartott. Az időszak átlagában a PDSI eltérése a 99 év átlagától -1,9 és -0,9 közé esett (barna szín) (5.27a. ábra).

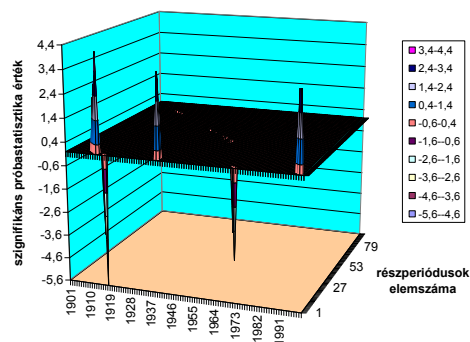


5.26. ábra

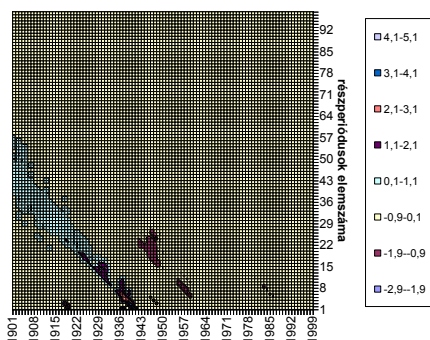
Azon leghosszabb részperiódusok, melyek átlaga szignifikánsan eltér a teljes PDSI adatsor mintaátlagától a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált adatsorban, Debrecen, október, 1901-1999



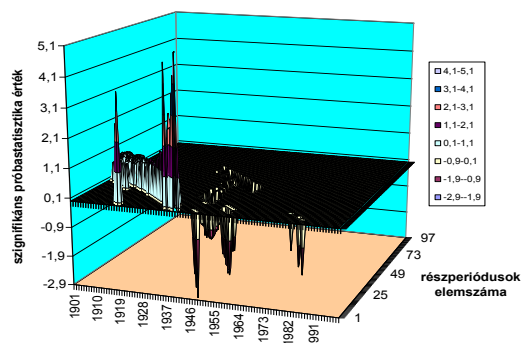
Nyíregyháza, június



Nyíregyháza, június



Szeged, június



Szeged, június

5.27a-b. ábra

Azon részperiódusok (törések), melyek átlaga szignifikánsan eltér a Blaney-Criddle módszerrel számított teljes PDSI adatsor mintaátlagától a homogenizált adatsorokban, 1901-1999

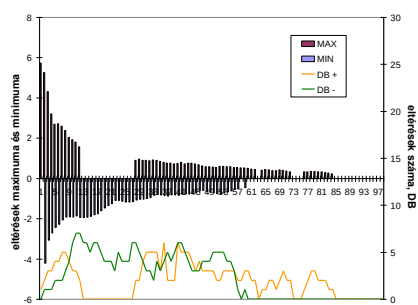
A háromdimenziós ábrák vízszintes tengelye (x) az idő, függőleges tengelyén (y) a szignifikáns próbastatisztika ($PS^{(1)}$) értékét tüntettük föl, a harmadik tengely (z) pedig az 1901-1999 közötti 99 éves (tehát 99 elemű) teljes PDSI adatsor 1-98 elemű részperiódusainak elemszámát tartalmazza. A négyzetrácsokban ábrázoltuk az összes egyelemű részminta, az összes két-, három-, ... , 97 elemű részminta, s legvégül az egyetlen 98 elemű részminta próbastatisztikáinak [$(PS^{(1)})$; 4.5. fejezet; 4.4. egyenlet] értékeit. Azokhoz a részmintákhoz, amelyek átlaga – a $PS^{(1)}$ próbastatisztika alapján – nem tér el szignifikánsan a teljes minta-átlagtól, 0-t rendeltünk. Azon részminták esetében viszont, amelyek átlaga szignifikánsan eltér a teljes mintaátlagtól, (a kétdimenziós ábrázoláshoz hasonlóan) megtartottuk a $PS^{(1)}$ próbastatisztika értékét. A szignifikáns eltérések nagyságában mutatkozó különbségeket a négyzetrácsokban eltérő színekkel jelöltük. Az ábrázolás itt is a két dimenzióval leírtakhoz hasonlóan történt, azzal a különbséggel, hogy a függőleges tengelyen megadott időszak-hossz és a vízszintes tengelyen megadott kezdő év metszetében szignifikánsnak bizonyult eltéréseket nemcsak színezéssel, hanem a referencia-síktól (a 99 éves átlagtól) vett távolsággal is jellemeztük.

Az 5.28a-b. ábra szemlélteti a vizsgált adatsorokban talált összes szignifikáns részütemezést. Az ábrák megjelenítik minden 1, 2, ... , 98 elemű részminta jellemzői közül a teljes mintaátlagot szignifikánsan meghaladó számát (DB+), az eltérések részminták közötti maximumát (MAX), a teljes mintaátlagnál szignifikánsan kisebbek számát (DB-), valamint az eltérések részminták közötti minimumát (MIN) mind az 5 településre és a 4 vizsgált hónapra.

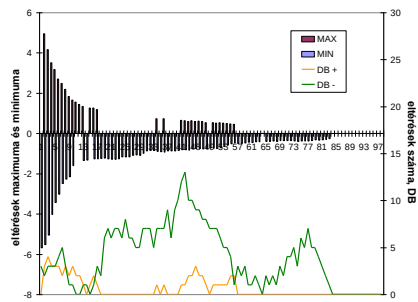
Egyes hónapok és állomások kifejezetten gazdagok hosszú és jelentős eltérésekben, míg néhány esetben (pl. az 5.27. ábrán bemutatott június hónapban, Nyíregyházán) csak néhány rövid időszak eltérése szignifikáns. Ha a szignifikáns átlagok maximumait összekötjük, akkor az időszak hosszának növekedésével közel exponenciális csökkenést tapasztalunk. E függvény jellemzői ugyanakkor nem azonosak az egyes állomásokon, sőt gyakran az ellentétes előjelű anomáliák esetében sem.

Több esetben előfordul, hogy az ábrán rövid szignifikáns időszakok után hosszabb, több évtizedes, szignifikáns eltérés nélküli szünet következik, majd a 99 év utolsó harmadában ismét akad egy-egy, vagy legfeljebb néhány igen hosszú szignifikánsan eltérő időszak.

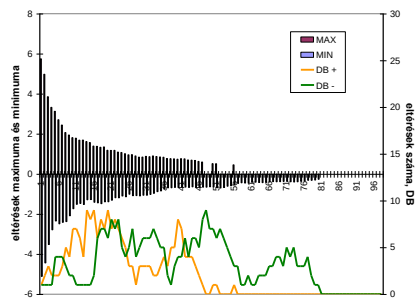
A kapott szignifikánsan eltérő időszakok bármelyike felhasználható a talajnedvesség alakulásával kapcsolatos éghajlati hatásvizsgálatban. Ugyanakkor, ha a kérdéses szakterület párhuzamos adatsorai nem tudnak ilyen hosszú időszakokat lefedni, akkor az adott analóg részütemezések nem biztos, hogy alkalmasak lesznek. Ilyenkor a fenti vizsgálatot ugyanezzel a metodikával, az adattal kellően lefedett (pl. 1951. utáni) sorozatra meg kell megismételni.



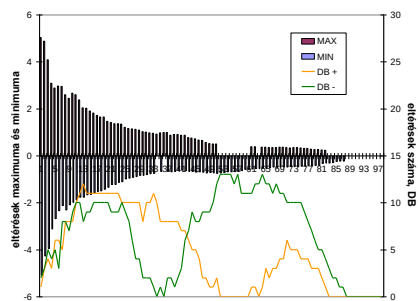
Miskolc



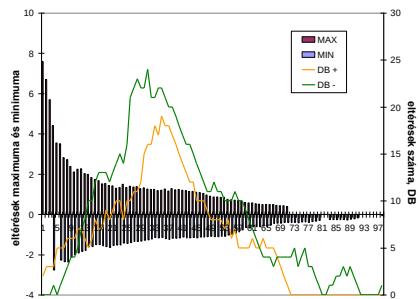
Nyíregyháza



Debrecen

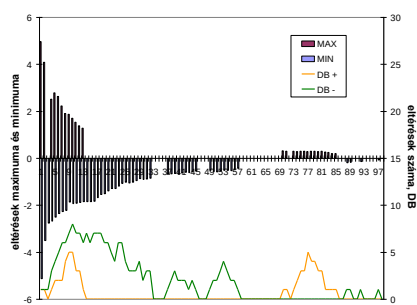


Kecskemét

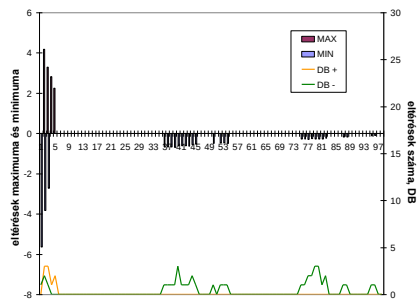


Szeged

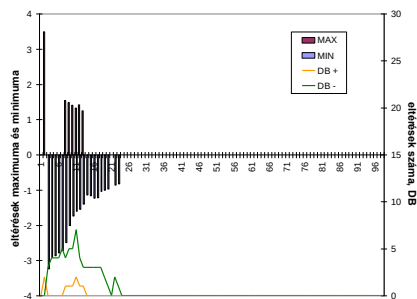
április



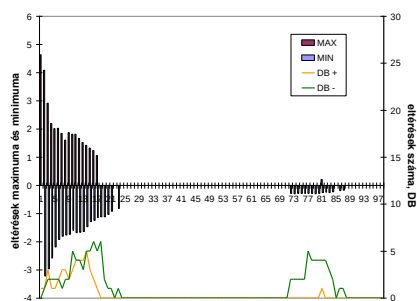
Miskolc



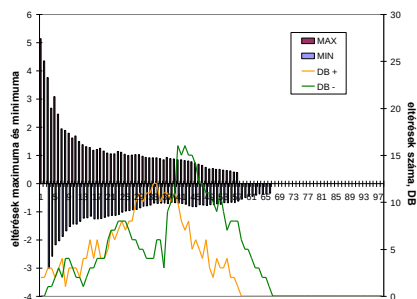
Nyíregyháza



Debrecen



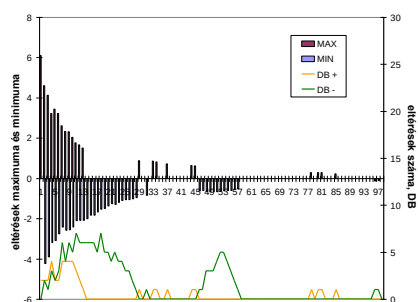
Kecskemét



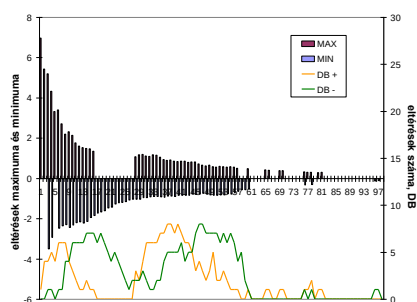
Szeged

június

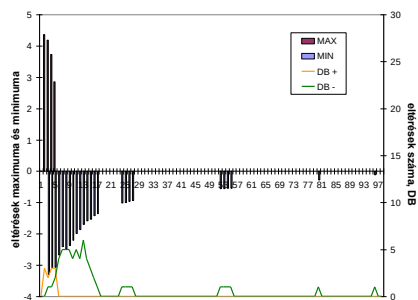
5.28a. ábra
Azon részperiódusok (törések), melyek átlaga szignifikánsan eltér a Blaney-Criddle módszerrel számított teljes PDSI adatsor mintaátlagától a homogenizált adatsorokban, 1901-1999



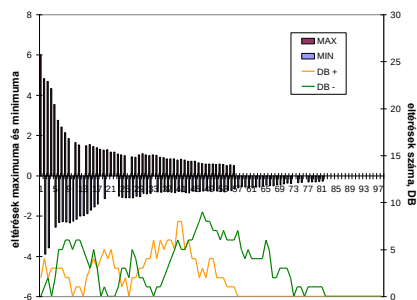
Miskolc



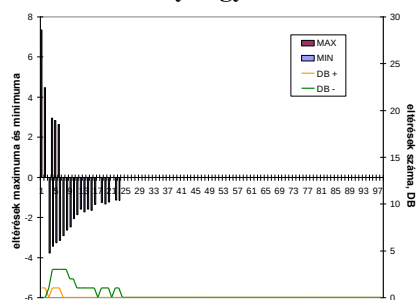
Miskolc



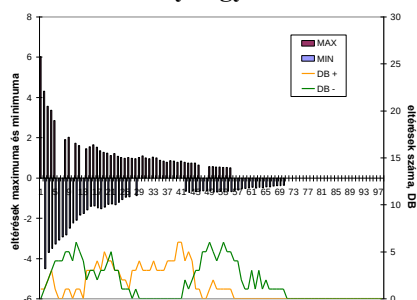
Nyíregyháza



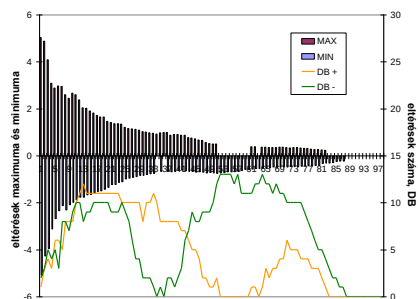
Nyíregyháza



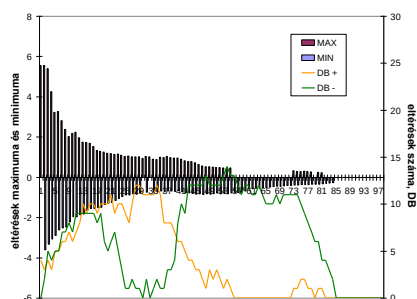
Debrecen



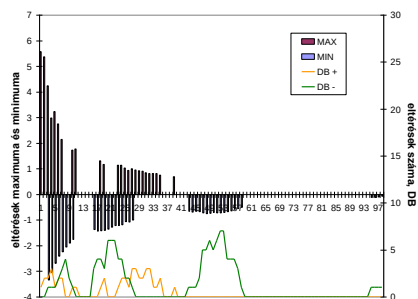
Debrecen



Kecskemét

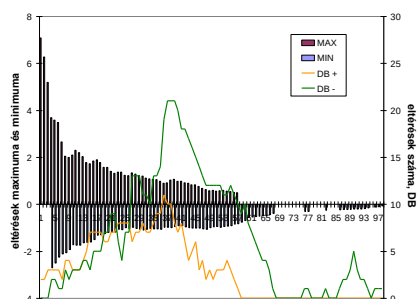


Kecskemét



Szeged

augusztus



Szeged

október

5.28b. ábra
Azon részperiódusok (törések), melyek átlaga szignifikánsan eltér a
Blaney-Criddle módszerrel számított teljes PDSI adatsor mintaátlagától
a homogenizált adatsorokban, 1901-1999

5.19. táblázat
Azon leghosszabb részperiódusok (törések), melyek átlaga szignifikánsan eltér a
Blaney-Criddle módszerrel számított teljes PDSI adatsor mintaátlagától
a homogenizált adatsorokban, 1901-1999

állomás	PDSI									
	április		június		augusztus		október		összes időszak	összes év
	időszak	év*	időszak	év*	időszak	év*	időszak	év*	+/-	+/-
Miskolc	1910-1942	33 (+)	1901-1944	44 (+)	1937-1941	5 (+)	1912-1944	33 (+)	4/4	115/210
	1945-1997	53 (-)	1945-1997	53 (-)	1946-1997	53 (-)	1945-1995	51 (-)		
Nyíregyháza	1914-1916	3 (+)	-	-	1913-1915	3 (+)	1905-1941	37 (+)	3/3	43/142
	1918-1996	79 (-)	-	-	1986-1994	9 (-)	1942-1995	54 (-)		
Debrecen	1906-1942	37 (+)	-	-	-	-	1912-1944	33 (+)	2/4	70/120
	1943-1997	55 (-)	1958-1964	7 (-)	1958-1964	7 (-)	1945-1995	51 (-)		
Kecskemét	1905-1923	19 (+)	1905-1915	11 (+)	1906-1949	77 (+)	1905-1941	37 (+)	5/4	144/205
	1943-1997	55 (-)	1916-1998	83 (-)	1982-1994	13 (-)	1941-1994	54 (-)		
Szeged	1901-1945	45 (+)	1909-1941	33 (+)	-	-	1915-1942	27 (+)	3/4	105/205
	1946-1998	53 (-)	1946-1998	53 (-)	1945-1994	50 (-)	1942-1990	49 (-)		
összes	5 időszak	137(+)	3 időszak	88(+)	3 időszak	85(+)	5 időszak	167(+)	16/19	477/882
	5 időszak	295(-)	4 időszak	196(-)	5 időszak	132(-)	5 időszak	259(-)		

*Jelmagyarázat: (-) szignifikáns száraz időszak; (+) szignifikáns nedves időszak

vastag: szignifikáns részperiódusok (törések), melyek **teljes mértékben megegyeznek** a nem-homogenizált és a homogenizált adatsorokban

dőlt: szignifikáns részperiódusok (törések), melyek **csaknem azonosak** a nem-homogenizált és a homogenizált adatsorokban

Míg az 5.28a-b. ábrákon az összes lehetséges szignifikáns törést közöltük, addig az 5.19. táblázat a leghosszabb szignifikáns törések periódusait összegzi előjelesen. A 20 db adatsorban (5 állomás, 4-4 hónap) a száraz törések száma 19, a nedveseké pedig 16. A száraz törések tartama 882 év, a nedveseké 477 év. A vizsgált 20 hónap figyelembe vételével a száraz törések egy hónapra jutó átlagos száma $19/20 = 0,9$; egy hónapra jutó átlagos tartama pedig $882/20 = 44,1$ év. A nedves törések egy hónapra jutó átlagos száma $17/20 = 0,85$; egy hónapra jutó átlagos tartama pedig $477/20 = 24$ év.

Szignifikáns nedves periódusokat a XX. század első felében mutattunk ki (1901 és az 1940-es évek között), míg a száraz törések az évszázad második felében léptek föl. Az április-augusztus közötti összes száraz törés 1997-1998-ban zárult (5.19. táblázat), melyeket egy rendkívül erőteljes nedves időszak követett 1998 ősze és 1999 nyara között. A száraz és nedves rész-időszakok elhelyezkedése a XX. század adatsorában összhangban áll a szakirodalom azon megállapításaival, amelyek szerint az Alföld éghajlata az utóbbi évtizedekben szárazabbá vált (Molnár és Mika, 1997; Szinell et al., 1998; Horváth et al., 1999; Pongrácz et al., 2000).

5.8.2. Diskusszió

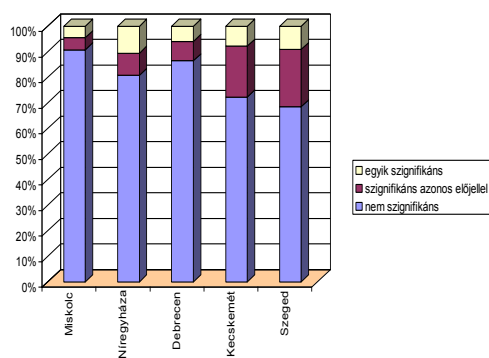
A továbbiakban bemutatjuk, hogy a teljes mintaátlagtól szignifikánsan eltérő száraz/nedves töréseket milyen mértékben befolyásolja az index számításának Thornthwaite féle módszere, valamint a meteorológiai paraméterek homogenizálása.

Első lépésben összehasonlítottuk két-két PDSI adatsorban az összes azonos időtartamra vonatkozó részperiódus-átlag párokat három szempont szerint: *a)* az átlag pároknak csak az egyik tagja szignifikáns; *b)* az átlag pár mindkét tagja szignifikáns azonos előjellel; *c)* az átlag pár egyik tagja sem szignifikáns (5.29a-b. *ábra*). Eredményül azt kaptuk, hogy mind a Blaney-Criddle- és a Thornthwaite módszerrel számított homogenizált PDSI adatsorokra (5.29a. *ábra*), mind a Blaney-Criddle módszerrel számított homogenizált és nem-homogenizált PDSI adatsorokra (5.29b. *ábra*) az összes párhuzamba állított (azonos állomáson és hónapban megfigyelt, továbbá azonos kezdő és végső dátumhoz tartozó) részidőszak több mint 4/5-ében az eltérések egyike sem szignifikáns.

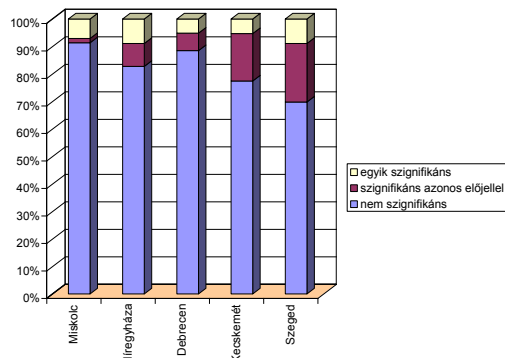
Mindkét PDSI idősor-pár esetében az összetartozó részidőszak-párok közül azok, melyeknek mindkét tagja szignifikáns azonos előjellel, Szegeden és Kecskeméten, áprilisban és októberben figyelhetők meg a legnagyobb arányban. Fontos és hangsúlyozásra érdemes tapasztalat – az összehasonlított PDSI számítási módok stabilitására vonatkozóan –, miszerint egyetlen hónapban vagy állomáson sem fordult elő, hogy a mindkét számítási mód szerint képzett és szignifikánsan eltérőnek bizonyuló párhuzamos időszakok ellentétes irányban tértek volna el a teljes 99 év átlagától (5.29a-b. *ábra*).

Az *a)* csoportbeli idősor-párok aránya közelítően megegyezik a *b)* csoportbeliek arányával. Ugyanakkor meg kell jegyeznünk, hogy a szignifikáns egyezés hiánya (*a*) + *c)* csoport) a lehetséges párok kb. 90 %-át képviseli.

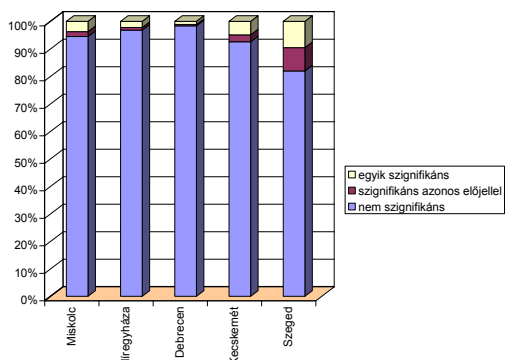
Tehát a PDSI számítási alternatívák befolyásolják a szignifikáns részidőszakok pontos határait. Emiatt a hatásvizsgálatnál érdemes átgondolni azt is, melyik változat – a kukoricához hasonló vízmérlegű növény, vagy inkább a csupasz talaj – közelít jobban a vizsgált hatásterülethez, illetve valóban indokolt-e az adott homogenizálási mód elfogadása.



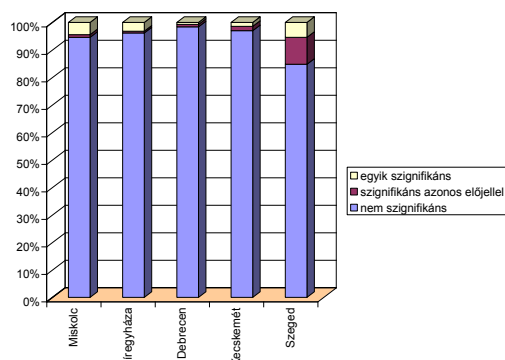
április



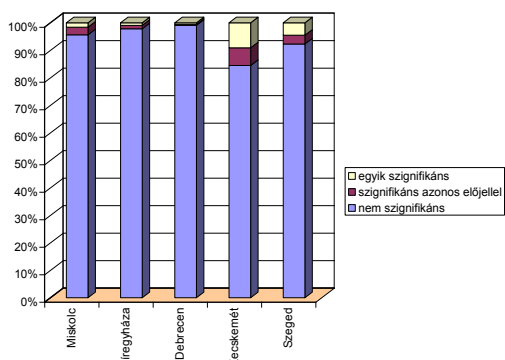
április



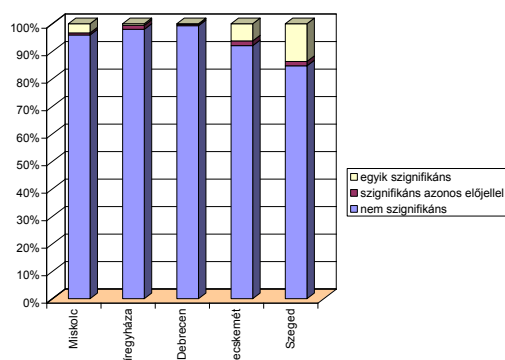
június



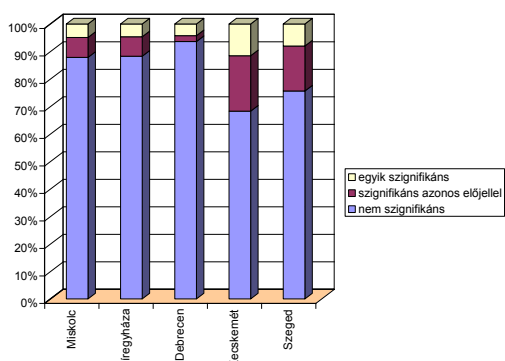
június



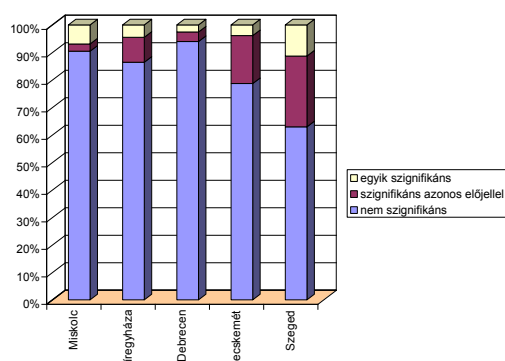
augusztus



augusztus



október



október

B-C homog – Th homog

B-C homog – B-C nem-homog

5.29a-b. ábra

Az összes azonos időtartamra vonatkozó részperiódus-átlag összehasonlítása a fenti módszerekkel számított PDSI adatsorokban, 1901-1999

*

*

*

Összefoglalva:

A XX. század szignifikáns időbeli tendenciái lehetővé teszik olyan hosszabb időszakok elkülönítését, amelyek PDSI átlagai a töréspont-elemzés szerint szignifikánsan eltérnek a teljes 99 év átlagától. E rész-időszakok a tenyészőidőszak vizsgált állomásainak és hónapjainak zömében több évtized hosszúságúak. Az átlagtól való eltérés a részidőszak hosszával exponenciálisan csökken, s gazdag az egységnyi PDSI-nél nagyobb szignifikáns eltéréssel jellemzett szakaszok választéka. Az ellentétes előjelű szignifikáns részidőszakok még jelentősebb különbséget mutatnak ahhoz képest, ha valamely szignifikáns részperiódus átlagát a teljes mintaátlaghoz viszonyítjuk.

A Thorntwaite-féle (Th) potenciális párolgáson, illetve a Blaney-Criddle (B-C) módszeren alapuló nem homogén adatsorokat az alapsorokkal összevetve megállapíthatjuk, hogy a szignifikánsan eltérő részidőszakok kezdő- és végpontjai nem függetlenek a PDSI számítás módjától. Ugyanis a mindkét változatban (Th homog – B-C homog; B-C nem-homog – B-C homog) szignifikánsan egyező szignifikáns részidőszakok aránya nagyon csekély (*b*) csoport). Másrészt a szignifikáns egyezés hiánya (*a*) + *c*) csoport) az összes lehetséges idősor-pár kb. 90 %-át teszi ki. Egyidejű szignifikáns részidőszakok kezdő- és végpontjai ez utóbbi esetben nem adhatók meg. Ezért az esetleges alkalmazás előtt érdemes gondosan megválasztani, hogy melyik PDSI-képzési mód szerint keressünk analóg időszakokat.

6. HASZNOSÍTÁS

Eredményeink hasznosítása három vonatkozásban indokolt:

- Bővítettük az ismereteket a PDSI pontszerű alkalmazása terén, mivel
 - a) igazoltuk térségünkben a PDSI változékonyságának közelítő évszak- és teljes helyfüggetlenségét;
 - b) kimutattuk, hogy az egyes hónapok különválasztásával az esetek nagy részében biztosítható a PDSI eloszlásának normalitása;
 - c) kimutattuk, hogy a PDSI voltaképpen egyfajta talajnedvesség-jellemző és megadtuk a fizikai, illetve a szórással standardizált átszámítás szabályait;
 - d) alternatív PDSI idősorok párhuzamos elemzésével igazoltuk, hogy a tézisekben foglalt megállapítások kevéssé függenek a párolgás számításától és a homogenizálás meglététől, továbbá bemutattuk a csekély különbségeket.
- Rámutattunk arra, hogy a PDSI magas térbeli és időbeli korrelációja – ami önmagában nem meglepő, ismert jelenség – hogyan használható fel hasonló, egyidejű változékonyságot mutató alrégiók objektív kijelölésére, illetve az agro-ökológiában kedvelt ún. évtípusok meteorológiai meghatározására. Az első esetben a kelet-magyarországi alrégiókat a dolgozat minden hónapra térképes formában tartalmazza. Az évtípusok esetében a típus-átlagokat és a tízévenkénti gyakoriságokat mutattuk be.
- A PDSI tenyészidőszak-beli értékeire kimutattuk, hogy az évközi változékonyság kiszűrése után a XX. század során mind a múltó idővel, mind a félgömbi melegedési folyamattal párhuzamos, egyértelmű szárazabbá válás zajlott, amelynek mértékét mindkét tényező relatív egységében is kifejeztük. E tendenciák folytatódása, illetve a globális melegedéssel megállapított statisztikai kapcsolat fennmaradása kérdéskörében vizsgálataink alapján nem foglalhattunk állást. Egy további statisztikai eljárás nyomán ugyanakkor évtizedes hosszúságú száraz, illetve nedves analóg időszakokat definiáltunk, amelyek éghajlati hatásvizsgálatokban is felhasználhatók.

6. HASZNOSÍTÁS

Eredményeink hasznosítása három vonatkozásban indokolt:

- Bővítettük az ismereteket a PDSI pontszerű alkalmazása terén, mivel
 - a) igazoltuk térségünkben a PDSI változékonyságának közelítő évszak- és teljes helyfüggetlenségét;
 - b) kimutattuk, hogy az egyes hónapok különválasztásával az esetek nagy részében biztosítható a PDSI eloszlásának normalitása;
 - c) kimutattuk, hogy a PDSI voltaképpen egyfajta talajnedvesség-jellemző és megadtuk a fizikai, illetve a szórással standardizált átszámítás szabályait;
 - d) alternatív PDSI idősorok párhuzamos elemzésével igazoltuk, hogy a tézisekben foglalt megállapítások kevéssé függenek a párolgás számításától és a homogenizálás meglététől, továbbá bemutattuk e csekély különbségeket.
- Rámutattunk arra, hogy a PDSI magas térbeli és időbeli korrelációja – ami önmagában nem meglepő, ismert jelenség – hogyan használható fel hasonló, egyidejű változékonyságot mutató alrégiók objektív kijelölésére, illetve az agro-ökológiában kedvelt ún. évtípusok meteorológiai meghatározására. Az első esetben a kelet-magyarországi alrégiókat a dolgozat minden hónapra térképes formában tartalmazza. Az évtípusok esetében a típus-átlagokat és a tízévenkénti gyakoriságokat mutattuk be.
- A PDSI tenyészidőszak-beli értékeire kimutattuk, hogy az évközi változékonyság kiszűrése után a XX. század során mind a múltó idővel, mind a félgömbi melegedési folyamattal párhuzamos, egyértelmű szárazabbá válás zajlott, amelynek mértékét mindkét tényező relatív egységében is kifejeztük. E tendenciák folytatódása, illetve a globális melegedéssel megállapított statisztikai kapcsolat fennmaradása kérdéskörében vizsgálataink alapján nem foglalhattunk állást. Egy további statisztikai eljárás nyomán ugyanakkor évtizedes hosszúságú száraz, illetve nedves analóg időszakokat definiáltunk, amelyek éghajlati hatásvizsgálatokban is felhasználhatók.

ÖSSZEFOGLALÁS

A földi éghajlat jól dokumentált és földtörténeti léptékben ritka sebességű változásokon ment keresztül a XX. században. E változások abban különböznek minden korábbtól, hogy egyrészt az emberi tevékenység szerepe számottevő, másrészt a változás intenzitása minden korábbit meghaladó léptékű. Ezért a jövő éghajlatát tekintve az alapvető kérdés az, hogy az emberi tevékenység által kiváltott hatások milyen természetes hatásokkal párosulnak: erősítik vagy gyengítik egymást. Az éghajlatváltozások környezeti és gazdasági hatásai elsősorban a természetes vízellátás, a folyók vízhozama, az átlagos termés hozam, valamint a természetes vegetáció változásai révén nyilvánulnak meg. A sivatagosodás, az aszály, vagy a talaj degradációjának visszafordíthatatlan folyamata egyszerre globális és lokális probléma.

A XX. századi hőmérsékleti sorok hazánk éghajlatában melegebb tendenciára utalnak, mely – részben az utóbbi meleg évek hatására – helyenként már túl is szárnyalja a globális 0,4-0,8 °C-os intervallumot.

A hazánk éghajlatában kimutatható változások fokozottan érvényesek az alföldi régióra. A nyári félévben szignifikáns hőmérséklet-csökkenés mutatható ki. A téli félévet pedig elsősorban a gyakori anomáliák jellemzik, melyek elsősorban az 1981-2000 közötti 20 év során jelentkeztek. Az évi csapadékösszeg idősorok megközelítőleg 40 mm csapadékcsökkenést mutatnak, amely igen jelentős. A csökkenés üteme azonban nem egyenletes. Emelkedő tendencia figyelhető meg az 1940-1950-es, majd az 1960-1970-es években. Ettől kezdve viszont csökkenő tendencia tapasztalható. A hőmérséklet emelkedésével – még inkább a csapadék csökkenésével – egyidejűleg a száraz jelleg megerősödik. A csapadék- és párolgás mennyiségének bármilyen irányú változása jelentősen befolyásolja a talaj nedvességtartalmát és vízkészletét.

A hőmérséklet- és csapadék idősorok összehasonlítása alapján megállapítható, hogy az Alföldön jelentős mértékben fokozódik az arid jelleg. Az aszályos időszakok gyakorisága növekvő tendenciát mutat. A közepes, valamint az erős aszályok leginkább az ország keleti, délkeleti részén alakulnak ki. A negatív klimatikus vízmérleg, valamint a hőmérséklet és a csapadék arányainak megváltozása szoros kapcsolatban áll a talajnedvesség csökkenő tendenciájával. A talajnedvesség-csökkenés elsősorban a mélyebb talajrétegekben állandósul. Az 1991-2000 közötti időszak legnagyobb részében az állandósult száraz réteg kialakulása súlyos problémát jelentett, ugyanis ez nagymértékben veszélyeztette a növénytermesztés biztonságát, a termés mennyiségét.

Az Alföld vízháztartásának legfőbb sajátossága, hogy mindkét irányú hidrológiai szélsőség jellemzi. A vízháztartás szélsőségeinek egyik megjelenési formája a belvíz, a másik

pedig az aszály, melyek – térben és időben eltérő mértékben – elsősorban a mezőgazdaságot sújtják. A szélsőséges hidrológiai állapotok tanulmányozására igen kiváló lehetőség nyílt 1998 ősze és 2000 nyara között, amikor is három jelentős tiszai árvízzel, kritikus belvizes időszakokkal és a szélsőséget fokozó hihetetlen aszályal kellett megküzdeni. Figyelembe véve az Alföld hazai területét – (45 000 km²), s az ezen belüli mintegy 3,2 millió hektár kiterjedésű mezőgazdasági területet – megállapítható, hogy az Alföldön az aszály kb. hasonló gyakorisággal fordul elő, de többszörösen nagyobb területet érinthet, mint a belvíz. Az Alföld térségében megjelenő aszály maradandó károkat okoz a mezőgazdasági termelésben.

Az aszály az éghajlat természetes összetevője, amely rendszertelenül, de visszatérően sújtja hazánk gazdaságának számos területét. Az aszály elsődleges oka a rendelkezésre álló víz korlátozott mennyisége. Az aszály szó mind a természettudományos értekezésekben, mind a köznapiban beszélgetésekben gyakran használt kifejezés, amennyiben a gyakran előforduló krónikus nedvességhiányról esik szó.

Az aszály definícióját az egyes tudományágak másként értelmezik. Valamennyi megközelítés és definíció közös eleme, hogy az aszály vízhiányhoz kapcsolódik. Magyarország éghajlati feltételei között aszályhelyzetben általában a szokásosnál kevesebb csapadék nagy gyakorisággal az átlagosnál magasabb hőmérséklettel és alacsony légnedvességgel párosul. Az aszály a szárazság következménye, vagyis az aszálynak a szárazság csak az egyik fontos komponense. Az aszály kialakulásához ezenkívül számos más tényező is hozzájárul: a nem megfelelő talajművelés, a fajtakiválasztás, az elővetemény, a környezeti feltételeket elhanyagoló tápanyag-gazdálkodás, stb. Mindebből látható, hogy a szárazság meteorológiai, az aszály pedig agronómiai fogalom.

Az aszály megjelenése napjaink fenyegető globális és lokális problémája. Az érintett országok komoly erőfeszítéseket tesznek az aszály megelőzésére, illetve a hatásait minimalizáló stratégiák kidolgozására. Ezekhez szükség van az aszály konkrét számszerűsítésére. Napjainkban igen elterjedt a különböző aszályindexek használata, amelyek segítségével az aszály térbeli és időbeli kiterjedése, súlyossága meghatározható. A hazai aszály-kutatásban használt indexek alkalmasak az aszály területi különbségeinek kimutatására, az egyes évek összehasonlítására, az aszály előfordulási valószínűségeinek meghatározására, kapcsolat-vizsgálatokra, illetve előrejelzések készítéséhez is. A különféle aszály-típusok számszerűsítésére kidolgozott egyszerű és komplex indexek összehasonlításának kettős tapasztalata, hogy – noha az igazán súlyos aszályok majdnem mindegyik indexben megjelennek – rendkívül nehéz olyan indexet választani, amely a köztes eseteket is bevonva a legjobbnak lenne mondható.

A dolgozatban az aszályt egy hosszú és abnormális csapadékhiánnyal jellemzett meteorológiai anomáliaként értelmeztük. A talaj nedvességtartalmában bekövetkező XX. századi tér- és időbeli változások vizsgálata céljából a meteorológiai- és talajnedvesség adatokon alapuló Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index (PDSI) adatsorait többváltozós statisztikai módszerekkel tanulmányoztuk. A PDSI a meteorológiai aszály egy olyan indexe, melynek értékeit az aktuális és megelőző időszakok csapadék- és hőmérséklet adatai, valamint a talaj hozzáférhető víztartalma alapján számítjuk ki. Ezekből az inputokból a vízháztartási egyenlet alapvető tagjai meghatározhatók. A nedvesség-anomália viszonyítási alapja az átlagos vízmérleg. Az index mindenkori értéke a konkrét helyre és évszakra jellemző vízellátottság állapotát tükrözi. A száraz, illetve a nedves időszak erősségét oly módon jelzi, hogy minél nagyobb az abszolút értéke, annál erősebb a száraz vagy nedves periódus. Száraz időszakról negatív, nedves időszakról pozitív értékek esetén beszélünk. Az index kiszámítása öt egymásra épülő lépésből áll.

A vizsgálatainkhoz kiválasztott terület a Tisza magyarországi síkvidéki vízgyűjtő területe (szűkebb értelemben a Tiszán létesített 13 vízmérce által határolt terület). Választásunkat indokolta a térség mezőgazdasági termelésben betöltött fontos szerepe, az ismétlődő belvizektől, aszályoktól való erős függése, valamint a természet védelme.

Az Alföld általános hidrológiai viszonyairól, hidrológiai szélsőségeiről, a XX. század klímájában tapasztalt hazai és globális változásokról, a talajnedvesség számítási és mérési módszereiről, a külföldi és a hazai szakirodalomban leginkább használt aszályindexekről, valamint a vizsgálat alá vont térségről a dolgozat *2. fejezetében* adtunk szakirodalmi összefoglalót.

Számításaink nagyobb részét a területen található öt meteorológiai főállomás – Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged – 1901-1999 közötti index értékeinek elemzése teszi ki, havi bontásban. A térbeli változékonyság jellemzése céljából 17 állomás – Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét, Szeged, Sáropatak, Füged, Polgár, Poroszló, Hortobágy, Püspökladány, Berettyóújfalu, Abony, Tiszabecs, Szarvas, Békéscsaba és Szentes – 1951-1992 közötti havi PDSI adatait dolgoztuk fel. Vizsgálataink közé tartozott annak tanulmányozása, hogy az index számításának kétféle módszerében (Thornthwaite és Blaney-Criddle), valamint a PDSI adatsorait felépítő homogenizált és nem-homogenizált input-adatsorokban meglévő különbségeknek kimutathatók-e szisztematikus hatásai az index sorok statisztikai jellemzőinek alakulásában. Az ezzel kapcsolatos számításainkat Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét és Szeged állomásokra végeztük el. Elemzéseink

túlnyomó része havi index sorokra, kisebb hányada pedig a tenyészidőszak négy kiválasztott hónapjára (április, június, augusztus és október) történt.

A vizsgálatainkhoz felhasznált megfigyelt és számított kiindulási adatokat a dolgozat *3. fejezete* tartalmazza.

A dolgozat a matematikai statisztika alkalmazásainak széles körét tartalmazza. Szerepelnek benne alapstatisztikai számítások, eloszlás-vizsgálat, korreláció- és regresszió-analízis, objektív régiók elkülönítése faktor- és clusteranalízissel, markáns részidőszakok (éghajlati töréspontok) azonosítása, trendanalízis, idősorok simítása különböző szűrőkkel, továbbá lineáris regresszió analízis. Az alkalmazott statisztikai módszerek leírása a dolgozat *4. fejezetében* szerepel.

Eredményeinket az *5. fejezet* foglalja össze. Közülük az első háromban bemutattuk, hogy a Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index jó indikátora az Alföld egy méteres talajrétegében hozzáférhető nedvességtartalom ingadozásainak, mivel annak független idősoraival szoros korrelációt mutat. A lineáris kapcsolat regressziós együtthatói alapján az index értékek kifejezhetők a felső 1 méteres talajréteg víztartalmának fizikai egységében is. Az index továbbá kedvező statisztikai tulajdonságokkal is rendelkezik, valamint a hónapok és állomások többségében az értékek eloszlása az év során normális.

Az 5.4.-5.5. fejezetek egyrészt a térbeli korrelációkon alapuló objektív régiókat, másrészt az időbeli korrelációkon alapuló objektív évtípusokat különítenek el további széleskörű klimatográfiai vizsgálatok céljaira. Az egységesen pozitív szignifikáns térbeli korrelációk a vizsgált régióban jelentkező aszály- és belvízhajlam meteorológiai eredetű térbeli változékonyságára utalnak. A vizsgált térségen belül három alrégiót különítettünk el szeptember, október és november hónapokban a faktoranalízis segítségével. Az év fennmaradó részében két alrégió rajzolódott ki. A kapott alrégiók számában egyezést tapasztaltunk a clusteranalízis Ward-módszerének felhasználásával rajzolt „icicle plot”-ábrák segítségével. A PDSI kétlépéses, illetve hatlépéses autokorrelációira is szignifikáns értékek adódtak. A clusteranalízis által létrehozott évtípusokban csekély aszimmetriát állapíthatunk meg a száraz évtípusok javára. A száraz, nedves és átlagos évtípusok tízévenkénti gyakoriságainak elemzése során kapott eredményeink szerint a száraz évek legnagyobb aránya a vizsgált időszak legutóbbi évtizedeiben tapasztalható.

Az 5.6.-5.7. fejezetekben elemeztük a PDSI értékek XX. századi tendenciáit, mely jelentős lassú ingadozást mutatott a XX. században; ezen belül az utóbbi évtizedekben jelentkező csökkenő tendencia a talaj szárazabbá válását jelzi. Továbbá kapcsolatot kerestünk az északi félgömb melegedése és az Alföld vízellátottságának helyzete között.

Az 5.8. fejezetben objektív klíma-analógokat származtattunk, melyek felhasználhatók átfogó éghajlati hatásvizsgálatok elvégzésére. Ezenkívül kimutattuk, hogy a szignifikáns nedves periódusok a XX. század első felében (1901 és az 1940-es évek között), míg a markáns száraz időszakok az évszázad második felében léptek föl.

Vizsgálataink során megállapítottuk, hogy az index számításának kétféle módszere (Thornthwaite, Blaney-Criddle), illetve a kiindulási paraméterek homogenizálása csak kis mértékben befolyásolja az index sorok statisztikai jellemzőinek alakulását. Az 5. fejezet diszkusszió témakörei foglalkoznak e csekély különbségek bemutatásával.

SUMMARY

The climate of the Earth is well documented and showed extraordinarily rapid changes in the 20th century. These changes differ from the earlier ones in two aspects: on the one hand, the role of the human activity is significant; on the other hand, these changes have much higher intensity than all of the earlier processes. This is why the basic question, considering the climate of the future, is whether effects produced by the human activity strengthen or weaken other natural effects. Environmental and economic effects of climate changes appear mainly through changes of the following: natural water supply, water output of the rivers, the average yield of the harvest and the natural vegetation. Desertification, drought, or the irreversible process of soil degradation are both global and local problems.

Time series for the 20th century indicate a warming tendency in the climate of Hungary. This warming, which occurred partly in the recent years, even exceeds the global warming of 0.4-0.8 °C in some places.

Changes detected in the climate of Hungary are especially valid for the Great Hungarian Plain. A significant decrease of the temperature can be shown in the summer half-year. On the other hand, the winter half-year is characterised by frequent anomalies, which happened primarily during the 20 years period between 1981-2000. The annual precipitation totals show approximately 40 mms decrease, which is very remarkable. However, the rate of the decrease is not uniform. An increasing tendency can be experienced in the 1940-1950s, as well as in the 1960-1970s. Though, from this time on a decreasing tendency can be observed. Parallel with the increase of the temperature (even, with the decrease of precipitation) the dry character of the climate is strengthening. Change of precipitation and potential evapotranspiration with any sign influences the soil moisture content and the water supply considerably.

With the analysis of the temperature and precipitation time series, it can be established that the arid character is substantially increasing in the Great Hungarian Plain. Frequency of the droughts is rising. Moderate and strong droughts develop mainly in the eastern and south-eastern parts of Hungary. The change of the negative climatic water balance, as well as that of the temperature and precipitation ratios are in close connection with the decreasing tendency of the soil moisture content. The decrease of the latter becomes steady basically in the deep soil layers. The development of the steady dry layer in the period between 1991-2000 became a severe problem, since it endangered considerably the safety of the plant cultivation and the quantity of the harvest.

The main feature of the water balance of the Great Hungarian Plain is that both extremes appear here. The one extreme of the water balance is the inland waters, while the other

one is the draught which, though with different degree in space and time, fall on first of all the agriculture. The period between the summer of 1998 and the autumn of 2000 was excellent to study the extreme hydrological conditions, during which three important floods on the Tisza River, severe inland water periods and an extremely strong drought appeared, respectively. The territory of the Great Plain in Hungary is 45.000 km², while that of the agricultural lands is about 3.2 million hectares. It can be established that the frequency of the drought and the inland waters is similar in the Plain; nevertheless, the territory of the droughts might be much higher than that of the latter one. Droughts in the Plain may induce long-lasting losses in the agricultural production.

Drought is the natural component of the climate and, though casually but time to time, falls on many fields of the economy in Hungary. Primary reason of drought is the limited amount of water being at disposal. The word “drought” is a frequently used expression both in scientific papers and everyday talking, if recurrent chronic deficiency of the soil moisture content comes into question.

The definition of “drought” is interpreted differently by various fields of science. The common element of each approach is that drought is connected to shortage of water. Under climatic conditions of Hungary, drought occurs when low precipitation is accompanied with frequent high temperatures and low humidity. Drought is a consequence of aridity; namely, aridity is only one important component of drought. Many other factors also contribute to the development of drought. These are as follows: improper cultivation, inadequate species, unadapted green crop, nutrient use neglecting environmental conditions, etc. As a consequence, aridity is a meteorological concept, while drought is an agronomical one.

Recently, development of drought is a threatening global and local problem. Countries concerned make serious efforts for preceding droughts, or preparing strategies minimizing its effects. For these aims, numerical quantification of the draught has to be determined. Recently, use of various drought indices is fairly spread, by the help of which spatial and temporal characteristics and severity of the drought can be established. Indices used in drought research in Hungary are suitable for detecting spatial differences of the drought, comparing the years examined, determining probability of the drought, performing relationship-analysis and making forecasts, too. Comparison of simple and complex indices prepared for numerical quantification of various drought types reveals that, though the really severe droughts appear in almost all indices, it is rather difficult to find an index, which would be the best of all.

Drought in the dissertation is interpreted as a long meteorological anomaly characterized by abnormal shortage of precipitation. In order to analyse spatial and temporal changes

of the soil moisture content in the 20th century, Palmer's Drought Severity Index (PDSI) data series, based on meteorological and soil moisture data, were studied by multivariate statistical methods. The PDSI is the index of meteorological drought, values of which are calculated on the basis of precipitation and temperature data in the actual and preceding periods, furthermore the water content of the soil being at disposal. From these input data, the basic elements of the water balance equation can be determined. Humidity anomalies are related to the average water balance. The current value of the index reflects the condition of water supply characteristic to the given place and season. It indicates the strength of the dry and wet seasons: the higher its absolute value, the stronger the dry or wet period is. In case of negative/positive values, the period is dry/wet. The calculation of the index consists of five succeeding steps.

The studied region is the plain catchment area of the Tisza River in Hungary (more exactly, the region limited by the 13 water-gauges based on the Tisza). The reason of our choice is the important role of the region in the agricultural production, its strong dependence on the recurrent inland waters and droughts, as well as the protection of the environment.

The general hydrological relations of the Great Hungarian Plain, the hydrological extremities, the climate changes in Hungary and global scale in the 20th century, methods of calculation and measurement for the soil moisture content, the most frequently used drought indices in the foreign and Hungarian special literature, as well as the region examined are shown in the *chapter 2*.

Most of our calculations were performed on the monthly index values of five synoptic stations in the region (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét and Szeged) for the period between 1901-1999. With the purpose of characterizing the spatial variability, monthly PDSI data sets of 17 stations (Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét, Szeged, Sárospatak, Füged, Polgár, Poroszló, Hortobágy, Püspökladány, Berettyóújfalu, Abony, Tiszabecs, Szarvas, Békéscsaba and Szentes) were analysed for the period between 1951-1992. Further analyses were made on the subject, whether systematic effects of the differences partly in the two methods for calculating the index (the Thornthwaite and Blaney-Criddle indices) and partly in the homogeneous and non-homogeneous input data sets creating the PDSI can be detected in the course of the statistical characteristics of the index data sets. These calculations were made for the data sets of Miskolc, Nyíregyháza, Debrecen, Kecskemét and Szeged. Most part of our analysis was performed on monthly index series, while minor part on the four selected months of the growth season (April, June, August and October).

The observed and calculated values are found in the *chapter 3*.

The dissertation contains many fields of the applications of mathematical statistics. Namely, the following methods are used: basic statistical calculations, analysis of distribution functions, correlation- and regression analysis, selection of objective regions using factor- and cluster analysis, identifying significant sub-periods (climatic break points), trend analysis, smoothing time series with various filters, moreover linear regression analysis. Description of the statistical methods used is found in the *chapter 4*.

Results are summarised in the *chapter 5*. The first three of them mention that the Palmer's Drought Severity Index is a good indicator of the fluctuations of the soil moisture content in the upper one meter layer of the soils, since the PDSI and the independent time series of the latter one show strong significant correlations. On the basis of the linear regression coefficients the index values can be expressed in the physical unit of the water content in the soil layer for the upper one meter, as well. Furthermore, the index has favourable statistical features and the distribution of the values in the most months and stations is normal during the year.

The chapters 5.4.-5.5. select, on the one hand, objective regions based on spatial correlations, and, on the other hand, objective year-types based on temporal correlations for the aim of further extensive climatographic examinations. The uniformly positive and significant spatial correlations refer to the spatial variability of draught and inland waters with meteorological origin in the region. Using factor analysis, three sub-regions were selected in the region in September, October and November. Furthermore, two sub-regions were found in the rest months of the year. The number of sub-regions is the same using both the factor- and the cluster analysis (Ward method, icle plots). The autocorrelations of the PDSI with two- and six steps were also significant. The year-types produced by the cluster analysis show little asymmetry to the advantage of the dry ones. According to the analysis of the ten-year frequencies of the dry-, wet- and average year-types, the highest ratio of the dry years can be experienced in the latest decades of the period examined.

The chapters 5.6.-5.7. contain analysis of the tendencies of the PDSI in the 20th century, which show substantial slow fluctuations. Moreover, the decreasing tendency of the PDSI in the latest decades indicates that soils become dryer and dryer. Furthermore, we looked for connection between the warming of the northern hemisphere and the condition of the water supply in the Great Hungarian Plain.

The chapter 5.8. shows objective climate-analogies, which can be used performing extensive climatic analysis. Besides, we proved that significant wet periods occurred in the first

half of the 20th century (between 1901-1940s), while marked dry ones were observed in the second half of the century.

According to the results, we can establish that the two methods for calculating the index (Thornthwaite, Blaney-Criddle) and the homogenisation of the original parameters influence the statistical characteristics of the index series (basic statistical parameters, normality, spatial and temporal correlations, trends, regressions, break-point analysis) only slightly. The discussion fields of the chapter 5 show these slight differences.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Köszönetet mondok két témavezetőmnek, Mika Jánosnak a hasznos és rendkívül konstruktív tanácsaiért, javaslataiért; valamint Makra Lászlónak a Makra-tesztel kapcsolatos konzultációkért, s a folyamatos együttműködésért. Megköszönöm Pongrácz Ritának, hogy eljuttatta hozzám az általa kiszámolt PDSI sorokat, Szentimrey Tamásnak, hogy rendelkezésemre bocsátotta a MASH homogenizálási program segítségével előállított homogenizált éghajlati adatsorokat; Dunkel Zoltánnak, a párolgás témakörében nyújtott hasznos információkat. Köszönet illeti Sümeghy Zoltánt a digitális térképezési munkájáért, Deák József Áront az Alföldön honos leggyakoribb szárazságtűrő fajok listájáért, továbbá Lukácsovics Lászlót a technikai kivitelezésben folytatott magas szintű közreműködéséért.

IRODALOM

- Alley, W. M., 1984: The Palmer Drought Severity Index: Limitations and assumptions. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 23, 1100-1109.
- Antal, E., 1968: Az öntözés előrejelzése meteorológiai adatok alapján. *Kandidátusi értekezés*, 147 p
- Bartholy, J., Matyasovszky, I. and Weidinger, T., 2001: Regional climate change in Hungary: a survey and a stochastic downscaling method. *Időjárás*, 105, 1-17.
- Bartzokas, A. and Metaxas, D.A., 1993: Covariability and climatic changes of the lower troposphere temperatures over the Northern Hemisphere. *Il Nouvo Cimen*. 16C, 359-373.
- Baukó, T., Dövényi, Z. és Rakonczai, J., 1981: Természeti és társadalmi tényezők szerepe a belvizek kialakulásában a Maros-hordalékkúp keleti részén. *Alföldi Tanulmányok*, 35-57.
- Burman, R. and Pochop, L.O., 1994: Evaporation, Evapotranspiration and Climate Data. *University of Wyoming*.
- Bussay, A. and Szinell, Cs., 1996: Drought continues in Hungary in 1995. Drought Network News, *A Newsletter of the International Drought Information Center and the National Drought Mitigation Center*. February, Volume 8/1, 4-6.
- Bussay, A., Szinell, Cs. és Varga, Gy., 1998a: Aszályindexek gyakorlati alkalmazhatósága. In: *Az időjárás és az éghajlat hatása a növény-víz kapcsolatrendszerre*. (szerk. Mika J.) Meteorológiai Tudományos Napok, 1998, Budapest, 103-112.
- Bussay, A., Szinell, C., Hayes, M. and Svoboda, M., 1998b.: Monitoring drought in Hungary using the standardized precipitation index. *Annales Geophysicae, Supplement 11 to Vol 16, the Abstract Book of 23rd EGS General Assembly*, C450. April 1998, Nice; France.
- Brázdil, R., Dobrovolny, P., Mika, J., Niedzwiedz, T. and Dalezios, N.R., 1994: Contemporary climate tendencies in selected regions of central and southeastern Europe. Contemporary Climatology. *Proceedings of the meeting of the Commission on Climatology of the International Geographical Union*, 73-81, Brno, Czech Republic, 15-20 August, 1994
- Briffa, K. R., Jones, P. D and Hulme, M., 1994: Summer moisture variability across Europe, 1892-1991: An analysis based on the Palmer Drought Severity Index. *International Journal of Climatology*, 14, 475-506.
- Cook, E. R., Meko, D. M., Stahle, D. W. and Cleaveland, m. K., 1999: Drought reconstructions for the continental United States. *Journal of Climate*, 12, 1145-1162.
- Czelnai, R., Gandin, L.S. und Zachariev, W.I., 1976: Statistische Struktur der Meteorologischen Felder. *OMSZ Hivatalos Kiadványai*, 41. kötet, Budapest, 364.

- Dalezios N.R., Papazafiriou, Z.G., Papamichail, D.M. and Karakostas, T.S., 1991: Drought assessment for the potential of precipitation enhancement in northern Greece. *Theoretical and Applied Climatology*, 44, 75-88.
- Domokos, M., 1978: Az evapotranspirációval kapcsolatos magyarországi vizsgálatok áttekintése és javaslat folytatásuk megszervezésére. *Műszaki Tudomány*, 55, 325-357.
- Domonkos, P., Szinell, Cs., Szalai, S., Bihari, Z. és Hursán, M., 2000: Az 1999. évi belvizek kialakulásának meteorológiai okai. *Légkör*, 54/2, 11-16.
- Domonkos, P., Szalai, S. and Zoboki, J., 2001: Analysis of drought severity using PDSI and SPI indices. *Időjárás*, 105/2, 93-107.
- Dunay, S., Posza I. és Varga-Haszonits, Z., 1968: Egyszerű módszer a tényleges evapotranszpiráció és a talaj vízkészletének meghatározására. I. A párolgás meteorológiája. *Öntözéses Gazdálkodás*, 6/2, 39-48.
- Dunay, S., 1980: A talajnedvesség-számítás módosított módszere. *Kézirat*.
- Dunay, S. and Czakó, F., 1987: Use of meteorological information in agricultural production (in Hungarian). In: *Beszámolók az 1984-ben végzett tudományos kutatásokról*. Országos Meteorológiai Szolgálat, Budapest, 193-209.
- Dunay, S., 1988: A termőhely vízháztartásának modellezése. In: *950 sz. OTKA. A víz, mint természeti erőforrás feltárása és racionális használata a növénytermesztés területén*.
- Dunkel, Z., Stollár, A., Szabó, T. és Tiringier, Cs., 1990: A területi párolgás meghatározása Magyarországon. *Időjárás*, 94, 149-155.
- Dunkel Z., 1994: Investigation of climatic variability influence on soil moisture in Hungary. In: *XVIIth Conference of the Danube Countries*, Budapest, Hungary, 441-446.
- Dunkel, Z., 2000: A területi párolgás meghatározásának módszerei mezőgazdasági hasznosítású területekre. *PhD dolgozat*, Debreceni Egyetem
- Edwards, D.C. and McKee T.B., 1997: Characteristics of 20th century droughts in the United States at multiple time scales. *Climatology Report*, 97-2, Department of Atmospheric Sciences, Colorado State University, Fort Collins, CO, 155 p
- Érkövy, A., 1863: Az 1863. évi aszályosság a Magyar Alföldön. (Közgazdászati tanulmány), Pest, 101.
- Erdős, L., 1967: Agrometeorológiai vízháztartási vizsgálatok. *Kandidátusi értekezés*
- Folland, C. K., Parker, D. E. and Kates, F. E., 1984: World-wide marine temperature fluctuations 1856-1981. *Nature*, 310, 670-673.
- Frisnyák, S., 1992: Az Alföld kultúrgeográfiai korszakai. In: *Mérlegen a Tisza-szabályozás*. (A Magyar Hidrológiai Társaság kiadványa, Budapest

- Gibbs, W.J. and Maher, J.V., 1967: Characteristics of 20th Century drought in the United States at multiple time scales. *Climatology Report*, 97/2, Colorado State University, Fort Collins, Colorado
- Götz G., 1985: The climate problem – An overview. *Időjárás*, 89, 320-328.
- Gribbin, J., 1977: Climatic Change (ed.: J. Gribbin), *Cambridge University Press*, London.
- Guttman, N.B., 1998: Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index. *Journal of American Water Resources Association*, 34, 113-121.
- Hair, J. F., Anderson R.E., Tatham, R. L. and Black, W. C., 1998: Multivariate data analysis. (Fifth Ed.) *Prentice Hall*, New Jersey, 730 p
- Hamed, A.F., Gulyás, O. és Kecskeméti, L., 1986: Meteorológiai idősorok periodicitásának elemzése. *Időjárás* 90, 14-23.
- Hayes, M., 1997: Drought Indices. www.drought.unl.edu, 11 p.
- Hayes, M.J., Svoboda, M.D., Wilhite, D.A. and Vanyarkho, O.V., 1999: Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of American Meteorological Society*, 80, 429-438.
- Hayes, M. J., 2000: Revisiting the SPI: Clarifying the Process. *Drought Network News*, A Newsletter of the International Drought Information Center and the National Drought Mitigation Center. Winter 1999-Spring 2000 Volume 12/1, 13-15.
- Horel, J. D., 1981: A rotated principal component analysis of the interannual variability of the northern hemisphere 500mb height field. *Monthly Weather Review*, 109, 2080-2092.
- Horváth, Sz., Makra, L. and Mika, J., 1999: Spatial and temporal variations of the Palmer drought severity index in Southeast Hungary. *Acta Climatologica Universitatis Szegediensis*, 32-33, 29-49.
- Ihrig, D., 1973: A magyar vízszabályozás története. *Az Országos Vízügyi Hivatal kiadványa*, Budapest
- IPCC, 1996: Climate Change 1995. The Science of Climate Change, the Second Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change Contribution of Working Group I. (Houghton, J.J., et al., eds.), *Cambridge University Press*, Cambridge
- IPCC, 2001: Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of WGI to the Third Assessment Report of the Intergovernmental panel on Climate Change (Houghton J.T., et al., eds.), *Cambridge University Press*, 881 p
- Jones, P.D., 1994: Hemispheric surface air temperature variations: a reanalysis and an update to 1993. *Journal of Climate*, 7, 1794-1802.

- Jones, P.D., Parker, D.E., Osborn, T.J. and Briffa, K.R., 2000: Global and hemispheric temperature anomalies – land and marine instrumental records. In: *Trends: A Compendium of Data on Global Change*. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, U.S. Department of Energy, Oak Ridge, Tennessee, U.S.A.
- Karl, T.R., 1986: The sensitivity of the Palmer Drought Severity Index and Palmer's Z index to their calibration coefficients including potential evapotranspiration. *Journal of Climatology and Applied Meteorology*, 25, 77-86.
- Kogan, F. N., 1995: Droughts of the late 1980s in the United States as derived from NOAA polarorbiting satellite data. *Bulletin of American Meteorological Society*, 76, 655-668.
- Koppány, Gy., 1994: Az éghajlat fogalmáról. *Léghő*, 39, Különszám, 33-36.
- Koppány, Gy. and Csikász, L., 1994: An attempt to prediction of drought in Hungary. Contemporary Climatology. *Proceedings of the meeting of the Commission on Climatology of the International Geographical Union*, 320-327, Brno, Czech Republic, 15-20 August, 1994
- Koppány, Gy. and Makra, L., 1995: Persistence probability of the drought index made by Pálfi for five regions of the Great Hungarian Plain. *Acta Climatologica Szegediensis*, 28-29, 53-62.
- Koppány, Gy., Makra, L., Unger, J. and Csikász, L., 1996: Aszályelőrejelzési eljárások kidolgozása és verifikálása az Alföld öt körzetére. Book of Abstracts. *The 2nd Symposium on Analytical and Environmental Problems*, Szeged, 34-37.
- Kovács-Láng, E., Kröel-Dulay, Gy., Kertész, M., Fekete, G., Mika, J., Dobi-Wantuch, I., Rédei, T., Rajkai, K., Hahn, I. and Bartha, S., 2000: Changes in the composition of sand grasslands along a climatic gradient in Hungary and implications for climate change. *Phytocoenologia*, 30, 385-407.
- Központi Statisztikai Hivatal Évkönyvei, 1951-2000. *Megyei kötetek*: Békés, Borsod-Abaúj-Zemplén, Csongrád, Hajdú-Bihar, Jász-Nagykun-Szolnok és Szabolcs-Szatmár-Bereg.
- Lambert, K., Varga-Haszonits, Z. és Bussay, A., 1993: A csupasz talaj párologtatásának és nedvesség-tartalmának 100 éves adatsorai. *Beszámolók*, 1989, OMSZ, Budapest, 144-153.
- Magyarország Nemzeti Atlasza, 1989. *Akadémiai Kiadó*, Budapest
- Magyarország Éghajlati Atlasza, 2001. *Országos Meteorológiai Szolgálat*, Budapest.
- Makra, L., Kiss, Á. és Abonyiné - Palotás, J., 1986: Az aszály klimatológiai és talajvízháztartási összetevői, valamint néhány mezőgazdasági vetülete a Dél-Alföldön. *Alföldi Tanulmányok*, 99-114.

- Makra, L., 1999: Concentration of contaminating gases and their connection with large-scale weather situations in Szeged. *The Association of American Geographers, 95th Annual Meeting*. Abstracts, 376. Honolulu, Hawaii, USA. 23-27th March 1999.
- Makra, L. and Horváth, Sz., 1999: Spatial and temporal characteristics of air quality status over a middle-sized urban area. In: *Proceedings of the 15th International Congress of Biometeorology (ICB'99) and the International Conference of on Urban Climatology (ICUC'99)*, (Eds: de Dear, R.J. and Potter, J.C.), Sydney, Australia, ISBN 1 86408 543 6, November 1999
- Makra, L., Tar, K. and Horváth, Sz., 2000a: Some statistical characteristics of the wind energy over the Great Hungarian Plain. *The International Journal of Ambient Energy*, 21/2, 85-96.
- Makra, L., Horváth, Sz., Zempléni, A., Csiszár, V., Tar, K., Motika, G., Sümeghy, Z. and Károssy, Cs., 2000b: Spatial and temporal characteristics of air quality status in southern Hungary. *Proceedings of the 3rd European Conference on Applied Climatology, ECAC 2000*, Pisa, Italy. October, 2000. CD Session VI.
- Makra, L., Horváth, Sz., Pongrácz, R. and Mika, J., 2002: Long term climate deviations: an alternative approach and application on the Palmer drought severity index in Hungary. *Physics and Chemistry of the Earth*, 27, 1063-1071.
- McKee, T.B., Doesken, N.J. and Kleist, J., 1995: Drought monitoring with multiple time scales. *Preprints, Ninth Conference on Applied Climatology*. Dallas, TX, American Meteorological Society. 233-236.
- Mika J., 1988: A globális felmelegedés regionális sajátosságai a Kárpát-medencében. *Időjárás*, 92, 178-189.
- Mika, J., Kovács, E., Németh, P. and Rimóczy-Paál, A., 1991: Parametrization for regional energy balance climate modelling over Hungary. In: *Advances in Space Research 11*, (3)101-(3)104.
- Mika, J., Ambrózy, P., Bartholy, J., Nemes, Cs. és Pálvölgyi, T., 1995: Az Alföld éghajlatának időbeli változékonysága és változási tendenciái a hazai szakirodalom tükrében. *Vízügyi Közlemények*, 77/3-4, 261-283.
- Mika, J., 1998: Palmer drought severity index study for Hungary: I. Interpretation, spatial variations and extremes. In: *The Water and the Protection of Aquatic Environment in the Central Basin of the Danube*. September 24-26.

- Mika, J., 2000: Spatial and Temporal Variations of the Palmer Drought Severity Index. In: 3rd Inter-Regional Conference on Environment – Water: Conference on Water Resources Management in the 21st Century with Particular Reference to Europe. Budapest, 1-3 June, 2000, 1-16.
- Mika, J., Horváth, Sz. and Makra, L., 2002: Effects of the documented land use changes on the albedo and evapotranspiration in East-Hungary. In: *Proceedings of the XXIth Conference of Danubian Countries on the Hydrological forecasting and Hydrological Bases of Water Management*, Bucharest, Romania, 2002 September 2-6, CD-ROM, pp. 1-8, ISBN 973 002 759 5
- Mika, J., 2002: A globális klímaváltozásról: Egy meteorológus kutató szemszögéből. *Fizikai Szemle*, 52, 258-268.
- Molnár, K., 1994: Magyarország tájainak éghajlati bemutatása feltételezett klímaváltozás esetére. *Kandidátusi értekezés*. Kézirat
- Molnár, K. and Mika, J., 1997: Climate as a changing component of landscape: Recent evidence and projections for Hungary. *Zeitschrift für Geomorphologie*, 110, 185-195.
- Nemes, Cs., 1993: A kukorica terméseredménye és az aszály. *Egyetemi doktori értekezés*, ELTE TTK, Budapest, 3-54.
- Nemes, Cs., 1995: Climatic tendencies and drought events in Hungary. In: *Climate Variability and Climate Change, Vulnerability and Adaptation. Proceedings of the Workshop*, Prague, Czech Republic, 11-16 September, 1995.
- Orlóci, I., 1993: Vitaülés az Alföld természetének főbb sajátosságairól. *Hidrológiai Közlöny*, 73/1, 11-14.
- OVH, 1984: Országos Vízgazdálkodási Keretterv (főszerk.: Varga M.), Budapest, 500 p
- Pálfai, I., 1984: Az aszályossági index. *Magyar Hidrológiai Társaság, V. Országos Vándorgyűlés*, III. kötet. A vízrajzi adatbázis fejlesztése. Szarvas, 1984
- Pálfai, I., 1991: Az 1990. évi aszály Magyarországon. *Vízügyi Közlemények*, 73/2, 117-134.
- Pálfai, I., 2000: Az Alföld belvízi veszélyeztetettsége és aszályérzékenysége. *A Nagyalföldi Alapítvány Kötetek*, 6, A víz szerepe és jelentősége az Alföldön, 85-95.
- Palmer, W.C., 1965: Meteorological Drought. *Research Paper*, 45, U.S. Weather Bureau, Washington, D.C., 58 p
- Palmer, W.C., 1968: Keeping track of crop moisture conditions, nationwide: the new Crop Moisture Index. *Weatherwise*, 21, 156-161.
- Péczely, Gy., 1979: Éghajlattan. *Nemzeti Tankönyvkiadó*, Budapest. 336 p

- Pongrácz, R., Bogardi, I. and Duckstein, L., 2000: How do weather patterns and ENSO influence extreme hydrology in Hungary? In: *Inter-Regional Conference on Environment – Water: Conference on Water Resources Management in the 21st Century with Particular Reference to Europe*. Budapest. (Eds: I. Ijjas, et al.), 169-176.
- Posza, I. és Stollár, A., 1983: A tényleges párolgás számításához használt növénykonstansok értékei többévi mérés alapján. *Időjárás*, 88, 170-181.
- Prékopa, A., 1974: Valószínűségelmélet műszaki alkalmazásokkal. *Műszaki Könyvkiadó*, Budapest, 426-427.
- Rakonczai, J. és Kovács, F., 2000: Térinformatikai módszerek használatának lehetőségei a tájváltozások értékelésében, síksági területen. *Acta Geographica Szegediensis*. Megjelenés alatt.
- Réthly, A., 1998: Időjárási események és elemi csapások Magyarországon 1801-1900. I.
- Scian, B. and Donnari, M., 1997: Retrospective analysis of the Palmer Drought Severity Index in the semi-arid pampas region, Argentina. *International Journal of Climatology*, 17, 313-322.
- Shafer, B.A. and Dezman, L.E., 1982: Development of a Surface Water Supply Index (SWSI) to assess the severity of drought condition in snowpack runoff areas. *Proceedings of the Western Snow Conference*, 164-175.
- Stefanovits, P., 1975: Talajtan. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest, 148-150.
- Szalai, S. és Szentimrey, T., 2001: Melegedett-e Magyarország éghajlata a XX. században? *Dr. Sen. Berényi Dénes születésének centenáris jubileumi tudományos ülése*. Szerk.: Szász, G., 2001, DE – MTA – OMSZ.
- Szász, G., 1973: A potenciális párolgás meghatározásának új módszere. *Hidrológiai Közlöny*, 435-442.
- Szász, G., 1988: Agrometeorológia. *Mezőgazdasági Kiadó*, Budapest
- Szász, G., 1997: Az éghajlatváltozás és a fenntartható gazdaság kapcsolata a Nagyalföldön. *Alföldi Tanulmányok*, 35-50.
- Szász G. és Tőkei L., (szerk.) 1997: Meteorológia mezőgazdáknek, kertészeknek, erdészeknek. Egyetemi tankönyv. *Mezőgazda Kiadó*, Budapest, 722 p
- Szentimrey, T., Faragó, T. and Szalai, S., 1992: Window technique for climate trend analysis. *Climate Dynamics*, 6, 127-134.
- Szentimrey, T., 1995: General problems of the estimations of inhomogeneities, optimal weighting of the reference stations. *Proceedings of the 6th International Meeting on Statistical Climatology*, Galway, Ireland, 629-631.

- Szentimrey, T., 1999: Multiple Analysis of Series for Homogenization (MASH). In: *Proceedings of the Second Seminar for Homogenization of Surface Climatological Data*, Budapest, Hungary. WMO, WCDMP, 41, 27-46.
- Szesztay, K., 1993: Az Alföld vízháztartása. *Vízügyi Közlemények*, 75/4, 394-400.
- Szinell, Cs., Bussay, A. and Szentimrey, T., 1998: Drought tendencies in Hungary. *International Journal of Climatology*, 18, 1479-1491.
- Tar, K., 1992: Túrkeve éghajlatának megváltozása. *Hegyfoki Kabos emlékülés*, Debrecen, 1992. július 8-9. Magyar Meteorológiai Társaság
- Tar, K., Makra, L., Horváth, Sz. and Kircsi, A., 2001: Temporal change of some statistical characteristics of wind speed over the Great Hungarian Plain. *Theoretical and Applied Climatology*, 69/1-2, 69-76.
- Tardy, J. (ed.), 2000: Értéktörzök Magyarország. Nemzeti parkok, világörökség. TermészetBÚVÁR Alapítvány Kiadó, Budapest. 47-59; 167-179, ISBN 9638610700
- Thornthwaite, C.W., 1948: An approach towards a rational classification of climate. *Geographical Reviews*, 38, 55-94.
- Tölgyesi, L., 1993: Az éghajlat változékonyságának hatása a talajnedvességre. *Éghajlati és Agrometeorológiai Tanulmányok*, Országos Meteorológiai Szolgálat
- Török, I. Gy., 1997: „Eszmetörések” a belvíz fogalmának korszerű értelmezése és a belvízvédkezés gazdaságossága tárgyában. *Magyar Hidrológiai Társaság, XV. Országos Vándorgyűlés*. II. kötet. Kaposvár, 554-557.
- Varga-Haszonits, Z., 1969: Determination of water content and the evaporation of bare soil. *Időjárás*, 73, 328-334.
- Varga-Haszonits, Z., 1987: Bevezetés az agrometeorológiába. *Mezőgazdasági Kiadó*, 187 p
- Varga-Haszonits, Z. és Tölgyesi, L., 1990: Alapvető agroklimatológiai jellemzőértékek meghatározása. *Agroökológiai Információs Rendszer Program*, Tanulmány, Budapest
- Vermes, L. (szerk.), 2000: Hogyan dolgozzuk ki az aszály csökkentési stratégiát? *ICID Útmutató*, Budapest, 25-28.
- National Drought Mitigation Center: www.drought.unl.edu
- Time Series Graphs of Global and Hemispheric Temperature Anomalies: <http://cdiac.esd.ornl.gov/trends/temp/jonescru/jones.html>.
- Weidinger T., Bartholy J. és Matyasovszky I., 2000: A globális éghajlatváltozás lokális hatásainak vizsgálata hazánkban. *Földrajzi Közlemények*, 48, 75-92.
- WMO, 1986, Guidelines on the quality control of surface climatological data. *WMO Technical Documentation*, No. 111, Geneve, 21-39.

TARTALOMJEGYZÉK

1. BEVEZETÉS	2
2. SZAKIRODALMI ELŐZMÉNYEK.....	3
2.1. AZ ALFÖLD VÍZELLÁTOTTSÁGÁNAK VÁLTOZÉKONYSÁGA.....	3
2.1.1. <i>Az Alföld általános hidrológiai viszonyai.....</i>	3
2.1.2. <i>Az Alföld hidrometeorológiai változékonysága.....</i>	5
2.1.3. <i>A XX. század éghajlati tendenciái az Alföldön.....</i>	11
2.1.4. <i>Az Alföld éghajlata és a globális klímaváltozás</i>	13
2.2. A NÖVÉNNYEL BORÍTOTT FELSZÍN VÍZMÉRLEGÉNEK ÉGHAJLATI JELLEMZÉSE.....	16
2.2.1. <i>A vízmérleg komponensei</i>	16
2.2.2. <i>A talajnedvesség számítási és mérési módszerei</i>	19
2.2.3. <i>A talajnedvesség idősorok közvetett jellemzői: a hidrometrikus és aszály-indexek</i>	20
2.2.4. <i>A Palmer-féle Aszály-szigorúsági Index – vizsgálatának és alkalmazásának szakirodalmi előzményei</i>	26
2.3. A VIZSGÁLT KELET-MAGYARORSZÁGI TÉRSÉG.....	29
3. MEGFIGYELT ÉS SZÁMÍTOTT ADATOK.....	33
3.1. HOMOGENIZÁLT ÉS NEM-HOMOGENIZÁLT KIINDULÁSI ADATOK	33
3.2. A PALMER-FÉLE ASZÁLY-SZIGORÚSÁGI INDEX	34
3.3. A POTENCIÁLIS PÁROLGÁS BLANEY-CRIDDLE- ÉS THORNTHWAITE-FÉLE SZÁMÍTÁSI MÓDJA	35
3.4. TÉRBEN SŰRÍTETT PDSI ADATOK AZ ALRÉGIÓK ELHATÁROLÁSÁHOZ	36
3.5. SZÁMÍTOTT TALAJNEDVESSÉG ADATSOROK	37
3.6. A PÁLFAI INDEX.....	39
3.7. FÉLGÖMBI HŐMÉRSÉKLETI ADATSOROK	40
4. ALKALMAZOTT STATISZTIKAI MÓDSZEREK	42
4.1. ALAPSTATISZTIKÁK, ELOSZLÁS-VIZSGÁLAT	42
4.1.1. <i>A szórás hely- és hónap-függetlenségének vizsgálata</i>	42
4.1.2. <i>Normalitás-vizsgálat és grafikus ábrázolása</i>	43
4.2. KORRELÁCIÓ- ÉS REGRESSZIÓ ANALÍZIS.....	43
4.2.1. <i>Korreláció- és regresszió számítás.....</i>	43
4.2.2. <i>Tér- és időbeli korrelációk</i>	44
4.3. A PDSI TÉR- ÉS IDŐBELI KORRELÁCIÓIN ALAPULÓ OSZTÁLYOZÁSOK	45
4.3.1. <i>Objektív régiók elkülönítése faktor- és clusteranalízissel</i>	45
4.3.2. <i>Objektív évtípusok meghatározása clusteranalízissel</i>	46
4.4. MÓDSZEREK A LASSÚ VÁLTOZÁSOK VIZSGÁLATÁRA	48
4.4.1. <i>A lineáris trendek szignifikancia vizsgálata</i>	48
4.4.2. <i>Idősorok simítása mozgó átlagokkal és a Gauss-filterrel</i>	48
4.4.3. <i>Lineáris regresszió analízis helyi sorok és félgömbi hőmérsékleti jellemzők között</i>	50
4.5. ELTÉRŐ ÁTLAGÚ RÉSZ-IDŐSZAKOK AZONOSÍTÁSA.....	51

5. EREDMÉNYEK	54
5.1. A PDSI HÓNAP- ÉS HELY-FÜGGETLENSÉGE	54
5.1.1 Alaperedmények	54
5.1.2 Diskusszió	57
5.2. A PDSI ELOSZLÁSÁNAK NORMALITÁSA	60
5.2.1 Alaperedmények	60
5.2.2 Diskusszió	63
5.3. A PDSI KAPCSOLATA A TALAJNEDVESSÉGGEL	68
5.3.1 Alaperedmények	68
5.3.2. Diskusszió	73
5.4. A PDSI TÉRBELI KORRELÁCIÓJA, OBJEKTÍV REGIONALIZÁLÁS	77
5.4.1. Alaperedmények	77
5.4.2. Diskusszió	79
5.4.3. Alkalmazás: Objektív alrégiók kijelölése	82
5.5. A PDSI IDŐBELI KORRELÁCIÓJA, OBJEKTÍV ÉVTÍPUSOK	89
5.5.1. Alaperedmények	89
5.5.2. Diskusszió	90
5.5.3. Alkalmazás: Objektív évtípusok	92
5.6. A PDSI TENDENCIÁI A XX. SZÁZADBAN, KAPCSOLATA AZ IDŐVEL	98
5.6.1. Alaperedmények	98
5.6.2. Diskusszió	103
5.7. A PDSI ÉS A FÉLGÖMBI ÁTLAGHŐMÉRSÉKLET KAPCSOLATA	106
5.7.1. Alaperedmények	106
5.7.2. Diskusszió	110
5.8. A PDSI VÁLTOZÓ ÉS ELTÉRŐ RÉSZ-IDŐSZAKAI, OBJEKTÍV KLÍMA- ANALÓGOK	113
5.8.1 Alaperedmények	113
5.8.2. Diskusszió	119
6. HASZNOSÍTÁS	122
ÖSSZEFOGLALÁS	123
SUMMARY	128
KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS	133
IRODALOM	134