

INDEKSI SUHOĆE ZA ZAGREB I NJIHOVA  
STATISTIČKA PROGNOZA

B. PENZAR

DROUGHT SEVERITY INDEX FOR ZAGREB  
AND ITS STATISTICAL FORECAST

B. PENZAR

## SAŽETAK

Odredjene su mjesečne vrijednosti Palmerovog indeksa suhoće za razdoblje 1862-1974. Ukratko su razmatrane srednje komponente vodne bilance, višak i manjak oborine, kišna i sušna razdoblja. Statistički je analiziran vremenski niz indeksa da bi se odredile pogodne granice između normalnih vrijednosti i anomalija različitih intenziteta, i dobila statistička prognoza metodom Box-a i Jenkinsa. Pokazalo se da je statistički model za uzorak od 1354 vrijednosti indeksa model autoregresije sa tri parametra: 0.912, 0.072 i -0.115. Prema tome je prognoza za vremenski interval od mjesec dana, prikazana vrlo jednostavnom jednačicom. 80 postotni interval povjerenja za prognozu iznosi  $\pm 1.4$ , a bijeli šum koji prikazuje slučajnu komponentu u nizu ima standardnu devijaciju 1.07.

## ABSTRACT

The monthly Palmer Drought Severity values were computed for Zagreb in the period 1862-1974. The mean water balance components, precipitation excesses and deficiencies, drought and wet spells are briefly discussed. The index time series is statistically analysed in order to find for Zagreb appropriate limits between normal and abnormal values of various intensity, and in order to obtain a statistical forecast by the method of Box and Jenkins. The statistical model for the sample of 1354 index values was found to be an autoregressive model with the three parameters: 0.912, 0.072 and -0.115. Thus the forecast with a lead time of one month is given by a very simple equation. The 80 per cent confidence interval for the forecast is  $\pm 1.4$ , the forecast mean square error corresponding to the sample being 1.07.

## U V O D

Medjunarodno prihvaćene definicije suše do danas nema. To je donekle razumljivo, jer ljudi različitih zanimanja sušu prepoznaju po različitim pojavama. Tako je za hidrologa suša predstavljena niskim vodostajem rijeka i jezera, za poljoprivrednika to je nedostatak vlage u tlu zbog kojeg biljke ne mogu normalno uspijevati, a za ekonomista je to nestašica vode koja izaziva poremećaj u nacionalnoj privredi. Sve te pojave nastaju kao posljedica izuzetnih meteoroloških prilika (malih količina oborine često udruženih s visokim temperaturama), koje su trajale dulje vrijeme. Ima naravno krajeva na Zemlji, gdje su visoke temperature i suho vrijeme bez oborine redovita pojava, barem u određjenim dijelovima godine. Takve prilike nije običaj nazivati sušom, već se za njih upotrebljava naziv sušno doba, za razliku od kišnog, koje vlada u drugom dijelu godine. Jer i u suhim klimama, kao i svugdje na svijetu, biljni svijet, fauna i čitavo gospodarstvo prilagođeni su vremenskim prilikama koje su tamo normalne. Istom kad ponestane vlage u ono doba godine, koje je redovito vlažno i kišno, pojavit će se vijesti iz tih krajeva o suši, a ako izuzetne meteorološke prilike dulje potraju, i o njenim teškim posljedicama.

Sušom ne nazivamo svaku suhoću, nego tek onu koja se rijetko pojavljuje. To je stoga relativan pojam i s obzirom na numeričke vrijednosti meteoroloških elemenata koji ju izazivaju i s obzirom na popratne efekte u prirodi koji ju prate. Stoga vjerojatno i postoji mnogo definicija suše. Spomenut ćemo samo neke.

Najstarija meteorološka definicija potječe vjerojatno od Hanna, ali je dosta nerazradjena, tako da ju je Conrad nešto modificirao. On govori o sušnim razdobljima (dry spells) u umjerenim klimama i svjestan je da ih je teško definirati, jer njihov efekt (a zbog efekta nas one uopće i zanimaju) ovisi znatno o popratnim temperaturama, brzini vjetra, stanju usjeva i sl. Ipak Conrad definira sušno razdoblje kao period od najmanje 5 uzastopnih dana bez oborine, budući da kraći period bez oborine vjerojatno neće oštetiti vegetaciju. Sušno razdoblje dulje od 5 dana ne smatra prekinutim ako padne količina oborine manja od 1 mm [3].

Britanska meteorološka služba razlikuje nekoliko stupnjeva suhoće. Apsolutna suša je period od najmanje 15 uzastopnih dana od kojih nijedan nije imao količinu od 0,01 in ili više oborine. Djelomična suša (partial drought) je period od barem

29 uzastopnih dana za koje srednja dnevna količina oborine nije prešla 0,01 in. Suho razdoblje (dry spell) je period od najmanje 15 uzastopnih dana od kojih nijedan nije imao 0,04 in ili više oborine. [5]

Postoje definicije suše koje zahtijevaju da količina oborine bude bar za neki odredjeni postotak manja od normalne količine. Pri tom neki autori tako odredjuju sušne mjesece ili čak godine, dok drugi primjenjuju gornji zahtjev na kraća razdoblja od nekoliko tjedana. Ima ih koji smatraju da se suho razdoblje bolje može prepoznati po niskoj relativnoj vlazi i visokoj temperaturi, koje traju više uzastopnih dana, nego po malim količinama oborine. Za razliku od mnogih Landsberg jasno razlikuje sušna razdoblja od suše. Po njemu suša nastaje nakon više sušnih razdoblja. On, međutim, ne definira sušu točnije, smatrajući je više biološkim nego fizikalnim fenomenom, u kome se odražavaju komplicirane veze između biljke, tla i atmosferskih prilika. [8]

Američko meteorološko društvo definira sušu općenito i to kao dulje, abnormalno pomanjkanje vlage. [6]

Pedesetih i šezdesetih godina istraživanjem suše mnogo se bavio W.C. Palmer. On je, po uzoru na Thornthwaite-ovu metodu odredjivanja viška i manjka vode u tlu, razvio općenitiji postupak, sličan knjigovodstvu, kojim se izračunavaju primici i gubici vlage - stvarni i potencijalni - u sustavu: tlo s vegetacijom i vodotocima - atmosfera. Pojedine stavke tog proračuna same su za sebe zanimljive, a kao konačan rezultat proizlazi iz njih indeks (severity index), koji pokazuje intenzitet suhoće ili vlažnosti u izvjesnom razdoblju. [11]

Palmerova definicija suše sigurno je najmanje jednostavna među svim ostalim. Njegov postupak ne daje brzo odgovor na pitanje kad je vladalo sušno razdoblje. Ali on ima zato drugih prednosti, kao što su: obavještenja o zalihama vlage u tlu i njenom kretanju u tlu, po tlu, od tla u atmosferu i obrnuto, i konačna, numerički izražena mjera za intenzitet ne samo suhoće nego i vlažnosti, u obliku indeksa koji može imati različitu veličinu i predznak. Vrijednosti tog indeksa mogle bi se podvrći statističkom postupku razvijenom za prognozu diskretnih vremenskih nizova. Prije nekoliko godina Meteorološka služba Sjedinjenih Američkih Država prihvatila je Palmerovu metodu, te se otada njegov indeks redovito računa za svaku pokrajinu.

To su razlozi zbog kojih smo se odlučili da pokušamo suhoću kod nas definirati po Palmeru. U slijedećem poglavlju opisat ćemo detaljnije Palmerovu zamisao i postupak, jer smatramo da je njegov rad kod nas još uglavnom nepoznat.

## 1. ODREĐJIVANJE INDEKSA SUHOĆE PREMA PALMERU

### 1.1 Opis metode

Palmerov postupak sastoji se od nekoliko faza.

Prva faza je tzv. hidrološki proračun, kod čega su bitne dvije osnovne pretpostavke:

a) Oborina koja padne troši se u prvom redu na evapotranspiraciju, zatim na punjenje tla vodom, a višak koji nakon toga preostane, otječe. Ako oborine nema dosta, troši se na evapotranspiraciju zaliha vode iz tla, a otjecanja nema.

b) Zamišljeno je da se tlo dijeli u dva sloja, kojih debljina nije strogo određena. Površinski sloj otprilike je ekvivalentan obradivom sloju. Poznata je činjenica da se taj sloj prvenstveno puni vlagom od oborine, kao i da se iz njega - jer tu ima najviše korijenja - najprije troši vlaga na evapotranspiraciju. Ispod njega nalazi se drugi sloj, donja zona korijenja, za koji Palmer pretpostavlja da se puni oborinskom vodom tek pošto površinski sloj bude zasićen, a i prazni se tek pošto je iz površinskog sloja isparena sva vlaga. Količina vode koju tlo može maksimalno sadržavati ovisi o stvarnoj dubini korijenja i o svojstvima dotičnog tla.

Obje pretpostavke čine se realnima, te sigurno dobro aproksimiraju stvarne procese u prirodi. Uz te pretpostavke i iz poznatog vodnog kapaciteta tla, postojeće količine vode u tlu u početno vrijeme, srednje temperature i količine oborine u razdoblju koje slijedi, dađu se relativno jednostavno odrediti ove veličine ili komponente hidrološkog proračuna za jedinicu vremena, npr. od po mjesec dana:

1. *Količina vode koja se isparila s bilja i sa površine tla.* Tu bi svakako trebalo računati i onaj dio vode koji su biljke potrošile pri izgradnji ugljikohidrata. Ali, vjerojatno zato što je taj dio manji od onoga koji samo prolazi kroz biljku, a i zbog jednostavnijeg računa, Palmer ovu komponentu hidrološkog proračuna naziva evapotranspiracijom i računa je iz potencijalne evapotranspiracije određene po Thornthwaiteu.

2. *Gubitak vode iz tla* (potrošene na evapotranspiraciju). Računa se za svaki sloj tla posebno, a zatim se zbraja. Ako je količina oborine veća od potencijalne evapotranspiracije, toga gubitka nema.

3. *Punjenje tla vodom.* Ono nastupa kad tlo nije zasićeno vlagom, a oborina je veća od potencijalne evapotranspiracije.

4. *Površinsko otjecanje.* Nastupa kad su zalibe vode u tlu popunjene, a potencijalna je evapotranspiracija manja od količine oborine.

5. *Promjena količine vode* tokom mjeseca u svakom sloju tla.

6. *Količina vode* u svakom sloju tla na kraju mjeseca.

Osim toga određuju se neke potencijalne vrijednosti, i to:

1. *Potencijalna evapotranspiracija* ili količina vode koja bi se mogla ispariti iz bilja i iz tla, kad bi bilo dosta vlage na raspolaganju.

2. *Potencijalni gubitak vode* iz tla ili količina vlage koju bi tlo moglo izgubiti kad dotičnog mjeseca ne bi bilo oborine.

3. *Potencijalno punjenje tla vodom*, tj. količina vode potrebna da se tlo dovede do zasićenja vlagom.

4. *Potencijalno otjecanje*, tj. najveće otjecanje koje bi moglo nastupiti kad bi potencijalna evapotranspiracija bila jednaka nuli.

Račun je najbolje započeti nakon zimskih kišovitih mjeseci jer tada možemo uzeti da je tlo zasićeno vlagom. Bilanca vode računa se zatim za svaki mjesec redom u dugom nizu godina.

Drugu fazu čini određivanje klimatski odgovarajućih veličina viška i manjka oborine.

Palmer sada uvodi pojam koeficijenta evapotranspiracije ( $\alpha$ ), punjenja ( $\beta$ ), otjecanja ( $\gamma$ ) i gubitka vode iz tla ( $\delta$ ), uz oznake:

ET - evapotranspiracija

PE - potencijalna evapotranspiracija

R - punjenje tla vodom (recharge)

PR - potencijalno punjenje

RO - otjecanje (runoff)

PRO - potencijalno otjecanje

L - gubitak vode iz tla (loss)

PL - potencijalni gubitak

— - srednja mjesečna vrijednost iz duljeg razdoblja.

Ta četiri koeficijenta definirana su kako slijedi:

$$\alpha = \frac{\overline{ET}}{\overline{PE}} \quad \beta = \frac{\overline{R}}{\overline{PR}} \quad \gamma = \frac{\overline{RO}}{\overline{PRO}} \quad \delta = \frac{\overline{L}}{\overline{PL}} \quad (1)$$

uđuci da su u nazivniku potencijalne ili maksimalne moguće vrijednosti, koeficijenti ne mogu biti veći od jedinice. U slučaju da su i brojnik i nazivnik nula, uzima se za kvocijent vrijednost 1.

Ti koeficijenti sami za sebe predstavljaju izvjesnu karakteristiku klime. Npr. u vlažnim klimama ili dijelovima odine će koeficijent evapotranspiracije biti približno jednak jedinici, dok će u suhim klimama biti manji. Koeficijent punjenja također je velik u vrlo vlažnim klimama, a i amo gdje tlo nije sposobno primiti mnogo vlage.

Veličine iz kojih se računaju koeficijenti, su srednja i za dulje razdoblje. U pojedinačnim mjesecima takve veličine se razlikuju od svojih srednjaka, ali Palmer pretpostavlja da njihov omjer mora ostati isti, ako je vrijeme "normalno", tj. vodni režim takav, kakav odgovara klimi dotičnog mjesta, odnosno dugogodišnjem prosjeku. Drugačije rečeno, za svaki je pojedini mjesec u dugogodišnjem nizu moguće iz poznatih potencijalnih veličina (u kojima je uvažena temperatura zraka, kapacitet tla za vodu i prethodna količina vlage u tlu) i koeficijenata izračunati veličine:

$$\begin{aligned} \hat{ET} &= \alpha PE \\ \hat{E} &= \beta PR \\ \hat{RO} &= \gamma PRO \\ \hat{L} &= \delta PL \end{aligned} \quad (2)$$

ne predstavljaju evapotranspiraciju, punjenje, otjecanje i ubitak vode iz tla, kakvi bi morali vladati, kad bi vodni režim dotičnog mjeseca bio u granicama normale. Te veličine Palmer zove Climatically Appropriate For Existing Conditions, ili kraće CAFEC.

Ako sad napišemo da voda, koja se troši na evapotranspiraciju kojom se puni tlo i koja otječe, potječe od oborine zaliha u tlu, i tu jednadžbu bilance primijenimo na "klimatski odgovarajuće veličine", moći ćemo izračunati količinu oborine koja odgovara dotičnoj klimi:

$$\hat{P} = \hat{ET} + \hat{R} + \hat{RO} - \hat{L} \quad (3)$$

Pojedini dijelovi te jednadžbe mogu se shvatiti ovako:

$\hat{ET}$  - evapotranspiracija koje bi uz postojeću temperaturu bila klimatski normalna za taj dio godine,

- $\hat{ET} + \hat{R}$  - potrošnja vlage koja bi u konkretnim o okolnostima odgovarala dotičnoj klimi,  
 $\hat{ET} + \hat{R} + \hat{RO}$  - količina vlage potrebna da bi se izvori vode zadržali na "normalnoj razini" za dotični dio godine,  
 $\hat{P}$  - količina oborine potrebna da zadrži izvore vode na razini koja odgovara već ustaljenoj ekonomskoj aktivnosti dotičnog područja.

CAFEC veličine mogu se usporediti sa stvarnim veličinama za svaki mjesec, čime se dobiva predodžba o izuzetnosti pojedinih komponenata bilance vode. Najviše govori usporedba stvarne i klimi odgovarajuće količine oborine, te se zato uvodi oznaka za višak odnosno manjak oborine:

$$d = P - \hat{P} \quad (4)$$

U treću fazu ulazi utvrđivanje anomalije vlage.

Odstupanja stvarne količine oborine  $d$  od količine koja bi u danim okolnostima odgovarala prosječnom vodnom režimu, iz razumljivih su razloga međusobno usporediva samo unutar istoga kalendarskog mjeseca na jednom mjestu, a to znači unutar iste klime. Da bi se omogućila široka usporedba deficita ili viškova vlage, potrebno je odstupanja  $d$  pomnožiti nekim faktorima težine. Lako je razumjeti da takav faktor mijenja svoj iznos u skladu s promjenom prosječnih komponenata vodnoga režima. Eksperimentirajući na razne načine uz upotrebu dugogodišnjih podataka za različite krajeve SAD Palmer je došao konačno do izraza za mjesečnu vrijednost faktora težine  $K_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 12$ ):

$$K_i = \frac{17.67}{12 \sum_{i=1} \bar{D}_i \cdot K_i'} \cdot K_i' \quad (5)$$

$$K_i' = 1,5 \log \left[ \left( \frac{\bar{PE}_i + \bar{R}_i + \bar{RO}_i}{\bar{P}_i + \bar{L}_i} + 2,80 \right) / \bar{D}_i \right] + 0,50$$

Potez označuje, kao i prije, srednju vrijednost iz dugačkog niza a  $\bar{D}_i$  je srednjak od apsolutnih vrijednosti  $d$  za dotični mjesec:



$$\bar{D}_i = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N |d_{i,j}|$$

gdje je  $N$  duljina niza.

Faktor težine ima dakle 12 mjesečnih vrijednosti, a ovi-  
o prosječnom zahtjevu za vlagu ( $\overline{PE} + \bar{R} + \overline{RO}$ ), prosječnom  
ovodu vlage ( $\bar{P} + \bar{L}$ ) i prosječnom apsolutnom odstupanju vlage

Anomalije vlage definirane kao:

$$Z_{i,j} = d_{i,j} \cdot K_i \quad (6)$$

$i = 1, 2 \dots 12$  (oznaka mjeseca)

$j = 1, 2 \dots N$  (oznaka godine)

u veličine bez dimenzija, ali međusobno usporedive za raz-  
ličite dijelove godine i za različite krajeve. Relacije (5)  
(6) su ispitane u širokom području Sjedinjenih Američkih  
Država, a izvedene su bile na temelju podataka unutar širine  
 $10$  i  $40^\circ N$  na raznim nadmorskim visinama i na položajima raz-  
ličite kontinentalnosti, konfiguracije i sastava tla. Napomi-  
njemo, da ćemo u daljnjem tekstu zbog jednostavnosti izosta-  
vljati indekse  $i$  i  $j$ . Iz manjkova i viškova oborine  $d$  dolazi  
se do anomalija vlage  $Z = d \cdot K$ , koje služe kao polazni podatak  
za izračunavanje intenziteta suhих i vlažnih razdoblja.

Četvrta faza je odredjivanje indeksa suhoće, trajanja  
suhих i vlažnih razdoblja.

Konačni je cilj da se dobije indeks koji će pokazivati  
intenzitet suhoće ili vlažnosti. Sama anomalija vlage nije  
dobra mjera za to, jer ona uvažava samo prilike jednog mjese-  
ca, bez obzira na to što se događalo prethodnih mjeseci, a  
očito je da intenzitet neke suše ovisi i o njenom trajanju.  
Zato indeks suhoće mora u sebi sadržavati zbrojene anomalije  
vlage.

Odredbenu jednadžbu za indeks suhoće izveo je Palmer  
empirički uz pomoć podataka za najjače suše u zapadnom  
Kansasu i srednjoj Iowi u dugom razdoblju. Proizvoljno je  
uzeo da je tim ekstremno jakim sušama za cijelo vrijeme nji-  
nova trajanja pripadao indeks suhoće u iznosu  $-4$ . Konačan  
izraz za indeks suhoće  $X$   $n$ -tog mjeseca, koji se određuje iz  
anomalije vlage za taj mjesec i iz indeksa suhoće prethodnog  
mjeseca glasi:

$$X_n = 0.897 \cdot X_{n-1} + \frac{1}{3} Z_n \quad (7)$$

Pri tom indeks suhoće prvog mjeseca u nekom razdoblju koje nas zanima iznosi:

$$X_1 = Z_1/3$$

a svaki daljnji mjesec doprinosi udio

$$\Delta X_n = Z_n/3 - 0,103 \cdot X_{n-1}$$

Vrijednosti  $X$  mogu biti pozitivne ili negativne. Prema njihovom predznaku i iznosu, a u skladu s učincima poznatih suša u SAD, Palmer predlaže ovakvu klasifikaciju suhих i vlažnih razdoblja:

Tab. 1

<u>Indeks suhoće <math>X</math></u>	<u>Oznaka vodnog režima</u>
$\geq 4,00$	ekstremno vlažno
3,00 do 3,99	vrlo vlažno
2,00 do 2,99	umjereno vlažno
1,00 do 1,99	malo vlažno
0,50 do 0,99	vlažno razdoblje na početku
0,49 do -0,49	normalno
-0,50 do -0,99	suho razdoblje na početku
-1,00 do -1,99	blaga suša
-2,00 do -2,99	umjerena suša
-3,00 do -3,99	oštra suša
$\leq -4,00$	ekstremna suša

Poseban je problem odrediti početak i svršetak sušnog ili vlažnog razdoblja nakon što poznajemo anomalije vlage za svaki mjesec u dugom nizu. Anomalije  $Z$ , naime, taj početak i svršetak izravno ne pokazuju. Palmer definira početak suše ili vlažnog razdoblja kad indeks suhoće  $X$  po apsolutnoj vrijednosti prijedje jedinicu, što je u skladu s prethodnom tabelom. Konkretno to znači da za svaki mjesec treba u preglednoj radnoj tabeli pokušati po jednadžbi (7) računati indeks suhoće dva puta: jednom uz pretpostavku da se približuje suho, a drugi put da se približuje vlažno razdoblje. Ako bude početna vrijednost  $X_1 > 0$ , znači da suhoće nema, nego postoji izvjesna vlažnost. Zato ćemo slijedećeg mjeseca, u stupcima gdje se traži eventualno vlažno razdoblje, nadovezati na to vrijednost  $X_2$ , dok ćemo u stupcima za eventualni početak suhoće računati ispočetka novi  $X_1$ . Analogno će se za  $X_1 < 0$  pojaviti slijedećeg mjeseca u stupcu za eventualni intenzitet vlažnog razdoblja novi  $X_1$ , a u stupcu za suho razdoblje  $X_2$ , koji se nadovezuje na  $X_1$  prethodnog mjeseca. Račun se nastavlja u tom smislu, a kad

se pojavi vrijednost  $|X| \geq 1,00$  onda to označuje da je pravo sušno ili vlažno razdoblje počelo.

Svršetak suše određuje se usporedbom viškova vlage primljenih od trenutka kada je dotično suho razdoblje započelo (tzv. efektivna vlažnost) i vlage koja bi još bila potrebna da bi indeks suhoće  $X$  postao veći od  $-0,50$ . Efektivna vlažnost izražava se u postocima potrebne vlage i taj omjer  $Pe$  naziva Palmer "vjerojatnost da je suša završila". Razmatranjem, koje nećemo ovdje ponavljati, dolazi se do izraza:

$$Pe_n = \frac{\sum_{m=0}^{m^*} U_{n-m}}{Ze_n + \sum_{m=0}^{m^*} U_{n-m} - U_n} \cdot 100 \quad (8)$$

gdje je:

$$U_n = Z_n + 0,15 \quad (9)$$

$$Ze_n = -2,691 \cdot X_{n-1} - 1,50 \quad (10)$$

$n$  = oznaka tekućeg mjeseca

$m$  = broj mjeseca unatrag od  $n$  (za  $m=0$  - tekući mjesec, za  $m = m^*$  - prvi mjesec u kojem je suša mogla prestati, tj. mjesec nakon onoga u kojem je suša počela)

Vrijednost omjera  $Pe$  mijenja se tijekom sušnog razdoblja iz mjeseca u mjesec. Da bi analogija s pojmom vjerojatnosti bila bolja, a jer to ništa ne mijenja na stvari, Palmer ograničava  $Pe$  na interval od 0 do 100. Za sve vrijednosti omjera lijevo od tog intervala stavlja se  $Pe = 0$ , a za sve vrijednosti desno od intervala uzima se  $Pe = 100$ . Dokle god je "vjerojatnost"  $Pe = 0$ , a  $X \leq -1,00$  sušno razdoblje nesmetano traje. To, naime, znači, da efektivne vlažnosti nema (brojnik je negativan ili nula). Izvjesna efektivna vlažnost, koja bi mogla prekinuti sušu, postoji ako je  $0 < Pe < 100$ ; sušno razdoblje tada ima tendenciju prestanka. Ako nakon toga postane  $Pe = 100$ , Palmer uzima da je suša prestala još onog mjeseca čim se pojavio iznos  $Pe > 0$ . Međutim ako  $Pe$  ne poraste do 100, nego se vrati na nulu, onda to znači da suša nije prestala, nego je samo oslabila i opet ojačala.

Sasvim analogno određuje se svršetak vlažnog razdoblja, samo što se u nekim relacijama mijenjaju predznaci. "Vjerojatnost da je vlažno razdoblje završilo"  $Pe$  ima jednaki oblik

(8), ali u taj omjer ulazi sad efektivna suhoća i suhoća koja bi bila potrebna da se vlažno razdoblje prekine, tako da su veličine  $U$  i  $Z_e$  definirane ovako:

$$U_n = Z_n - 0,15 \quad (9')$$

$$Z_{e_n} = -2,691 \cdot X_{n-1} + 1,50 \quad (10')$$

U obradi elektronskim računalom najbolje je ispitivati vrijednost omjera  $P_e$  redom iz mjeseca u mjesec čim jedno sušno ili vlažno razdoblje traje.

Konačan rezultat cijelog postupka je niz mjesečnih vrijednosti indeksa suhoće  $X$ . Taj niz se sastoji od iznosa  $-1,00 < X < 1,00$  koji označava približno normalni vodni režim. Osim toga on sadrži iznose  $X \leq -1,00$  odnosno  $X \geq +1,00$ , a ti označavaju sušna i vlažna razdoblja raznih intenziteta, koja se mogu opisati pomoću tab. 1.

## 1.2 Primjena Palmerove metode na zagrebačke podatke

### 1.2.1 Polazni podaci

Prije nego što se Palmerova metoda primijeni na naše prilike trebalo je odabrati meteorološke podatke o temperaturi zraka i oborini, te naći vrijednosti kapaciteta tla za vodu u oba sloja. U SAD se Palmerov indeks suhoće ne određuje za pojedinu meteorološku stanicu, nego za čitavu pokrajinu koja je u klimatskom pogledu homogena. Polazi se, dakle, od što je moguće duljeg niza temperature i oborine, reprezentativnog za dotičnu pokrajinu. Razlog takovom postupku leži s jedne strane sigurno u želji da se dobiju što reprezentativniji podaci o suhoći, koja nikad ne zahvaća samo jedno naselje. S druge strane, možda i nema dosta homogenih, dugogodišnjih nizova meteoroloških mjerenja, nego treba kombinirati podatke s raznih stanica, ako se želi obuhvatiti dosta dugačko razdoblje. Mi smo se odlučili za upotrebu temperaturnih i oborinskih podataka s opservatorija Zagreb-Grič od 1862. do 1974. godine, jer oni predstavljaju neprekidni, homogeni i najdulji niz meteoroloških mjerenja u našim krajevima. Smatramo da će rezultati koji iz njih proizadju biti reprezentativni barem za sjeverozapadni dio Hrvatske.

Kao srednje mjesečne temperature (potrebne za izračunavanje potencijalne evapotranspiracije) uzete su vrijednosti dobivene iz dnevnih srednjaka temperature, zato jer su te vrijednosti već postojale priređene za obradu na

elektronskom računalu. One se mogu za koju desetinku stupnja razlikovati od objavljenih mjesečnih srednjaka za Zagreb-Grič, koji su određeni iz zbrojeva dnevnih temperatura u 7, 14 i 21 sat.

Potencijalna evapotranspiracija  $P_e$  (u mm) izračunata je prema Thornthwaiteovoj formuli:

$$PE = 16 \cdot f \cdot \left(\frac{10 \cdot t}{Y}\right)^a \quad (11)$$

gdje je:

- t - srednja mjesečna temperatura zraka,
- f - faktor redukcije za geografsku širinu  $46^\circ$ , koji ovisi o duljini dana i mjesecu,
- Y - godišnja vrijednost toplinskog indeksa,
- a - funkcija toplinskog indeksa u obliku:

$$a = 0,000\ 000\ 675 \cdot Y^3 - 0,000\ 077\ 1 \cdot Y^2 + 0,017\ 92 \cdot Y + 0,492\ 39$$

Toplinski indeks Y predstavlja zbroj od 12 mjesečnih toplinskih indeksa  $y$ , koji ovise o pripadnoj temperaturi zraka ovako:

$$y = \left(\frac{t}{5}\right)^{1,514}$$

Mjesečne količine oborine uzete su na 0,1 mm točno.

Profesoru Zoltanu Raczu iz Zavoda za pedologiju Poljoprivrednog fakulteta u Zagrebu, zahvalni smo, što nam je pomogao savjetom i vrlo susretljivo dao rezultate svojih mjerenja kapaciteta tla za vodu u pseudogleju Medvednice i u antropogeniziranom srednjem ilovastom tlu na aluviju oranične površine u savskoj nizini /12, 13/. Ti su rezultati prikazani u slijedećoj tabeli:

Tab. 2 Kapacitet tla za vodu u okolici Zagreba, mm

dubina, cm	0 - 20	0 - 50	0 - 100
obronak	81	192	364
nizina	73	175	360

Na temelju toga odlučili smo se da ukupni kapacitet tla za vodu u onom sloju koji se direktno natapa oborinom i odakle biljke crpu vlagu označimo s 360 mm. Uzimamo nadalje da u evapotranspiraciji i natapanju oborinom najprije sudjeluje površinski sloj tla, koji može sadržavati najviše 75 mm vode, a tek potom donji sloj koji postaje

zasićen vlagom kad primi 285 mm vode. Napominjemo, da su te vrijednosti - osobito ona za površinski sloj - veće od onih kojima se služio Palmer za zapadni Kansas (6 in ukupno, od toga u površinskom sloju 1 in) i za srednju Iowu (10 in, od toga u površinskom sloju 1 in). Međutim, poznato je da se kapacitet za vodu mijenja znatno s vrstom tla. Osim toga Palmer navodi da je iznos uzet za zapadni Kansas po svojoj prilici premalen, ali ga je zadržao, jer su ispitivanja pokazala da u dotičnoj, relativnoj suhoj klimi, povećanje vodnog kapaciteta u proračunu intenziteta suhoće ne daje bitno drugačijih rezultata.

## 1.2.2 Rezultati

### 1.2.2.1 Komponente vodne bilance

Hidrološki proračun proveden je iz mjeseca u mjesec od početka 1862. do kraja 1973. U tab. 3 donosimo srednje vrijednosti komponenata vodne bilance za cijelo razdoblje od 112 godina.

Tab 3 Komponente hidrološke bilance i njihove potencijalne vrijednosti (mm), srednjak 1862-1973.

Mjesec	$\bar{P}$	$\overline{ET}$	$\bar{R}$	$\overline{RO}$	$\bar{S}_s$	$\bar{S}_u$	$\overline{PE}$	$\overline{PL}$	$\overline{PR}$	$\overline{PRO}$	
I	51	2	0	11	38	75	274	2	2	22	337
II	46	7	0	7	33	75	280	7	7	11	349
III	55	25	3	3	31	72	283	25	25	5	355
IV	69	55	8	1	21	65	283	55	54	5	355
V	84	94	23	4	10	47	282	95	88	12	348
VI	97	119	30	5	3	32	271	122	105	32	329
VII	84	129	51	4	2	14	242	140	112	57	303
VIII	82	108	34	7	2	12	217	123	85	104	256
IX	82	74	12	18	2	24	211	81	52	131	229
X	92	44	4	40	11	48	223	45	32	125	235
XI	84	17	0	41	26	68	244	17	16	89	271
XII	65	5	0	25	35	74	263	5	5	48	312
God.	891	679	165	166	214			717			

- $P$  - količina oborina,  
 $ET$  - evapotranspiracija,  
 $L$  - gubitak vode iz tla,  
 $R$  - punjenje tla vodom,  
 $RO$  - otjecanje,  
 $S_s$  - količina vode u površinskom sloju tla na kraju mjeseca,  
 $S_u$  - količina vode u donjem sloju tla na kraju mjeseca,  
 $PE$  - potencijalna evapotranspiracija,  
 $PL$  - potencijalni gubitak iz tla,  
 $PR$  - potencijalno punjenje tla,  
 $PRO$  - potencijalno otjecanje.

Poznata činjenica, da je zagrebačka klima vlažna, dolazi i tu do izražaja. Tijekom 8 mjeseci godišnje (IX-IV) u prosjeku je količina oborine veća nego što se može potrošiti na evapotranspiraciju. To znači, da se isparavanje vlage iz tla, direktno i preko bilja, odvija nesmetano. Od viška oborinske vode stvaraju se zalihe u tlu, a ostatak otječe u vodenim tokovima. Vlaga se u tlu skuplja prvenstveno u jesen, nakon što su se tijekom ljeta zalihe smanjile. Zimi i u rano proljeće tlo sadrži mnogo vlage, pa višak uglavnom otječe. Od svibnja do kolovoza prosječna količina oborine je manja od iznosa koji bi se trebao potrošiti na evapotranspiraciju. Taj manjak se nadoknadjuje vlagom iz tla. U to doba godine površinsko otjecanje vode i punjenje tla vodom je neznatno.

Vrijednosti u tab. 3 nisu izvedene iz srednje temperature i količine oborine u razdoblju 1862-1973. nego potječu iz 112 hidroloških proračuna za pojedine mjesece. Usprkos toga jednadžba vodne bilance - u kojoj s jedne strane dolazi zbroj oborinske vode  $P$  i gubitak vode iz tla  $L$ , a s druge strane zbroj evapotranspiracije  $ET$ , vode koja je ušla u tlo  $R$  i one koja je otekla  $RO$  - približno je zadovoljena, čak ako u nju uvrstimo godišnje sume iz tabele. S jedne strane jednadžbe imamo, naime,  $891 + 165 = 1056$ , a s druge strane  $679 + 166 + 214 = 1059$ . Neslaganje od samo 3 mm moglo je nastati već od toga što su komponente bile izračunate na desetinku, a u tabeli su zaokružene na cijeli milimetar.

Od komponenata vodne bilance donosimo ovdje in extenso mjesečne vrijednosti otjecanja  $RO$ , jer bi ono trebalo imati najviše veze s hidrološkim podacima o vodostaju i protocima (tab. 4). Zbog pretpostavki na kojim se osniva hidrološki proračun može se smatrati da vrijednosti otjecanja nisu sasvim realne u doba kad na relativno suho tlo padne snažan

pljusak, te u doba kad oborina pada u obliku snijega i ne može se otopiti istog mjeseca. U prvom slučaju - koji se događa ljeti - metoda daje manje otjecanje nego što je stvarno bilo. U drugom slučaju - a taj se događa ponekad zimi - otjecanje što ga daje hidrološki proračun nije nastupilo ili je bilo slabijeg intenziteta, te se djelomično prenosi u slijedeći topliji mjesec. Iz podataka o snježnom pokrivaču i temperaturi zraka ustanovili smo u kojim se mjesecima snijeg nije otopio, pa su pripadne vrijednosti otjecanja u tab. 4 stavljene u zagradu. Takve nepouzdanae vrijednosti pojavljuju se od prosinca do veljače (najčešće u siječnju), a bilo ih je samo 15%. U tab. 4 potcrtani su najveći iznosi otjecanja u svakom mjesecu, pri čemu nisu uzete u obzir vrijednosti u zagradama.

Tab. 4 Mjesečne vrijednosti otjecanja  $RO$  za Zagreb (mm)

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1862.	(81)	18	35	4	0	0	0	0	0	0	0	0
63.	0	0	43	0	0	0	0	0	0	0	0	0
64.	0	0	6	32	0	17	0	0	<u>64</u>	0	83	(35)
65.	<u>130</u>	35	<u>128</u>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
66.	0	0	<u>32</u>	9	9	0	0	0	14	6	97	30
67.	109	36	50	10	0	0	0	0	0	0	0	(55)
68.	(54)	0	39	44	0	0	0	0	0	0	0	0
69.	0	0	47	42	0	0	0	0	0	0	0	104
70.	50	50	36	0	0	0	0	54	0	45	82	(102)
1871.	59	2	25	0	47	20	0	0	0	0	81	(36)
72.	69	31	40	25	0	0	0	0	0	2	66	45
73.	64	102	4	44	53	0	0	0	0	0	0	0
74.	0	0	0	0	17	6	0	0	0	0	0	158
75.	14	(74)	17	0	0	0	0	0	0	0	97	33
76.	39	92	84	14	<u>112</u>	18	0	0	0	0	57	73
77.	52	41	14	42	0	0	0	0	0	0	0	0
78.	0	0	0	0	0	0	0	0	17	153	143	67
79.	57	<u>108</u>	28	63	45	0	0	0	0	0	0	(2)
80.	(22)	<u>56</u>	0	0	33	0	0	0	47	68	88	29
1881.	(99)	32	47	45	0	0	0	0	0	0	0	0
82.	3	15	12	0	0	0	0	0	4	92	67	71
83.	10	19	66	4	0	2	0	0	0	0	39	33
84.	6	14	15	32	0	0	0	0	0	0	0	121
85.	39	19	12	28	24	0	0	0	0	0	0	0
86.	99	30	59	25	0	0	0	0	0	0	0	0
87.	0	29	72	0	0	0	0	0	0	0	0	44
88.	(26)	(36)	62	23	10	0	0	0	0	0	1	17
89.	30	(102)	39	87	0	0	0	0	0	0	35	(12)
90.	3	7	2	81	0	0	0	0	0	0	0	(8)
1891.	(78)	(1)	59	57	0	0	0	0	0	0	0	0
92.	0	0	36	33	5	17	0	0	0	0	0	0
93.	(13)	39	13	0	0	0	0	0	0	0	32	20
94.	20	7	0	0	3	0	0	0	0	0	0	40



Tab. 4 (1. nastavak)

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1895.	(90)	(109)	60	52	0	0	0	0	0	59	17	95
96.	(19)	22	0	1	0	0	0	0	0	0	42	89
97.	81	24	13	0	21	24	0	0	0	30	13	56
98.	8	44	20	0	0	0	0	0	0	0	3	8
99.	13	2	45	14	44	3	0	0	17	20	0	61
1900.	81	13	58	61	3	0	0	0	0	0	0	37
1901.	(66)	(43)	60	0	0	0	0	0	0	0	0	31
02.	25	71	48	0	74	0	0	0	0	0	26	32
03.	30	10	0	99	0	0	0	0	0	0	0	121
04.	53	48	20	0	0	0	0	0	0	0	0	0
05.	0	21	43	23	17	13	0	0	0	102	157	9
06.	45	40	54	0	0	0	0	0	0	0	0	(103)
07.	44	30	0	83	0	0	0	0	0	0	0	0
08.	0	0	19	82	0	0	0	0	0	0	0	0
09.	0	0	31	0	0	0	0	0	0	0	0	21
10.	72	52	0	0	0	0	0	0	0	13	161	42
1911.	39	1	0	0	0	5	0	0	0	0	0	0
12.	0	47	49	28	0	0	0	0	31	72	78	59
13.	33	16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17
14.	(45)	9	75	0	54	0	0	0	0	0	0	0
15.	61	53	36	0	0	0	0	19	0	<u>216</u>	64	45
16.	0	51	51	41	0	0	0	0	0	0	0	103
17.	(98)	(62)	117	17	0	0	0	0	0	0	15	(61)
18.	18	8	22	0	0	0	0	0	0	20	26	79
19.	71	25	37	<u>100</u>	0	0	29	0	0	14	139	10
20.	30	3	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0
1921.	0	0	0	0	0	<u>110</u>	0	0	0	0	10	<u>170</u>
22.	0	48	35	80	0	0	0	0	0	0	22	13
23.	50	54	22	64	0	21	0	0	0	0	0	44
24.	(35)	68	39	31	33	0	0	0	0	0	0	0
25.	0	36	66	19	0	43	0	0	0	0	<u>162</u>	44
26.	36	0	13	12	0	0	<u>64</u>	<u>90</u>	21	82	<u>36</u>	53
27.	45	12	29	0	0	0	0	0	0	0	0	0
28.	0	0	0	0	40	0	0	0	0	53	44	46
29.	(62)	(66)	0	26	0	0	0	0	0	0	0	0
30.	79	54	30	12	0	0	0	0	0	32	10	89
1931.	35	64	79	71	0	0	0	0	0	0	0	0
32.	0	0	69	18	20	0	0	0	0	0	0	0
33.	(39)	42	0	0	68	9	0	0	0	12	<u>162</u>	(112)
34.	65	2	20	0	0	0	0	0	0	0	2	32
35.	31	32	11	27	0	0	0	0	0	0	0	7
36.	38	65	7	0	0	0	0	0	0	0	7	32
37.	(87)	95	93	83	0	0	0	0	0	68	129	103
38.	29	13	0	17	0	0	0	0	0	0	0	0
39.	0	0	0	0	61	0	0	0	0	0	0	22
40.	(74)	(70)	7	0	0	0	0	0	0	45	93	(49)

Tab. 4 (2. nastavak)

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1941.	(52)	74	59	37	0	0	0	0	0	0	14	32
42.	(27)	(124)	26	35	0	0	0	0	0	0	0	0
43.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
44.	0	20	41	0	0	0	0	0	0	0	64	65
45.	(77)	0	0	10	0	0	0	0	0	0	0	0
46.	0	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	18
47.	(30)	(204)	32	0	0	0	0	0	0	0	0	0
48.	0	3	0	0	0	0	10	0	0	0	21	22
49.	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
50.	0	27	0	23	0	0	0	0	0	0	0	87
1951.	77	36	66	0	0	0	43	0	0	0	0	20
52.	106	44	7	0	0	0	0	0	0	0	0	24
53.	68	42	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
54.	0	0	44	32	59	14	0	0	0	0	19	50
55.	33	83	112	0	19	0	0	0	0	46	57	33
56.	25	(52)	11	53	0	33	0	0	0	0	0	0
57.	0	34	0	9	65	0	0	0	0	0	0	0
58.	0	0	38	15	0	0	0	0	0	0	0	0
59.	52	10	7	8	0	<u>116</u>	8	3	0	0	16	<u>173</u>
60.	74	46	33	26	0	0	0	0	0	0	38	<u>73</u>
1961.	41	22	0	0	51	0	0	0	0	0	0	33
62.	86	44	72	59	0	0	0	0	0	0	132	(51)
63.	(89)	(61)	37	0	0	0	0	0	0	0	0	(87)
64.	(4)	11	47	24	16	23	0	0	0	31	13	96
65.	69	23	34	40	31	0	1	0	0	0	53	124
66.	(53)	27	32	0	0	0	17	1	0	0	105	43
67.	46	8	38	38	0	0	0	0	0	0	0	0
68.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	(11)
69.	62	96	46	0	0	4	0	0	0	0	0	(50)
70.	80	66	86	89	0	0	0	0	0	0	0	18
1971.	43	5	54	0	0	0	0	0	0	0	0	0
72.	0	0	0	75	50	49	0	0	0	0	47	12
73.	38	42	0	24	0	0	0	0	0	0	0	0
74.	0	0	0	0	8	18	0	0	0	114	41	12

1.2.2.2 Koeficijenti  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ 

Iz srednjih komponenata vodne bilance izračunali smo te koeficijente prema (1) kao omjere između stvarne i potencijalne vrijednosti za evapotranspiraciju, punjenje tla vodom, otjecanje vode i gubitak vode iz tla (tab. 5). Koeficijent evapotranspiracije  $\alpha$  pokazuje da je stvarna evapotranspiracija cijele godine jednaka ili gotovo jednaka potencijalnoj. Najnepovoljnije prilike u tom pogledu vladaju u kolovozu i rujnu, kada je zbog nedostatka vlage evapotranspiracija otprilike za jednu desetinu manja nego što bi mogla

biti s obzirom na toplinu u tom dijelu godine. Koeficijent  $\beta$  nema sasvim pravilan godišnji hod. On pokazuje da od studenog do ožujka prosječno punjenje tla vodom iznosi oko 50% od potencijalnog, tj. od onog koje bi dovelo do zasićenja tla vlagom. Glavni razlog što se zalihe vode u tlu tada povećavaju je mala ili nikakva potrošnja vlage na evapotranspiraciju zbog niskih temperatura. U srpnju i kolovozu je punjenje tla vodom najslabije, ako ga promatramo u odnosu na onu vlagu koju bi tlo moglo primiti do zasićenja. Napominjemo, da samo vrlo vlažne klime i predjeli sa slabim kapacitetom tla za vodu imaju koeficijent punjenja bliz jedinici. Redovito je on znatno manji od 1, kako to pokazuju i naše vrijednosti.

Kao što se moglo i očekivati, koeficijent otjecanja  $\gamma$  je malen. On se mijenja pravilno od maksimuma sredinom zime do minimuma krajem ljeta. Koeficijent gubitka vode iz tla  $\delta$  ima suprotan godišnji hod od ostalih koeficijenta. Dok se zimi voda iz tla praktički ne troši, dotle u dva najtoplija mjeseca tlo gubi oko 40% od one vlage koju bi moralo izgubiti na evapotranspiraciju kad ne bi bilo oborine.

Tab. 5 Koeficijenti evapotranspiracije ( $\alpha$ ), punjenja ( $\beta$ ), otjecanja ( $\gamma$ ) i gubitka vode iz tla ( $\delta$ ) -1862-1973.

Mjesec	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$
I	1,0000	0,4911	0,1076	0,0000
II	1,0000	5789	0938	0308
III	1,0000	5200	0859	1102
IV	1,0000	2741	0609	1492
V	0,9947	3051	0295	2642
VI	9737	1524	0112	2849
VII	9220	0653	0078	4541
VIII	8777	0683	0065	3983
IX	9089	1400	0081	2361
X	9801	3224	0420	1238
XI	1,0000	4588	0847	0127
XII	1,0000	5094	1049	0000

### 1.2.2.3 Višak i manjak oborine te pripadni faktori težine

Veličina  $d$  - kao razlika između stvarne količine oborine  $P$  i one količine  $\hat{P}$ , koja bi bila potrebna da održi vlagu u tlu, u bilju i u vodotocima na razini što odgovara prosječnim klimatskim prilikama za dotični dio godine - određena je također za sve mjesece u nizu. Valja naglasiti, da odstupanja  $d$  nisu identična s odstupanjima stvarne količine oborine  $P$  od dugogodišnjeg prosjeka  $\bar{P}$ . Čak bi se moglo dogoditi da u pojedinim slučajevima imaju i suprotan predznak.

U tabelama 6, 7 i 8 nalaze se informacije o viškovima i manjkovima oborine  $d$ . Za srednje mjesečne vrijednosti Palmer je pokazao teoretski da bi trebale biti jednake nuli. Kod nas su one vrlo bliske nuli, a to što joj nisu jednake posljedica je ograničene točnosti pri računanju. Usporedba medijana sa srednjakom, kao i čestine viškova i manjkova pokazuju da razdiobe veličine  $d$  nisu simetrične, nego da u većini mjeseci imaju pozitivnu kosinu. To znači, da su deficiti oborine po iznosu uglavnom manji od suficita. U svim mjesecima su i negativni ekstremi po apsolutnoj veličini manji od pozitivnih.

Stacionarnost nizova  $d$  za svaki mjesec ispitana je pomoću testa sa slijedovima (run test) na razini signifikantnosti 0,05. Pokazalo se, da svi mjeseci osim listopada podnose taj test, što znači, da se kolebanja tijekom 113 godina mogu smatrati slučajnima u svim mjesecima osim listopada. U listopadu je postojao sekularni trend koji se očituje u osobito čestim deficitima oborine posljednjih tridesetak godina.

Zbog kosih razdioba čestine i nestacionarnosti u listopadu čini se da nema mnogo smisla računati standardne devijacije kao mjeru za rasap podataka. Umjesto toga odredili smo za svaki mjesec prvi i deveti decil i njih smatramo granicama iznad kojih iznosi  $d$  postaju značajno veliki. Drugim riječima, izuzetno veliki viškovi oborine su oni koji prelaze deveti decil, a takvih ima 10%. Isto tako su izuzetno veliki manjkovi oni, koji su manji od prvog decila, a i tih ima 10%. Normalnih veličina  $d$  ima 80% i nalaze se između navedenih decila. U tab. 7 i 8 ispisane su kronološkim redom godine kad su se pojavile izuzetno velika odstupanja oborine  $d$ , a godina sa ekstremnim odstupanjem je podvučena.

Tab. 6 Višak i manjak oborine  $d$  u Zagrebu (1862-1974), srednja vrijednost, medijan, čestina viškova ( $f_+$ ), čestina manjkova ( $f_-$ ), ekstremi i dva rubna decila te pripadni faktori težine  $k$ .

Mjesec	Sred.	Medi- jan	$f_+$	$f_-$	Min.	1. decil	9. decil	Maks.	$k$
I	0,11	-1,57	52	61	-79,1	-40,4	46,0	91,6	0,033
II	0,00	-4,22	52	61	-73,7	-34,8	40,4	169,7	0,032
III	0,01	2,88	58	55	-82,1	-45,3	40,9	97,8	0,033
IV	-0,05	-1,14	54	59	-72,5	-45,3	47,9	85,1	0,035
V	-0,06	-6,41	48	65	-97,1	-54,4	64,5	119,5	0,039
VI	-0,02	2,98	62	51	-92,2	-64,2	52,7	150,7	0,042
VII	-0,04	-10,70	46	67	-102,6	-55,1	74,7	153,9	0,043
VIII	-0,02	-8,52	49	64	-96,2	-59,4	73,2	191,7	0,044
IX	0,01	-9,33	49	64	-106,4	-63,8	71,7	150,7	0,045
X	0,14	-5,00	53	60	-109,5	-72,7	80,9	212,3	0,049
XI	0,33	-5,11	51	62	-100,0	-66,4	88,1	172,9	0,046
XII	0,26	-2,63	52	61	-95,3	-53,3	65,0	134,7	0,038

Tab. 7. Godine u kojima su manjkovi oborine *d* bili ispod prvog decila

I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1864	1863	1874	1865	<u>1865</u>	1866	1885	<u>1877</u>	1865	1863	1865	1863
66	68	94	93	68	79	87	1911	95	73	73	<u>65</u>
69	69	1910	1934	84	1908	1901	22	1921	77	1907	73
<u>74</u>	74	20	39	93	16	04	32	29	91	20	91
1908	78	21	43	1917	17	21	42	32	1914	24	1927
10	1926	<u>43</u>	<u>46</u>	31	30	27	44	42	43	28	31
21	<u>28</u>	48	47	34	35	28	46	46	47	38	42
28	39	53	49	39	45	46	50	<u>47</u>	<u>49</u>	<u>42</u>	47
43	43	57	52	52	50	50	52	49	68	47	49
44	45	68	<u>68</u>	68	<u>52</u>	<u>52</u>	62	56	71	53	71
74	68	74	74	73	57	71	73	61	73	57	73

Tab. 8. Godine u kojima su viškovi oborine *d* bili iznad devetog decila

I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
<u>1865</u>	1373	<u>1865</u>	1879	<u>1876</u>	1864	1878	<u>1870</u>	1864	1875	1866	1869
67	76	76	90	90	86	1915	74	66	78	71	74
81	79	87	1903	1903	93	19	80	80	81	78	84
86	89	1914	07	07	1910	<u>26</u>	96	82	82	1905	1903
95	95	17	08	08	20	48	1908	89	95	10	06
97	1937	31	<u>19</u>	19	23	51	15	99	1905	19	16
1915	41	32	22	22	25	56	26	<u>1912</u>	<u>15</u>	25	33
17	42	37	31	37	34	59	40	16	30	33	37
37	<u>47</u>	55	37	54	56	65	63	25	39	37	50
52	55	62	70	57	<u>59</u>	66	69	28	64	44	59
62	69	70	72	74	64	72	70	54	74	<u>62</u>	65

Strogo uzevši, odstupanja  $d$  mogla bi se međusobno uspoređivati samo unutar istog mjeseca, budući da ona u sebi sadrže klimatske značajke vodnog režima za svaki pojedini mjesec. Da bi se dobile usporedive anomalije vlage treba svako odstupanje  $d$  pomnožiti faktorom težine  $K$ , koji pripada odgovarajućem mjesecu. Faktori težine, određeni prema formuli (5) navedeni su takodjer u tab. 6. Zanimljivo je da su oni međusobno slični. To znači, da se vodni režim u Zagrebu tijekom godine ne mijenja mnogo, i da postoje dijelovi godine veći od mjeseca, unutar kojih su odstupanja  $d$  u Zagrebu međusobno dobro usporediva. U te dijelove godine spadaju:

- sredina i kraj zime (siječanj do ožujka)
- proljeće i ljeto (travanj do kolovoza)
- jedan (rujan do studenog)

No, za grublje analize možemo bez daljnjega sva odstupanja  $d$  u Zagrebu međusobno uspoređivati.

#### 1.2.2.4 Anomalije vlage

Anomalije vlage  $Z$  određene prema (6) ne smatramo osobito zanimljivim podatkom sada, dok razmatramo samo zagrebački vodni režim. One postaju potrebne kad se žele uspoređivati deficiti vlage u raznim klimatskim područjima. Spomenimo za ilustraciju da se naša odstupanja  $d$  ne mogu uspoređivati s takvim odstupanjima za bilo koji dio Amerike, što ih navodi Palmer, zbog više razloga od kojih je najočitiiji taj što vlaga nije mjerena u istim jedinicama. Američke vrijednosti u inčima su po brojčanom iznosu znatno manje od naših u milimetrima. Međutim, anomalije vlage su brojevi bez dimenzije, po iznosu vrlo slični za Zagreb i za američke pokrajine. Oni se kreću oko nule, a najveća vrijednost u Zagrebu iznosi 10,42 (listopad 1915.).

#### 1.2.2.5 Indeks suhoće, suha i vlažna razdoblja

Indeksi suhoće  $X$ , taj konačni cilj čitavog postupka, određeni su za sve mjesece od I 1862. do XII 1974. uključivo (tab. 9). Od ukupno 1356 mjeseci bilo je 436 ili 32% s indeksom manjim od  $-1,00$  koji označuje suhoću, a 487 ili 36% s indeksom većim od  $+1,00$  koji označuje vlažnost. Indeksi suprotnog predznaka ne pojavljuju se izmiješano, nego obično dolaze u grupama, te tako označuju suha odnosno vlažna razdoblja različitog trajanja. Osnovni podaci o tim razdobljima navedeni su u tab. 10 i 11. Unutar nekih razdoblja bilo je kraćih prekida, kad je indeks suhoće po apsolutnoj vrijednosti bio nešto manji od jedinice. No ako se

nije smanjio ispod 0,50 smatrali smo da za prvu analizu takvi prekidi nisu bitni, te smo njihovo postojanje samo naznačili zagradama u drugom stupcu tabela 10 i 11.

Od početka mjerenja bilo je ukupno 57 suhih i isto toliko vlažnih razdoblja, pri čemu je zadnje vlažno još trajalo u prosincu 1974. Raspodjela duljine tih razdoblja prikazana je u tab. 12, a raspodjela maksimalnih intenziteta u tab. 13. Najjača suhoća s obzirom na površinsko otjecanje, stanje vlage u tlu i evapotranspiraciju bila je postignuta u listopadu 1946. ( $X = -6,09$ ) u okviru suhog razdoblja koje je trajalo 5,5 godina. Najvlažniji mjesec bio je studeni 1878. s indeksom  $X = 6,26$ .

U drugom dijelu tab. 10 i 11 nalaze se još neki podaci koji podrobnije opisuju režim vode u suhim i vlažnim razdobljima. Za suha razdoblja tu je u prvom redu podatak o odstupanju stvarne evapotranspiracije  $ET$  od one koja bi odgovarala prosječnim klimatskim prilikama ( $\hat{ET}$ ). Kako se koeficijent evapotranspiracije  $\alpha$  tokom godine u Zagrebu vrlo malo mijenja, smatrali smo dopuštenim prikazati ukupno odstupanje u svakom suhom razdoblju. Budući da su razdoblja nejednake duljine, izračunato je i prosječno odstupanje u mm/mjesec. Uglavnom postoji manjak u evapotranspiraciji, ali on je vrlo promjenljivog iznosa. Osobito je velik ljeti. Ima i nekoliko pozitivnih odstupanja, a ta su se pojavila u kratkim i suhim razdobljima slabijeg intenziteta koja zahvaćaju hladni dio godine, kad je evapotranspiracija, pa čak i ona potencijalna, beznačajna.

Naveden je, nadalje, podatak o količini vode koja je otekla tijekom cijelog suhog razdoblja i prosječno otjecanje u mm/mjesec. U većini slučajeva otjecanja uopće nije bilo, a tamo gdje je ono ipak postojalo, bilo je manje nego što bi zahtijevali normalni klimatski uvjeti. Nije moguće prikazati ukupna odstupanja  $RO-\hat{RO}$ , analogno kao što je to učinjeno za evapotranspiraciju, jer se koeficijent otjecanja  $\gamma$  tijekom godine mijenja (tab. 5), pa veličine  $\hat{RO}$  koje iz njega proizlaze ne smijemo jednostavno zbrajati.

Tab. 9 Palmerov indeks suhoće i vlažnosti (X) za Zagreb

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1862.	0,47	0,25	0,31	0,18	-0,23	-1,07	-1,70	-1,95	-2,26	-2,72	-2,56	-2,78
1863.	-2,88	-3,10	-2,42	-2,60	-2,96	-3,15	-3,54	-3,97	-3,96	-5,09	-5,02	-5,56
1864.	-5,75	0,04	-0,10	0,19	0,25	0,97	1,45	1,52	3,39	2,46	3,28	2,91
1865.	3,62	3,26	3,99	-0,84	-2,00	-1,08	-1,44	-1,93	-3,05	-2,97	-3,92	-4,76
1866.	-4,99	-4,58	-3,82	-3,47	-2,86	-3,61	1,38	1,81	2,98	2,60	3,36	2,92
1867.	3,40	3,08	2,99	-0,04	-0,21	-0,07	-0,30	-0,82	-1,42	-0,62	-1,31	0,76
1868.	0,85	0,33	0,45	0,74	-0,81	-1,62	-1,61	-2,25	-2,96	-3,54	-3,96	-3,44
1869.	-3,54	-3,56	-2,89	-2,25	-2,11	-1,62	-1,80	-1,93	-2,38	0,55	0,57	1,47
1870.	1,44	1,46	1,39	1,07	0,57	0,96	0,76	3,51	2,99	3,64	4,06	4,47
1871.	4,23	3,45	3,07	2,49	3,04	3,39	2,53	1,77	1,48	1,83	3,09	2,74
1872.	2,80	2,48	2,36	2,25	-0,69	-0,64	-1,26	0,09	0,79	1,99	2,34	2,19
1873.	2,24	2,74	2,21	2,32	2,89	-0,30	-0,64	-1,02	-0,98	-2,07	-2,91	-3,77
1874.	-4,26	-4,36	-4,54	-4,21	0,08	1,33	1,30	2,56	1,62	1,29	0,99	2,57
1875.	2,03	2,25	-0,15	-0,52	-0,79	-1,10	-1,09	-1,07	-1,48	1,84	2,73	2,38
1876.	2,14	2,55	2,90	2,63	3,90	4,19	4,27	4,23	4,67	4,01	4,08	4,12
1877.	3,84	3,53	3,01	3,01	-0,07	-0,80	-1,34	-2,62	-2,64	-3,63	-4,25	-4,19
1878.	-3,94	-4,14	-4,09	-4,07	-3,75	-3,61	1,96	2,49	2,99	5,05	6,26	5,99
1879.	5,58	5,79	5,17	5,20	5,38	-0,89	-1,15	-1,24	-1,74	-1,35	-1,11	-1,19
1880.	-1,25	-0,88	-1,23	-1,61	0,94	1,24	1,53	2,59	3,42	4,04	4,51	3,94
1881.	4,20	3,74	3,56	3,54	-0,60	-0,84	-1,34	-1,79	-2,07	1,68	-0,67	-0,83
1882.	-1,14	-1,22	-1,25	-1,43	-1,80	0,12	0,40	1,40	2,39	3,52	3,72	3,76
1883.	3,05	2,58	2,71	2,30	2,09	2,48	1,98	1,29	1,27	1,27	-1,99	-0,06
1884.	-0,43	-0,59	-0,67	-0,39	-1,07	0,65	0,71	1,22	0,85	1,45	1,05	2,01
1885.	1,80	1,47	1,13	1,20	1,54	-0,55	-1,39	0,54	-0,55	0,54	-0,95	-1,08
1886.	0,87	0,75	0,98	1,02	-0,71	0,96	0,37	0,72	-0,43	-1,25	-1,60	-1,54
1887.	-1,66	-1,53	-0,91	-1,32	-0,97	-1,29	-2,08	-2,52	-2,90	-3,04	0,40	0,84
1888.	0,61	0,58	0,88	0,89	1,11	1,05	1,09	-0,09	-0,49	0,92	0,67	0,34
1889.	0,21	0,91	0,93	1,32	0,71	0,69	1,09	0,59	1,67	2,03	1,92	-0,34
1890.	-0,70	-0,91	-1,10	0,78	0,69	0,76	0,42	-1,05	-1,43	-1,47	0,28	0,14



God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1891.	0,56	0,15	0,46	0,89	0,64	0,15	1,21	-0,42	-0,93	-2,40	-3,13	-3,60
1892.	-3,32	-3,13	0,07	0,29	0,50	1,11	1,20	1,08	-0,35	-0,75	-1,62	-1,69
1893.	-1,55	-1,33	-1,35	-1,93	-2,67	1,09	1,74	-0,77	-0,89	-1,25	1,18	-0,22
1894.	-0,41	-0,65	-1,10	-1,33	0,49	0,65	0,11	0,37	0,19	0,71	0,43	0,51
1895.	1,02	1,72	1,88	2,13	-0,21	-0,16	-0,39	-0,07	-1,09	2,82	2,33	2,82
1896.	-0,22	-0,32	-0,64	-0,69	-0,64	-1,14	-1,13	1,91	2,00	1,92	1,96	2,15
1897.	2,41	2,05	1,70	1,09	1,59	2,06	1,90	2,45	2,92	3,23	2,62	2,58
1898.	1,97	1,88	1,60	1,14	1,29	1,44	1,93	-0,42	-0,88	-0,44	-0,20	-0,55
1899.	-0,78	-1,04	0,18	0,16	0,87	1,23	0,97	0,83	2,68	2,59	1,74	1,92
1900.	2,19	1,75	1,88	2,22	2,18	2,36	1,81	2,64	-0,73	-0,84	-0,63	0,47
1901.	-0,12	-0,01	0,82	0,53	-0,86	-0,92	-1,71	-1,62	0,93	0,67	0,33	0,52
1902.	0,31	0,68	0,83	0,57	1,59	1,64	2,07	1,67	1,34	2,23	-0,04	-0,11
1903.	-0,19	-0,42	-0,68	0,97	0,66	0,63	0,84	-0,48	-0,94	-1,10	0,42	1,58
1904.	1,57	1,57	-0,09	-0,29	-0,37	-0,51	-1,36	-0,56	-0,57	-0,69	-1,25	-1,55
1905.	-1,73	-0,04	0,16	0,24	0,58	1,13	-0,42	-0,61	0,85	3,21	4,83	-0,37
1906.	-0,27	0,12	0,39	-0,47	-0,76	-1,27	-0,19	-0,50	-0,34	-0,93	-0,91	1,22
1907.	1,15	-0,04	-0,39	0,79	-0,31	-1,13	-1,00	-1,77	-2,31	-2,44	-3,49	-3,43
1908.	-3,63	-3,53	-3,13	-2,03	-2,74	-3,54	-3,82	-2,06	-2,14	-3,05	-3,29	-3,30
1909.	-3,20	-3,17	-2,80	-2,83	-2,83	-2,86	-2,58	-1,97	-1,56	-2,13	-2,54	0,44
1910.	0,76	0,88	-0,52	-0,70	-0,91	0,94	1,19	0,90	1,85	2,05	2,85	0,05
1911.	0,04	-0,35	-0,63	-0,95	0,16	0,76	-0,02	-0,89	-1,18	-1,00	-1,76	-1,97
1912.	-1,94	0,18	0,41	0,52	0,47	0,63	0,61	0,32	2,53	3,29	3,69	3,58
1913.	-0,07	-0,25	-0,57	-0,75	-0,86	-1,45	0,94	0,99	1,64	-0,77	-1,08	0,07
1914.	0,14	-0,27	0,52	0,04	1,11	-0,50	0,82	-0,62	-0,47	-1,70	-2,51	-2,54
1915.	0,66	0,80	0,79	0,54	0,21	0,50	1,57	2,70	2,57	5,78	5,70	5,21
1916.	4,22	3,98	3,84	3,76	-0,65	-1,52	-2,15	-2,66	1,44	1,46	1,30	2,05
1917.	2,49	2,54	3,23	0,01	-0,77	-1,91	-1,59	-1,83	-2,57	0,91	1,51	1,65
1918.	-0,23	-0,48	-0,49	-0,75	-0,89	0,53	0,33	0,67	1,20	2,02	1,75	2,10
1919.	2,24	1,92	1,83	2,63	2,19	2,62	3,58	3,10	3,27	3,56	4,86	-0,36
1920.	-0,43	-0,71	-1,16	-0,94	-1,17	-0,29	-0,31	-0,65	-0,90	-1,74	-2,72	-2,54

Tab. 9 (Nastavak 2)

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1921.	-2,91	-2,91	-3,30	-3,08	-2,27	-1,59	-2,25	-2,78	-3,65	-3,95	-3,73	-3,96
1922.	-3,78	-3,10	-2,69	-1,67	-1,61	-1,87	-2,20	-2,95	0,89	2,04	1,79	1,29
1923.	1,27	1,36	1,16	1,60	0,98	2,07	-0,66	-0,94	-1,64	-2,14	0,68	0,88
1924.	0,75	1,04	1,04	1,13	1,65	1,41	1,54	2,22	-0,38	-1,11	-2,22	-2,46
1925.	-2,61	0,23	0,61	0,62	0,75	1,67	0,87	0,81	2,26	2,07	3,93	3,59
1926.	3,19	2,44	2,06	1,84	1,42	1,47	3,54	5,27	5,40	6,06	5,53	5,15
1927.	4,68	-0,23	-0,19	-0,58	-0,47	-1,13	-1,81	-2,33	-2,23	-3,08	-3,97	-4,34
1928.	-4,73	-5,03	-4,53	-4,42	-2,97	-2,92	-3,46	-3,30	1,97	2,95	2,86	2,66
1929.	2,64	2,72	-0,50	-0,18	-0,31	-0,25	-0,98	-1,32	-2,25	-2,36	0,41	0,21
1930.	0,65	0,80	0,75	-0,01	-0,03	-1,26	0,07	0,43	1,06	2,52	1,95	2,40
1931.	1,11	2,22	2,53	2,91	-0,76	-1,56	-2,14	-2,12	-2,20	-2,70	-2,72	-3,15
1932.	-3,27	-3,27	-2,37	-2,09	-1,44	-1,74	-2,23	-3,19	-4,11	1,13	-0,51	-0,72
1933.	-0,50	-0,36	-0,77	-0,77	1,06	1,45	0,79	1,00	1,26	2,24	4,04	4,57
1934.	4,39	3,60	3,15	2,10	1,88	2,42	3,00	2,87	-0,07	-0,12	-0,05	-0,12
1935.	-0,19	-0,19	-0,37	-0,19	-0,20	-1,32	-1,75	-2,22	-2,64	-2,18	-2,28	0,19
1936.	0,15	0,48	-0,22	-0,44	0,24	0,52	1,20	0,66	0,74	1,45	1,02	0,84
1937.	1,28	1,81	2,33	2,89	1,95	2,03	2,50	3,29	3,79	4,44	5,50	5,77
1938.	-0,11	-0,32	-0,58	-0,51	-0,50	-0,94	-1,43	-0,35	-0,89	-1,26	-2,51	-2,52
1939.	-2,32	-2,50	-2,48	-3,03	1,43	1,55	-0,45	-1,18	-1,59	1,09	0,73	0,62
1940.	0,95	1,24	-0,24	-0,45	-0,22	-0,42	-0,79	1,09	1,67	2,58	3,29	3,09
1941.	2,91	3,05	3,08	3,03	2,53	2,15	1,40	1,65	0,95	0,99	1,55	1,32
1942.	1,05	1,91	1,67	1,73	-0,29	-0,45	-0,72	-1,53	-2,69	-3,60	-4,77	-5,25
1943.	-5,22	-5,18	-5,54	-5,51	-5,24	-4,60	-4,40	-4,72	-4,05	-5,22	-4,96	-4,66
1944.	-4,72	-4,15	-3,61	-3,54	-3,61	-3,10	-3,26	-4,03	-3,94	0,56	2,04	2,17
1945.	2,37	-0,42	-0,70	-0,62	-1,00	-1,81	-1,75	-1,54	-1,76	-2,46	-2,49	-2,52
1946.	-2,50	-2,41	-2,61	-3,18	-3,52	-3,88	-4,44	-5,24	-6,06	-6,09	-4,64	-3,98
1947.	-3,67	-1,47	-1,27	-1,75	-1,72	-1,66	-2,00	-2,56	-3,88	-4,73	-5,57	-5,79
1948.	-4,86	-4,57	-4,69	-4,49	-3,90	-3,21	-1,53	-1,35	-1,68	-1,65	-0,98	-1,08
1949.	-1,23	-1,47	-1,70	-2,10	-2,07	-1,92	-2,02	-1,88	-2,85	-4,34	-3,80	-4,09
1950.	-3,90	-3,41	-3,41	-2,92	-2,96	-3,77	-4,36	-4,92	-4,29	-4,20	0,66	1,46

God.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1951.	1,73	1,59	1,83	1,44	1,41	1,59	3,09	-0,85	0,69	-0,76	-0,78	-0,71
1952.	0,75	0,79	-0,24	-0,98	-1,69	-2,79	-3,98	-4,69	-4,43	-3,77	-3,96	0,65
1953.	0,91	0,91	-0,55	-0,86	0,12	0,57	0,52	0,71	0,86	-0,98	-1,94	-2,34
1954.	-2,46	-2,46	0,24	0,40	1,28	1,81	1,94	1,93	2,81	2,23	2,00	1,95
1955.	1,69	2,05	2,73	2,05	2,41	2,44	2,79	3,43	3,31	3,85	3,87	3,41
1956.	2,91	2,81	2,31	2,52	2,12	3,03	-0,65	-0,72	-1,86	-2,34	-2,36	-2,60
1957.	-2,48	-2,17	-2,47	-2,08	-0,91	-1,95	-1,66	-1,53	-1,72	-2,15	-3,21	-3,55
1958.	-3,36	-3,17	-2,74	-2,47	-2,82	-2,25	-2,78	-3,03	-2,86	-3,30	-3,16	-2,98
1959.	0,33	-0,25	-0,43	-0,45	0,08	2,16	3,02	3,56	3,41	2,73	2,37	3,86
1960.	3,85	3,58	3,27	3,07	2,36	1,41	1,81	1,46	1,78	2,09	2,38	2,59
1961.	2,35	1,98	1,33	1,61	1,87	1,68	2,23	-0,49	-1,39	0,12	0,30	0,34
1962.	0,83	0,86	1,23	1,64	1,57	1,56	2,42	-0,98	-0,25	-1,27	2,66	2,55
1963.	2,85	2,84	2,64	-0,35	-0,38	-0,72	-1,23	1,22	1,93	1,52	1,21	1,77
1964.	1,20	0,84	0,95	0,98	1,26	1,92	1,71	1,92	1,75	2,92	2,35	2,85
1965.	2,90	2,49	2,29	2,36	2,67	2,30	3,46	3,56	3,30	1,92	2,83	3,64
1966.	3,42	3,00	2,73	2,30	2,20	2,45	3,29	3,74	2,98	2,50	3,76	3,45
1967.	3,16	-0,28	0,11	0,37	0,19	0,31	-0,23	-0,99	-0,41	-1,37	-1,98	-2,00
1968.	-2,19	-2,38	-2,70	-3,26	-3,68	-3,50	-3,49	-2,66	-1,81	-2,90	-2,65	0,20
1969.	0,43	1,05	1,13	0,77	0,70	1,33	0,66	2,27	1,94	1,03	0,74	1,01
1970.	1,37	1,57	2,04	2,69	2,40	1,83	1,92	3,13	-0,39	-0,34	-0,77	-0,71
1971.	-0,59	-0,84	-0,49	-0,67	-1,23	-1,63	-2,32	-1,68	-2,03	-3,44	-3,80	-4,39
1972.	-4,24	-4,10	-4,03	0,91	1,63	1,36	3,33	2,98	3,15	2,26	2,74	-0,33
1973.	-0,31	-0,18	-0,63	-0,33	-1,16	-1,50	-1,51	-2,23	-2,01	-3,21	-3,90	-4,36
1974.	-5,42	-5,54	-5,67	-5,63	1,54	2,02	1,54	0,87	1,65	4,17	4,31	3,54

Tab. 10. Podaci o suhim razdobljima u Zagrebu

T r a j a n j e od	I	Broj mje- seci		Najveći intenzitet		Višak evapotran- spiracije ET-ET		Otjecanje RO		Minim. vlage u tlu mm		
		2	3	4	mjesec	Iznos	Ukup. mm		Sred. mm/mj.			
							5	6	7		8	9
VI	1862	-	I	1864.	-5,75	I	1864.	-103,8	-5,2	43,2	2,7	124,1
V	1865	-	VI	1866.	-4,99	I	1866.	-71,0	-5,1	49,9	3,6	123,9
IX	1867	-	XI	1867.	-1,42	IX	1867.	-9,7	-3,2	0	0	170,7
VI	1868	-	IX	1869.	-3,96	XI	1868.	-76,1	-4,8	88,9	5,6	123,6
VII	1872.	-			-1,26			-12,2	-12,2	0	0	200,3
VIII	1873	-	IV	1874.	-4,54	III	1874.	-5,8	-0,6	0	0	181,8
VI	1875	-	IX	1875.	-1,48	IX	1875.	-13,6	-3,4	0	0	179,4
VII	1877	-	VI	1878.	-4,25	XI	1877.	-45,9	-3,8	0	0	124,1
VII	1879	-	IV	1880.	-1,74	IX	1879.	-20,1	-2,0	80,4	8,0	167,4
VII	1881	-	IX	1881.	-2,07	IX	1881.	-31,5	-10,5	0	0	151,1
I	1882	-	V	1882.	-1,80	V	1882.	0,5	0,1	29,9	6,0	297,6
V	1884.	-			-1,07			0,5	0,5	0	0	288,7
VII	1885.	-			-1,39			-12,7	-12,7	0	0	192,2
XII	1885.	-			-1,08			0	0	0	0	330,0
X	1886	-	X	1887.	-3,04	X	1887.	-38,7	-3,0	101,6	7,8	137,0
III	1890.	-			-1,10			0	0	2,3	2,3	360,0
VIII	1890.	-	X	1890.	-1,47	X	1890	-15,7	-5,2	0	0	171,3
X	1891	-	II	1892.	-3,60	XII	1891.	-17,2	-3,4	0,2	0,0	186,1
XI	1892	-	V	1893.	-2,67	V	1893.	-8,6	-1,2	65,2	9,3	250,5
X	1893.	-			-1,25			1,1	1,1	0	0	240,7
III	1894	-	IV	1894.	-1,33	IV	1894.	0	0	0	0	326,6
IX	1895.	-			-1,09			-17,2	-17,2	0	0	186,5
VI	1896	-	VII	1896.	-1,14	VI	1896.	-1,2	-0,6	0	0	232,4
II	1899.	-			-1,04			0	0	2,1	2,1	360,0
VII	1901	-	VIII	1901.	-1,71	VII	1901.	-19,1	-9,6	0	0	167,0
X	1903.	-			-1,10			-1,0	-1,0	0	0	239,2
VII	1904	-	I	1905.	-1,73	I	1905.	10,4	1,5	0	0	195,2
VI	1906	-			-1,27			-6,3	-6,3	0	0	249,6

Tab. 10 (Nastavak 1)

I		2	3	4	5	6	7	8	9
VI	1907	- XI	1909.	VII	1908.	-5,3	131,6	4,4	144,9
IX	1911	- I	1912.	XII	1911.	-0,1	0	0	266,1
VII	1913.					-3,7	0	0	258,8
XI	1913.					0	0	0	315,1
X	1914	- XII	1914.	XII	1914.	-2,6	0	0	210,6
VII	1916	- VIII	1916.	VIII	1916.	-20,3	0	0	132,7
VI	1917	- IX	1917.	IX	1917.	-12,9	0	0	133,1
III	1920	- V	1920.	V	1920.	0,2	4,4	1,5	316,8
X	1920	- VIII	1922.	XII	1921.	-65,5	166,6	7,3	148,1
IX	1923	- X	1923.	X	1923.	-12,2	0	0	179,7
X	1924	- I	1925.	I	1925.	-6,1	0	0	250,1
VI	1927	- VIII	1928.	II	1928.	-4,9	40,1	2,7	144,5
VIII	1929	- X	1929.	X	1929.	-42,1	0	0	145,9
VI	1930.					-33,3	0	0	237,3
VI	1931	- IX	1932.	IX	1932.	-18,9	106,3	6,6	114,0
VI	1935	- XI	1935.	IX	1935.	-107,2	0	0	137,3
VII	1938.					-51,6	0	0	204,4
X	1938	- IV	1939.	IV	1939.	-10,2	0	0	217,3
VIII	1939	- IX	1939.	IX	1939.	1,0	2,1	0,3	173,6
VIII	1942	- IX	1944.	III	1943.	-17,7	0	0	128,7
V	1945	- X	1950.	X	1946.	-93,7	60,3	2,3	81,9
V	1952	- XI	1952.	VIII	1952.	-320,4	415,3	6,3	82,6
XI	1953	- II	1954.	I,II	1954.	-129,9	0	0	252,7
IX	1956	- XII	1958.	XII	1957.	0	161,5	5,8	166,0
IX	1961.					-38,4	0	0	201,7
X	1962.					-13,0	0	0	246,4
X	1967	- XI	1968.	V	1968.	1,0	0	0	195,0
V	1971	- III	1972.	XII	1971.	-0,2	0	0	148,7
V	1973	- IV	1974.	III	1974.	-32,7	0	0	150,5
						-2,8	0	0	
						-35,2	0	0	
						-2,9	0	0	



Tab. 11 (Nastavak 1)

	1	2	3	4	5					
VII	1915	- IV	1916.	10	5,78	X	1915.	486,9	48,7	341,0
IX	1916	- III	1917.	7	3,23	III	1917.	379,1	54,2	250,6
XI	1917	- XII	1917.	2	1,65	XII	1917.	76,0	38,0	360,0
IX	1918	- XI	1919.	15	4,86	XI	1919.	540,7	36,0	294,1
X	1922	- VI	1923.	(9)	2,07	VI	1923.	245,3	27,3	351,3
II	1924	- VIII	1924.	7	2,22	VIII	1924.	170,4	24,3	301,3
VI	1925	- I	1927.	(20)	6,06	X	1926.	698,3	34,9	230,3
IX	1928	- II	1929.	6	2,95	X	1928.	269,4	44,9	320,8
IX	1930	- IV	1031.	8	2,91	IV	1931.	379,3	47,4	259,2
X	1932			1	1,13			0	0	264,3
V	1933	- VII	1934.	(16)	4,57	XII	1933.	450,0	28,1	246,6
VII	1936	- XII	1937.	(18)	5,77	XII	1937.	696,4	38,7	260,2
V	1939	- VI	1939.	2	1,55	VI	1939.	61,0	30,5	348,2
X	1939.			1	1,09			0	0	304,3
II	1940.			1	1,24			70,1	70,1	360,0
VIII	1940	- IV	1942.	(21)	3,29	XI	1940.	667,1	31,8	200,9
XI	1944	- I	1945.	3	2,37	I	1945.	205,1	68,4	360,0
XII	1950	- VII	1951.	8	3,09	VII	1951.	308,7	38,6	347,4
V	1954	- VI	1956.	26	3,87	XI	1955.	639,8	24,6	285,8
VI	1959	- VII	1961.	26	3,86	XII	1959.	718,2	27,6	214,2
III	1962	- VII	1962.	5	2,42	VII	1962.	131,1	26,2	339,6
XI	1962	- III	1963.	5	2,85	I	1963.	370,3	74,1	360,0
VIII	1963	- I	1967.	(42)	3,76	XI	1966.	1049,7	25,0	254,3
II	1969	- VIII	1970.	(19)	3,13	VIII	1970.	518,0	27,3	265,1
V	1972	- XI	1972.	7	2,98	VIII	1972.	145,7	20,8	305,3
V	1974.									

Tab. 12 Trajanje suhих i vlažnih razdoblja u mjesecima; razdioba čestina

Broj mjeseci	Čestina razdoblja	
	suhih	vlažnih
1 - 3	28	20
4 - 6	8	7
7 - 9	5	11
10 - 12	4	4
13 - 15	4	2
16 - 18	2	3
19 - 21	1	4
22 - 24	1	1
25 - 27	1	2
28 - 30	2	1
31 - 36	-	-
37 - 42	-	1
> 42	1	-

Tab. 13 Maksimalni intenzitet suhих i vlažnih razdoblja; razdioba čestina

x	suha	vlažna
1 - 2	28	17
2 - 3	10	16
3 - 4	8	13
4 - 5	6	6
5 - 6	4	2
6 - 7	1	2

Napokon tabela 10 sadrži podatak o najmanjoj količini vlage u tlu, što također smatramo važnom karakteristikom suhog razdoblja. Budući da je interval vremena u proračunu iznosio 1 mjesec te se količine odnose na kraj mjeseca. Podsjećamo da je za maksimalnu količinu vlage u tlu uzeti iznos 360,0 mm.

Za vlažna razdoblja navedeno je u tab. 11 ukupno i prosječno otjecanje te ponovo najmanja količina vlage u tlu. Otjecanje je u pravilu veliko, a četvrtina svih vlažnih razdoblja imala je za cijelo vrijeme svog trajanja tlo zasićeno vodom. Evapotranspiraciju u vlažnim razdobljima nema smisla razmatrati, jer je ona morala biti jednaka potencijalnoj evapotranspiraciji.



## 2. OSVRT NA PRIMIJENJENU METODU I MOGUĆNOSTI KOJE ONA PRUŽA

U osnovi Palmerove metode sadržane su ove tri misli:

1. Ne samo biljke, nego i čitavo gospodarstvo pojedinog kraja, prilagodjeni su onom vodnom režimu kakav obično vlada u dotičnom kraju.

2. Suša nastupa onda kad dodje do velikog pomanjkanja vlage, a ono se može očitavati kao deficit u otjecanju vode - zbog čega se smanjuje nivo vode u vodotocima i bazenima, kao pomanjkanje vlage u tlu i kao nedostatak vode za evapotranspiraciju.

3. Što dulje traje pomanjkanje vlage, to su teže njegove ekonomske posljedice.

Iz toga slijedi, da pri odredjivanju intenziteta suše treba učiniti ova tri koraka:

1. Ustanoviti za svaki mjesec (ili neki drugi osnovni interval vremena) onu količinu oborine koja bi bila potrebna za potrošnju kakva je u tom mjesecu uobičajena, tj. koja bi evapotranspiraciju, količinu vlage u tlu, u vodotocima i bazenima održala u granicama normale za dotični predio i doba godine. Ta potrebna količina oborine ne ovisi samo o prosječnim ili klimatskim prilikama, nego i o temperaturi promatranog mjeseca (koja diktira evapotranspiraciju) i o količini vlage koja se zatekla u tlu.

2. Usporediti stvarnu količinu oborine s tom izračunatom, potrebnom količinom, iz čega odmah slijedi podatak o odstupanju vlažnosti od normale.

3. Mjeru za intenzitet suhoće izraditi na temelju akumuliranih odstupanja vlažnosti od normale.

Pri tome su u točku 2 i 3 uključeni još neki matematički postupci koji imaju za svrhu učiniti mjeru za intenzitet suhoće univerzalnom, tako da se može upotrijebiti u različitim klimama, tj. da bude usporediva u vremenu i prostoru.

Zamisao je logična, jednostavna i originalna. Postupak nije tako jednostavan, jer se potrebna količina oborine može odrediti tek iz dugog niza meteoroloških mjerenja (temperature i oborine) i to ne direktno, nego posredno, jer najprije treba poznavati komponente vodne bilance u osnovnim jedinicama vremena. Drugu poteškoću predstavlja onaj dio postupka u kojem se podacima pridjeljuju težine i gdje se oni preuredjuju tako da bi postali usporedivi. Nije problem primijeniti Palmerovu metodu, ali je pitanje koliko je ona valjana za krajeve izvan SAD. Ona je, naime, izrađena na temelju empiričkih podataka iz Sjedinjenih Američkih država i pokazalo se da tamo daje dobre rezultate.

Prije eventualne šire upotrebe Palmerove metode u našim krajevima bilo bi dobro proučiti usporedivost rezultata koje ona daje kod nas. Zasad, dok određujemo intenzitet suhoće samo na jednom mjestu, to nije toliko važno. Jedino bi, iz opreza, bilo možda preporučljivo numeričkim vrijednostima indeksa suhoće ne pridjeljivati bez daljnjega opisne oznake navedene u tab. 1.

U Palmerovom postupku vrlo je važan podatak o potencijalnoj evapotranspiraciji. Danas se ona određuje po Thornthwaiteovoj metodi, dakle samo na osnovi temperature zraka, dok bi rezultati bili sigurno bliži realnosti kad bi se mogao uzeti u obzir i utjecaj vjetra. Određujući komponente bilance vode Palmer je pošao od pretpostavke da se oborinom najprije namiruje evapotranspiracija, zatim se puni tlo, a tek nakon toga višak otječe. Isti taj redoslijed upotrijebio je već i prije Thornthwaite u svojem proračunu hidričke bilance. Redoslijed je logičan i odgovara stvarnosti u većem dijelu godine; možda nije ispunjen kod jakih ljetnih pljuskova. Analogno je uzeto da, kad nema dosta oborine, manjak nastaje najprije u otjecanju, zatim se očituje na vlazi u tlu, a iza toga na evapotranspiraciji. Posljedica takvog redoslijeda u trošenju vode jeste da u suhim razdobljima po Palmeru ima najviše takvih mjeseci u kojima je otjecanje bilo u deficitu. (Zapravo bi svi suhi mjeseci trebali imati otjecanje manje nego što odgovara klimatskoj normali. Medjutim, u nekoliko smo slučajeva ustanovili  $RO - R\hat{O} > 0$  uz  $X < -1,00$ . To, čini se, nema fizikalnog smisla, nego je posljedica matematičkog postupka za računanje indeksa  $X$  u kojem je prevladao utjecaj prethodnih mjeseci. Naime, indeks je prethodnog mjeseca bio tako malen, da ga makar i obilna oborina nije uspjela odmah učiniti većim od  $-1$ . No u svakom od takvih slučajeva je "vjerojatnost" za svršetak suše naglo porasla; suša nije bila definitivno prekinuta samo zato što je oborina bila kratkotrajna, te je već slijedećeg mjeseca manjak vode bio opet velik.) Nadalje broj suhih mjeseci u kojima tlo nije primilo dosta vlage je manji a najrjedji je slučaj manjak vode za evapotranspiraciju. Sigurno je, da pojedine privredne grane ne bivaju jednako oštećene bilo kojim od tih oblika nestašice vode. U poljoprivredi je važno da evapotranspiracija teče normalno i da je tlo dosta vlažno za obradu. Prema tome nisu od interesa ona suha razdoblja u kojima je nestašica vode došla do izražaja samo u otjecanju. Onim privrednim granama koje se služe vodom iz akumulacionih jezera ili iz vodotoka bit će naprotiv važni upravo manjkovi u otjecanju. Velika je prednost Palmerove metode što daje komponente vodne bilance. One omogućuju da se provede dublja analiza suhog razdoblja i da se ta analiza prilagodi specijalnoj svrsi.

Palmer se u proračunu bilance vode približio realnosti više od Thornthwaitea. Uzeo je da gornji sloj tla intenzivnije sudjeluje u primanju oborine i evapotranspiraciji nego donji sloj. Proračun daje količinu vode u svakom od tih slojeva, što je sigurno od interesa za poljoprivredu. Osim toga, Palmer uzima varijabilni kapacitet tla za vodu, koji ovisi o vrsti tla, dok je Thornthwaite računao s fiksnim kapacitetom od 100 mm.

Medju dobre strane Palmerove metode spada svakako i to što se ona ne ograničuje samo na pojavu suhoće, nego razmatra režim vode općenito, te tako daje podatke i o razdobljima kad je vlaga bila normalna ili veća od normale.

Konačno dolazimo do glavnog razloga zbog kojeg je u okviru teme "Meteorološka prognoza sušnih perioda" bila upotrebljena Palmerova definicija suhoće.

Željeli smo označiti stupanj suhoće, a i vlažnosti, sv akog pojedinog mjeseca u proteklom stoljeću da tako dodjemo do brojčanog niza podataka koji bi se dalje mogao podvrgnuti analizi. U okviru ove teme zanima nas posebno takva analiza koja može dovesti do prognoze suhoće, odnosno vlažnosti.

Budući da je indeks definiran tako da u njega ulazi temperatura zraka i količina oborine tekućeg, a i prethodnih mjeseci, kao i količina vlage u tlu, mogla bi se prognoza tog indeksa dobiti na temelju mjesečnih prognoza temperature i količine oborine. U računu bi trebalo uvažiti zajedničko djelovanje tih elemenata na vodnu bilancu i uključiti sadržaj vlage u tlu. Ukratko, trebalo bi predvidjeti ponašanje vode u cijelom sistemu tlo s vodotocima - atmosfera, da bi se došlo do buduće vrijednosti indeksa. Takav, u biti fizikalni, postupak ne bi bio jednostavan, a danas je još neprovediv, jer nema pouzdanih mjesečnih meteoroloških prognoza.

Preostaje statistički pristup problemu prognoze. Tu se buduće ponašanje indeksa predviđa na temelju poznavanja njegova vladanja u prošlosti. Statistička prognoza meteoroloških elemenata osnivala se dosad obično ili na analizi povratnih perioda ili na periodicitetima koji su u kronološkom nizu podataka bili ustanovljeni. U prvom slučaju dobiva se prosječni razmak između dvije vrijednosti određenog intenziteta, npr. između dviju jakih suša. U drugom slučaju dobio bi se trend kojeg će se pridržavati buduće vrijednosti. Nažalost, takva procjena je gruba, jer su - osim dnevne, godišnje i eventualno 11-godišnje - ostale periodičnosti u meteorološkim nizovima slabo izražene, nepravilne, a i fizikalno neobjašnjene. Mi smo pokušali doći do prognoze nepoznate vrijednosti Palmerovog indeksa za mjesec koji slijedi pomoću sasvim moderne teorije analize i prognoze vremenskih nizova, koju su razradili Box i Jenkins [2].

## 3. NEKE ZNAČAJKE NIZA PALMEROVOG INDEKSA ZA ZAGREB

Prije nego prijedjemo na prognozu prikazat ćemo ukratko vrijednosti Palmerovog indeksa za Zagreb, koje su ispisane u tab. 9. To su vrijednosti za svaki mjesec od I 1862-XII 1974., tako da ih ima 1356. One ne pokazuju nikakav godišnji hod, jer takvu mogućnost isključuje sam postupak po kojem se indeks računa. Oscilacije, koje se na prvi pogled vide kad niz indeksa prikažemo grafički, nepravilne su i period im je kraći od 3 ili 4 godine. Takve oscilacije ne mogu se pripisati fluktuacijama klime, jer su prekratke. One ne mogu poslužiti niti za prognozu, jer su vrlo nepravilne. Zato ih nećemo pobliže razmatrati.

Na slici se nadalje mogu uočiti dva nešto dulja razdoblja, kad je razina oko koje se indeks kreće bila drugačija nego inače. To je suho razdoblje od ljeta 1942. do jeseni 1950. i vlažno od početka 1959. do početka 1967. Svako razdoblje trajalo je manje od 10 godina i gotovo su se nadovezala jedno na drugo. To pokazuje da se ovdje ne radi o nekoj promjeni klime koja bi se sastojala u osušenju ili povećanju vlažnosti. U tab. 14 navedeni su srednjaci i medijani za cijeli niz i za spomenuta njegova dva odsječka.

Tab. 14 Srednjak i medijan Palmerovog indeksa za Zagreb

Razdoblje	1862-1974.	VII 1942-X 1950.	I 1959-I 1967.
broj mjeseci	1356	100	97
srednjak	0,00	-3,26	1,86
medijan	0,06	-3,41	2,12

Važno je ustanoviti postoji li u našem nizu neki trend koji bi se mogao protumačiti promjenom klime. Taj bi se trend morao očitavati u dugotrajnom porastu ili smanjenju, bilo razine oko koje vrijednosti indeksa kolebaju, bilo amplitude tih kolebanja. Da to ispitamo, podijelili smo niz na 11 jednako dugih odsječaka - svaki po 123 mjeseca - (na kraju je ostao listopad, studeni i prosinac 1974. neobuhvaćen u tu podjelu), za svaki odsječak izračunali smo i srednjak i varijancu, te na obje veličine primijenili test sa slijedovima (run test) kao test za ispitivanje stacionarnosti. Naime, ako se tijekom više desetaka godina razina oscilacije mijenjala u jednom smislu, npr. povećavala, onda se to mora očitavati na srednjacima naših 11 odsječaka. Oni koji kronološki dolaze prije bit će uglavnom svi manji od zajedničkog medijana, a oni

zadnji bit će veći. Pozitivna i negativna odstupanja od medijana neće dakle biti dosta izmiješana. Analogno će varijance pokazati jednu li amplitude kolebanja bile podvrgnute trendu.

Tab. 15 Elementi potrebni za testiranje stacionarnosti niza Palmerovog indeksa pomoću testa sa slijedovima

Redni broj odsječka	Srednjak	Varijanca
I	-0,24 <sub>-</sub>	6,80 <sub>+</sub>
II	0,60 <sub>+</sub>	8,29 <sub>+</sub>
III	0,30 <sub>+</sub>	2,27 <sub>-</sub>
IV	0,60 <sub>+</sub>	1,79 <sub>-</sub>
V	-0,50 <sub>-</sub>	2,94 <sub>-</sub>
VI	0,14	4,73
VII	0,00 <sub>-</sub>	6,05 <sub>+</sub>
VIII	0,05 <sub>-</sub>	6,93 <sub>+</sub>
IX	-2,02 <sub>-</sub>	4,25 <sub>-</sub>
X	0,73 <sub>+</sub>	4,48 <sub>-</sub>
XI	0,19 <sub>+</sub>	6,31 <sub>+</sub>
Medijan	0,14	4,73

U tab. 15 navedeni su srednjaci i varijance za svaki od 11 odsječaka niza. Uz svaki srednjak i varijancu označeno je dolje predznakom da li je veći ili manji od odgovarajućeg medijana, koji je također naveden u tabeli. Tako smo kod varijance ustanovili da ima  $d = 5$  slijedova s jednakim predznacima, a kod srednjaka  $d = 4$  (ili  $d = 6$ ) takvih slijedova (jer šestom odsječku ne možemo pridijeliti nijedan predznak). Budući da je niz od 11 članova malen, nismo pri testiranju smjeli upotrijebiti normalnu aproksimaciju, kao što se to obično radi, nego smo teoretske gustoće za  $d$  računali po originalnim formulama [10]:

$$\text{za parni } d \quad h(d) = 2 \frac{\binom{n/2-1}{k-1}^2}{\binom{n}{n/2}}, \quad k = \frac{d}{2}$$

$$\text{za neparni } d \quad h(d) = 2 \frac{\binom{n/2-1}{k} \binom{n/2-1}{k-1}}{\binom{n}{n/2}}, \quad k = \frac{d-1}{2}$$

Kako se gustoća ne mijenja kontinuirano, ne možemo unaprijed zadati veličinu testa  $\alpha$ , nego ju treba odrediti iz relacije:

$$\sum_{d=2}^{d_0} h(d) = \alpha$$

Granice kritičnog područja i vjerojatnosti pogreške prve vrste  $\alpha$ , (vjerojatnost da niz proglasimo nestacionarnim, ako je on stacioniran) navedene su u tab. 16.

Tab. 16 Granice lijevog kritičnog područja  $d_0$  i pripadne vjerojatnosti za pogrešku prve vrste  $\alpha$  uz duljinu niza  $n = 10$  i  $n = 12$

$d_0$	$n = 10$ $\alpha$	$n = 12$ $\alpha$
2	0,008	0,002
3	0,040	0,013
4	0,167	0,067

Uz vjerojatnost pogreške prve vrste manju od 0,05 zaključujemo da je niz Palmerovih indeksa stacionaran, i obzirom na razinu oko koje se vrijednosti kreću, i s obzirom na raspon kolebanja. Tu nismo uzeli u obzir one oscilacije u razini i amplitudi koje su kraće od 10 godina, jer za njih smatramo da nemaju klimatskog značenja.

Stacionarnost razine pokazat će na drugi način i tab. 20 u poglavlju 4.2.1.

Medju vrijednostima indeksa koje su vremenski bliske postoji perzistencija. Velike razlike medju susjednim vrijednostima dosta su rijetke, pa cijeli niz izgleda kao da je na neki način izglađen. Egzaktno to pokazuju autokorelacije našeg niza (tab. 20). Formalni uzrok za perzistenciju nalazimo u formuli po kojoj se Palmerov indeks za  $i$ -ti mjesec računa, i koja glasi:

$$X_i = 0,897 \cdot X_{i-1} + (1/3)z_i$$

gdje je

$z_i$  - anomalija vlage tekućeg mjeseca.

Vidimo da indeks prethodnog mjeseca ulazi s velikim koeficijentom u tekuću vrijednost indeksa, čime je Palmer htio postići to da mjera za intenzitet suše  $X$  bude ovisna o trajanju suše. Jasno je naime, da kratkotrajne suše ne mogu imati težih posljedica, pa je besmisleno i govoriti o jakoj suši ako nije trajala dulje vremena. Osim ovog formalnog, matematičkog uzroka

perzistencije postoji i osnovni fizikalni razlog, kakav je prisutan i u svim meteorološkim nizovima. Taj razlog potječe od atmosferskog mehanizma koji upravlja vodnim režimom, i koji se odvija u obliku kontinuiranog procesa. Proces, dakako ne možemo izraziti matematički tako da bi vrijednosti indeksa postale determinirane i to zato, jer mnoštvo neprekidno promjenljivih faktora djeluje na vodni režim. Oni unose slučajnu komponentu u niz Palmerovih indeksa kao i u nizove svih meteoroloških elemenata. Pobljiže će o toj slučajnoj komponenti biti govora u poglavlju 4.2.

Napokon, bilo bi potrebno klasificirati intenzitete suhoće (vlažnosti) pomoću numeričkih vrijednosti indeksa. Palmer je predložio jednu klasifikaciju, izradjenu u skladu s učincima poznatih suša u SAD, i po njoj su granične vrijednosti indeksa koje omedjuju normalni vodni režim, blagu, umjerenu, oštru sušu itd., okrugli brojevi. Ekstremna suša označena je indeksom  $X \leq -4,00$  a ekstremna vlažnost indeksom  $X \geq 4,00$ . Granice normalnog vodnog režima su  $X = \pm 1,00$ .

Smatramo da ovakvu klasifikaciju ne bi valjalo naprosto preuzeti bez pobljižeg ispitivanja našeg materijala. Budući da se zagrebački niz pokazao stacionarnim, izračunali smo mu varijancu i ona iznosi 5,49. Standardna devijacija je dakle  $\sigma = 2,34$ . Pogledat ćemo sad je li razdioba čestina Palmerovog indeksa bar donekle simetrična, što bi bio preduvjet da se može primijeniti Chapmanov kriterij, koji se obično upotrebljava kad treba razgraničiti izuzetno velike i male vrijednosti od onih koje se nalaze u granicama normale. Tab. 17 pokazuje ne samo da ona jest dosta simetrična, nego i da je slična odgovarajućoj normalnoj razdiobi, što je potvrdio i  $\chi^2$  test. Prema tome, možemo se poslužiti Chapmanovim kriterijem, u kojem su granične vrijednosti klasa višekratnici standardne devijacije. Klasifikacija suhoće i vlažnosti po tom kriteriju nalazi se u tab. 18.

Tab. 17 Razdioba čestina Palmerovog indeksa za Zagreb i odgovarajuća normalna razdioba uz  $\mu = 0$  i  $\sigma = 2,34$ ; postoci

X	čestina Palmerovog indeksa	normalne čestine
< -7	0	0,1
-7 do -5	1,6	1,5
-5 do -3	10,1	8,4
-3 do -1	20,5	23,3
-1 do 1	32,0	33,4
1 do 3	26,6	23,3
3 do 5	7,8	8,4
5 do 7	1,4	1,5
> 7	0	0,1

$$0,10 < P(\chi^2_{(2)} > 1,26) < 0,90$$

Tab. 18. Klasifikacija Palmerovog indeksa za Zagreb prema Chapmanovom kriteriju

indeks X	oznaka vodnog režima
< -7,02	izvanredno suho
-7,02 do -4,68	vrlo suho
-4,68 do -2,34	suho
-2,34 do 2,34	normalno
2,34 do 4,68	vlažno
4,62 do 7,02	vrlo vlažno
> 7,02	izvanredno vlažno

Ta je podjela u sredini grublja od Palmerove, a na rubovima detaljnija od nje. U klasi normalnog vodnog režima ona obuhvaća oko 68% podataka, dok bi po Palmerovoj podjeli u takvoj klasi bilo samo oko 33% mjeseci. Tab. 19 daje broj mjeseci u zagrebačkom nizu veličine 1356, koji padaju u rubne klase po Palmerovoj podjeli i prema Chapmanovom kriteriju.

Tab. 19 Broj mjeseci s abnormalnim vodnim režimom u Zagrebu u razdoblju 1862-1974.: a) prema Palmerovoj klasifikaciji i b) prema Chapmanovom kriteriju

	a		b	
	aps.	%	aps.	%
ekstremno suho	68	5,0	izvanredno suho	0 0
			vrlo suho	33 2,4
ekstremno vlažno	40	2,9	vrlo vlažno	21 1,5
			izvanredno vlažno	0 0

Vidimo da prema podjeli b) vrlo vlažnih i suhih mjeseci ima ukupno blizu 4%, a prema podjeli a) ekstremno vlažnih i sušnih ima čak dvostruko toliko. Logično je, međutim, da se ono što smatramo velikim odstupanjima od normale, rijetko kad događa, a da one vrijednosti koje često nastupaju zovemo normalnima. Zato smatramo da je klasifikacija suhoće i vlažnosti na temelju Chapmanovog kriterija bolja za naš niz od one koju je predložio Palmer.

Ovdje treba dodati jednu napomenu. Razdioba čestina Palmerovih indeksa kojima raspolažemo, slična je normalnoj



razdiobi. Takvu sličnost pretpostavlja kriterij što smo ga upotrijebili da odredimo koje su vrijednosti indeksa česte, ili normalne, a koje nisu. Podjela se osniva na dosad izmjerena vrijednostima, ali će vrijediti i u buduću, ako se mehanizam koji upravlja vodnim režimom u nas jače ne promijeni. To znači, i u budućnosti će biti malo takvih mjeseci koje smo označili kao vrlo vlažne. Međutim, ne bi valjalo ni aproksimativno uzeti da je indeks podvrgnut normalnoj razdiobi, tj. da je on slučajna normalna varijabla, i na temelju toga računati vjerojatnosti da buduća vrijednost indeksa padne u izvjesni interval. To bi nas dovelo do sasvim krivih zaključaka, jer jaka perzistencija u nizu indeksa čini da on nije sličan slučajnoj varijabli.

#### 4. STATISTIČKA PROGNOZA VREMENSKOG NIZA PALMEROVIH INDEKSA PO METODI BOXA I JENKINSA

##### 4.1 Kratak opis metode

##### 4.1.1 Analiza vremenskog niza

Prvi korak metode Boxa i Jenkinsa jest analiza postojećeg vremenskog niza, koji se smatra slučajnim uzorkom iz nepoznate, beskonačne populacije nizova. Pod vremenskim nizom razumijevamo kronološki poredan niz podataka dobivenih empiričkim putem u jednakim vremenskim razmacima. Svrha analize je ustanoviti kakav statistički model vrijedi za tu populaciju, tj. kakav model se može pridijeliti postojećem vremenskom nizu. Najopćenitiji oblik statističkog modela Boxa i Jenkinsa glasi:

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \dots + \phi_p w_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} + \theta$$
(12)

kaže se da taj model ima stupanj  $(p, d, q)$ .

Indeksi  $t, t-1, \dots$  označuju vremena kojima pripadaju vrijednosti  $w$  i  $a$ . Veličine  $w$  dobiju se iz samih članova vremenskog niza, koje ćemo označiti s  $x$ : to su "razlike stupnja  $d$ " među članovima. Tako imamo:

$$\begin{aligned} \text{za } d = 0 & \quad \text{je } w_t = x_t \\ \text{za } d = 1 & \quad \text{je } w_t = x_t - x_{t-1} \\ \text{za } d = 2 & \quad \text{je } w_t = x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2} \\ \text{za } d = 3 & \quad \text{je } w_t = x_t - 3x_{t-1} + 3x_{t-2} - x_{t-3} \\ & \quad \text{itd.} \end{aligned}$$

Ako je originalni vremenski niz  $x$ -ova stacionaran u tom smislu da mu se vrijednosti kreću oko čvrste razine, onda stavljamo  $d=0$ , tj. tražimo model za taj originalni niz. Metoda Boxa i Jenkinsa ne može se izravno primijeniti na nizove kojima je razina oscilacije podvrgnuta trendu. Takav nestacionarni niz potrebno je najprije dovesti u stacionarni oblik, a to se često može postići upotrebom prikladne razlike stupnja  $d$ . Osnovni je uvjet, dakle, da vremenski niz  $w$  kojemu želimo pridijeliti relaciju (12)

oscilira oko jedne, čvrste razine. Veličinom  $\theta_0$  uzima se u obzir numerička vrijednost te razine. S  $\underline{a}$  je označen tzv. bijeli šum. To je slučajna varijabla za koju se uzima da je podvrgnuta normalnoj razdiobi sa srednjakom nula. Veličine  $\phi$  i  $\theta$  su parametri modela. Oni moraju ležati unutar izvjesnih granica da bi se prognoza po Boxu i Jenkinsu mogla uspješno primijeniti.

U relaciji (12) ne moraju svi članovi postojati. Ako neki od njih iščeznu, statistički model se pojednostavnjuje. Prvi korak analize jest ustanoviti stupanj modela  $(p, d, q)$ , tj. vremenski niz učiniti stacionarnim i ustanoviti koliko bi parametara  $\phi$  i  $\theta$  trebao imati traženi model. Od veličina  $p$  i  $q$  mora bar jedna biti različita od nule. Što su  $p$ ,  $d$  i  $q$  manji brojevi, to je model jednostavniji i prognoza pomoću njega brža. Medju specijalne slučajeve općeg modela (12) spada poznati statistički model autoregresije - stupanj mu je  $(p, 0, 0)$  - i model kliznog srednjaka, koji ima stupanj  $(0, 0, q)$ . Model  $(p, 0, q)$  zove se miješani model autoregresije kliznog srednjaka.

Stacionarnost niza može se ispitati na razne načine, medju ostalim pomoću korelograma, jer se autokorelacije stacionarnog niza smanjuju kad pomak raste. Kad je postignuta stacionarnost biranjem odgovarajuće razlike stupnja  $d$ , onda se procjenjuje broj  $p$  parametra autoregresije  $\phi$  i broj  $q$  parametara kliznog srednjaka  $\theta$ . Procjena se osniva na autokorelacijama i parcijalnim autokorelacijama stacionarnog vremenskog niza. U biti ona se često može svesti na jednostavno traženje sličnosti izmedju postojećeg korelograma i poznatih teoretskih korelograma koji pripadaju izvjesnim statističkim modelima.

Pošto je stupanj modela procijenjen treba naći numeričke vrijednosti parametara  $\phi$  i  $\theta$ , veličinu  $\theta_0$  i varijancu bijelog šuma  $\sigma_a^2$ . Budući da u praksi raspoložemo samo jednim vremenskim nizom, koji je tek uzorak iz nepoznate populacije, nećemo moći saznati prave vrijednosti navedenih parametara za populaciju. No metodom maksimalne vjerojatnosti možemo doći do najvjerojatnijih procjena za parametre.

Može se naine pokazati da logaritam združene gustoće vjerojatnosti  $\ell$ , koji za konkretni uzorak (vremenski niz) od  $N$   $w$ -ova ovisi samo o parametrima modela, glasi:

$$\ell(\underline{\phi}, \underline{\theta}, \sigma_a) = f(\underline{\phi}, \underline{\theta}) - N \ln \sigma_a - \frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=-\infty}^N \{E[a_t / \underline{\phi}, \underline{\theta}]\} \quad (13)$$

Tu smo s  $\underline{\phi}$  označili sve parametre  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ , s  $\underline{\theta}$  sve parametre  $\theta_1, \theta_2, \dots$ . U zagradi pod znakom sume je očekivana vrijednost bijelog šuma uz odabrane parametre. Za nizove koji imaju oko 100 ili više članova, funkcija  $f$  je zanemarljivo mala, te je u gornjoj relaciji dominantni član na desnoj strani susa kvadrata:

$$S = \sum_{t=-\infty}^N \{E[a_t / \phi, \theta]\}^2 \quad (14)$$

Varijanca bijelog šuma je također funkcija parametara. Prema tome najvjerojatnije će biti one vrijednosti parametara uz koje suma  $S$  ima minimum. Iz toga slijedi, da treba poznavati vrijednosti sume  $S$  za različite kombinacije parametara. Tu je poteškoća u tome, što sumiranje počinje prije početka našeg vremenskog niza, naime kod  $t=-\infty$ , a ne kod  $t=1$ . A iz relacije (12), uz odabrane parametre, ne može se izračunati bijeli šum  $a_t$  niti za prvih nekoliko pozitivnih časova  $t$ , a kamoli za  $t \leq 0$ , baš zato jer ne znamo  $w_t$  u vremenima

prije  $t=1$ . Poteškoću su Box i Jenkins riješili za izvjesnu grupu vremenskih nizova koji zadovoljavaju tzv. uvjet reverzibilnosti (parametri  $\theta$  leže unutar odredjenih granica), tj. za koje postoji samo jedna relacija što povezuje član vremenskog niza  $w_t$  s članovima koji su nastupili poslije vremena  $t$ . Takva je relacija prikladna za "prognozu unatrag". Pomoću nje računa se rekurentno  $w_0, w_{-1}, w_{-2}, \dots$  itd. Račun se može prekinuti kad takve očekivane vrijednosti za  $w$  postanu zanemarivo male s obzirom na točnost računanja, jer tada i pripadne očekivane vrijednosti bijelog šuma  $E[a]$  moraju biti vrlo malene. Pošto je tako vremenski niz produljen unatrag koliko je potrebno, računaju se prema modelu (12) vrijednosti  $a_t$  i suma njihovih kvadrata  $S$ , koja je od beskonačne svedena na konačnu.

Varijanca bijelog šuma  $\sigma^2$  procjenjuje se iz najmanje sume kvadrata  $S$ . Budući da najvjerojatniji estimatori parametra posjeduju svojstvo inverijantnosti, to opću konstantu  $\theta_0$  procjenjujemo iz srednjaka originalnog niza  $x$ -ova i iz procjena za parametre  $\phi$ .

Provjera, je li model adekvatan podacima, osniva se na analizi veličina  $a_t$  za  $t=1, 2, \dots, N$ . Ako je model dobro prilagodjen podacima onda se te veličine moraju ponašati doista kao bijeli šum, tj. kao normalna slučajna varijabla sa srednjakom nula. To znači da im autokorelacije  $r_x(a)$  moraju iščezavati za  $k > 0$ . Osim toga pokazuje se da veličina:

$$Q = N \cdot \sum_{k=1}^K r_k^2(a) \quad (15)$$

mora biti  $\chi^2$  varijanta s  $K-p-q$  stupnjeva slobode. (U slučaju  $\theta_0 \neq 0$  broj stupnjeva slobode je manji za 1.)

#### 4.1.2 Prognoza vremenskog niza

Drugi korak metode Boxa i Jenkinsa, tj. sama prognoza, polazi od statističkog modela koji odgovara postojećim podacima, dakle od poznate relacije (12). Osnovna je pretpostavka da će dotični model odgovarati podacima i u buduće.

Uzmimo da se prognoza pravi u času  $t$  za  $l$  koraka u vremenu unaprijed, dakle za čas  $t+l$ . Postoji dokaz, da je najbolja prognoza, tj. takva koja ima najmanju srednju kvadratnu pogrešku, ona koja se dobije kao očekivana vrijednost vremenskog niza za čas  $t+l$ . U relaciji (12) treba dakle u indeksima  $t$  zamijeniti s  $t+l$  i zatim u svim članovima te relacije prijeći na očekivane vrijednosti.

$$E[w_{t+l}] = E[\phi_l w_{t+l-1} + \dots + \phi_p w_{t+l-p} + a_t - \theta_1 a_{t+l-1} - \dots \\ \dots - \theta_q a_{t+l-q} + \theta_0] \quad (16)$$

Na lijevoj strani je sad najbolja prognoza za čas  $t+l$ . Desna strana dobiva mnogo jednostavniji oblik kad se uvažavaju pravila za računanje s očekivanim vrijednostima i činjenica da je očekivana vrijednost varijable koja se već dogodila jednaka toj varijabli, a očekivana vrijednost bijelog šuma koja se još nije dogodila, jednaka nuli. Ipak se prognoza za čas  $t+l$  ne može računati direktno, nego postepeno, tj. najprije za  $t+1$ , pomoću nje za  $t+2$  itd. Iz tog je jasno da je najmanja vjerojatnost da bude pogrešna ona prognoza koja se odnosi na čas  $t+1$ . Što je dulji vremenski interval  $l$  za koji računamo prognozu, to je interval povjerenja oko prognoze širi i mogućnost pogreške veća.

#### 4.2. Primjena na zagrebački niz Palmerovih indeksa

##### 4.2.1 Statistički model

Kao uzorak upotrijebili smo vremenski niz s 1354 člana od I 1862. do X 1974. Tab. 20 sadrži autokorelacije, a tab. 21 parcijalne autokorelacije za originalni niz Palmerovih indeksa te za izvedene nizove prvih i drugih razlika. Autokorelacije su određene za pomake  $k = 0$  do  $k = 25$  po formuli

$$r_k = \frac{c_k}{c_0}$$

$$c_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (w_t - \bar{w})(w_{t+k} - \bar{w}) \quad (17)$$

$$\bar{w} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N w_t$$

Parcijalna autokorelacija  $r_{kk}$  izražava zavisnost izmedju dvije vrijednosti u vremenskom nizu medjusobno udaljene za  $k$  uz uvjet da su ostali članovi niza fiksni. Odredjena je za pomake  $k = 1$  do  $k = 10$  po formuli:

$$k = 1: \quad r_{kk} = r_1$$

$$k = 2, 3, \dots, 10 \quad r_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j} \quad (18)$$

$$r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,k-j} \quad j = 1, 2, \dots, k-1$$

Već originalni niz  $X$ -ova pokazuje vrlo lijepo gušenje autokorelacija s rastućim pomakom  $k$ , tako da neće biti potrebno služiti se nizom razlika. Korelogram za  $X$  ima tipičan izgled korelograma za čisti model autoregresije, jer vidimo da postoji jaka zavisnost medju bliskim članovima vremenskog niza i da se ta zavisnost smanjuje kad razmak  $k$  medju članovima biva veći. Prema tomu zaključujemo da statistički model koji bi se mogao pridijeliti našim podacima ima stupanj  $(p, 0, 0,)$ . Broj  $p$  parametara autoregresije odredit ćemo iz parcijalnih autokorelacija.

Tab. 20. Autokorelacije  $r_k$  za niz Palmerovih indeksa  $X_t$  (N = 1354) za niz prvih razlika  $w'_t$  (N = 1353) i za niz drugih razlika  $w''_t$  (N = 1352)

k	$X_t$	$w'_t$	$w''_t$
0	1,00	1,00	1,00
1	0,89	-0,01	-0,51
2	0,78	0,01	0,04
3	0,67	-0,05	-0,05
4	0,57	-0,02	0,02
5	0,47	-0,03	-0,00
6	0,38	-0,04	0,01
7	0,30	-0,06	-0,04
8	0,24	-0,01	0,03
9	0,18	-0,03	-0,01
10	0,12	-0,03	0,02
11	0,07	-0,07	-0,02
12	0,04	-0,08	-0,06
13	0,02	0,01	0,07
14	-0,01	-0,04	-0,04
15	-0,02	-0,01	0,04
16	-0,03	-0,05	-0,05
17	-0,03	0,01	0,04
18	-0,03	-0,01	0,00
19	-0,03	-0,05	-0,04
20	-0,02	0,00	0,04
21	-0,00	-0,04	-0,05
22	0,02	0,02	0,03
23	0,03	0,01	0,01
24	0,04	-0,01	-0,04
25	0,05	0,05	0,04

Tab. 21. Parcijalne autokorelacije  $r_{kk}$  za niz Palmerovih indeksa  $X_t$  za nizove prvih i drugih razlika

k	$X_t$	$w'_t$	$w''_t$
1	0,89	-0,01	-0,51
2	-0,05	0,01	-0,29
3	-0,07	-0,05	-0,25
4	-0,01	-0,02	-0,20
5	-0,04	-0,03	-0,16
6	-0,04	-0,04	-0,12
7	-0,00	-0,06	-0,15
8	0,01	-0,01	-0,11
9	-0,04	-0,03	-0,10
10	-0,02	-0,04	-0,05

Poznato je naime, da je u modelu autoregresije s  $p$  parametara, parcijalna autokorelacija populacije jednaka zadnjem koeficijentu autoregresije  $\rho_{pp} = \phi_p$ , a sve parcijalne autokorelacije reda višeg od  $p$  iščezavaju ( $\rho_{kk} = 0$  za  $k > p$ ). Budući da mi raspolažemo samo uzorkom, ne možemo za njegove parcijalne autokorelacije  $r_{kk}$  očekivati točni pad na nulu za  $k > p$  nego bi  $r_{kk}$  tada trebali postati nezavisni sa srednjakom nula i standardnom devijacijom približno  $\frac{1}{\sqrt{N}}$ , što u našem slučaju iznosi 0,027. Unutar granica  $+2 \cdot 0,027 = 0,054$  i  $-0,054$  trebalo bi se nalaziti oko 95% parcijalnih autokorelacija uzoraka na mjestima gdje populacija ima parcijalne autokorelacije jednake nuli, ili, ako parcijalna autokorelacija uzorka padne izvan navedenih granica, onda je to vjerojatno znak da populacija na tom mjestu ima vrijednost različitu od nule. Iz tab. 21 zaključujemo da je u populaciji iz koje se niz Palmerovih indeksa može smatrati uzorkom,  $\rho_{kk} = 0$  za  $k > 3$ , pa će prema tomu stupanj modela koji tražimo biti  $(3,0,0)$ , te treba procijeniti vrijednosti triju parametara  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$ .

Sl. 1 prikazuje izolinijske sume kvadrata  $S$  u ovisnosti o parametrima  $\phi_1$  i  $\phi_3$  uz dvije konstantne vrijednosti za  $\phi_2$ . U tim slučajevima minimalna suma je bila nešto manja od 1560. Pravi minimum nadjen je računskim strojem uz pomoć Marquardtovog algoritma i iznosi  $S = 1551,550$ , a pripadne tražene vrijednosti parametara su

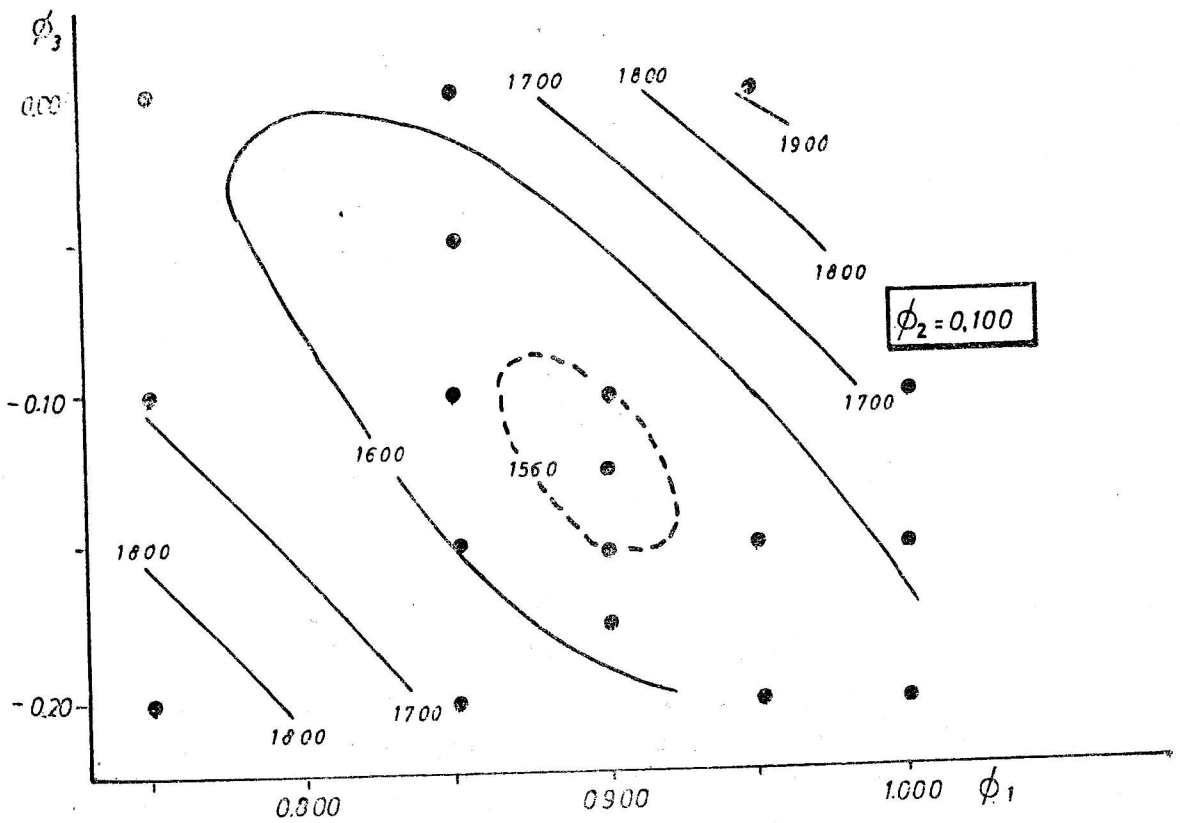
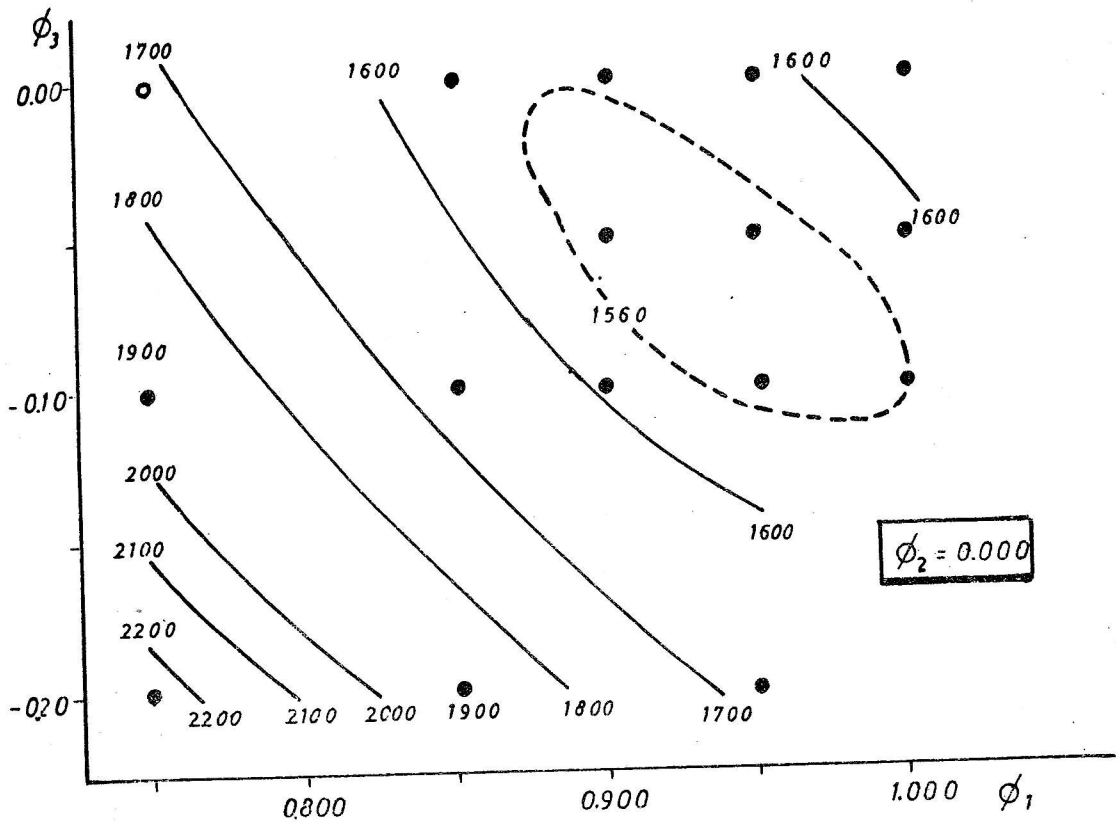
$$\phi_1 = 0,912 \qquad \phi_2 = 0,072 \qquad \phi_3 = -0,115$$

Da bi se odredila suma kvadrata  $S$  računali smo prognozu unatrag  $E[x_t]$  dotle dok se ta veličina nije smanjila na iznos 0,1. Kod parametara koji su se poslije pokazali kao najbolji estimatori, to se dogodilo u času  $t = -9$ . Očekivane vrijednosti bijelog šuma  $a$  za vremena prije početka našeg niza bile su vrlo male i praktički nisu doprinjele sumi kvadrata  $S$  (tab. 22).

Tab. 22 Produljenje niza  $X_t$  unatrag za 10 koraka u vremenu i pripadni bijeli šum.

t	$E[X_t]$	$E[a_t]$	t	$E[X_t]$	$E[a_t]$
0	0,41	0,1	-5	0,19	0,1
-1	0,38	0,1	-6	0,16	0,0
-2	0,32	0,1	-7	0,13	0,0
-3	0,27	0,1	-8	0,11	0,0
-4	0,23	0,1	-9	0,09	0,0





Sl. 1 Iznosi sume kvadrata  $S$  uz neke vrijednosti parametara  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$ .

Varijanca bijelog šuma procijenjena je iz nadjene najmanje sume  $S$  po formuli:

$$\sigma_a^2 = \frac{S}{N} = 1,148$$

Opća konstanta  $\theta_0$  u modelu iščezava, budući da niz ima srednjak nula.

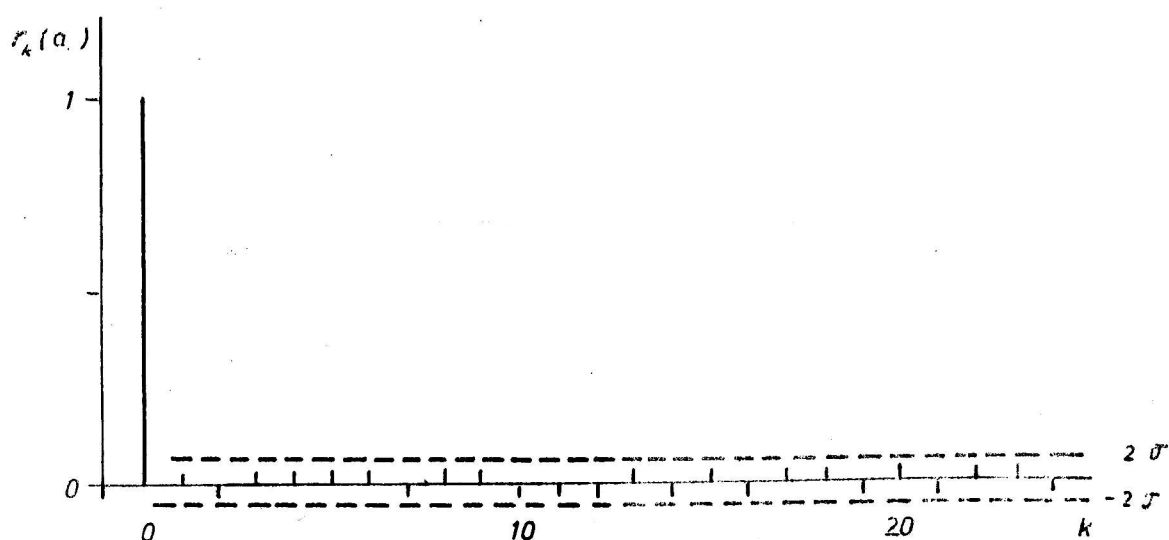
Tako smo došli do rezultata da se niz Palmerovih indeksa daje prikazati statističkim modelom

$$X_t = 0,912 \cdot X_{t-1} + 0,072 \cdot X_{t-2} - 0,115 \cdot X_{t-3} + a_t \quad (19)$$

To je oblik na koji se u konkretnom slučaju svela relacija (12).

Model (19) se pokazao adekvatnim, jer veličine  $a_t$  ( $t = 1, 2, \dots, 1354$ ) imaju srednjak vrlo blizu nuli ( $\mu_a = 0,002$ ), sve autokorelacije  $r_k(a)$  im se nalaze unutar pruge od dvije standardne devijacije oko srednjaka čim je  $k > 0$  (sl. 2), a veličina  $Q$  prema (15) jest  $\chi^2$  varijata, jer iznosi 25,03 uz  $24-3=21$  stupanj slobode, pa se nalazi čak lijevo od razine signifikantnosti 0,20.

Napominjemo, da smo pokušali podacima pridijeliti i jednostavniji model samo s jednim parametrom  $\phi$ , ili model Markova  $X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_{t-1}$ . Najvjerojatnija procjena parametra tu iznosi 0,89 ali model se nije pokazao uspješnim.



Sl. 2 Autokorelacija bijelog šuma za model (19)

## 4.2.2 Prognoza

Prognostička jednačnja (16) prelazi u našem slučaju u oblik:

$$E[X_{t+l}] = 0,912 \cdot E[X_{t+l-1}] + 0,072 \cdot E[X_{t+l-2}] - 0,115 \cdot E[X_{t+l-3}] \quad (20)$$

odnosno, ako računamo prognozu za jedan mjesec unaprijed, što je svakako najpouzdanije, onda ta jednačnja glasi:

$$E[X_{t+1}] = 0,912 \cdot X_t + 0,072 \cdot X_{t-1} - 0,115 \cdot X_{t-2} \quad (21)$$

Kad usporedimo model (19) s prognostičkom jednačnjom (21), onda vidimo da pogreška prognoze u bilo kojem času  $t$  iznosi  $-a_t$ .

Drugim riječima, prognostička jednačnja (21) glasi tako kao da je naš vremenski niz determiniran. No stvarno on to nije, a nedeterminiranu komponentu unosi u model upravo slučajna normalna varijabla  $a$ . Poznato je da se kod normalne razdiobe 95% podataka nalazi u intervalu  $\pm 1,96\sigma$  oko srednjaka. Na temelju toga, uz konkretnu vrijednost  $\sigma_a = 1,07$  smijemo očekivati s koeficijentom povjerenja 0,95 da će se pogreška prognoze nalaziti u intervalu  $\pm 2,10$ . Navedimo još i 80 postotni interval povjerenja: on iznosi  $\pm 1,4$ .

Tab. 23 odnosi se na razdoblje nakon isteka vremenskog niza koji nam je služio kao uzorak pri traženju statističkog modela i prognostičke jednačnje. Ona sadrži prognoze Palmerovog indeksa određene po jednačnji (21), stvarne vrijednosti indeksa i pogreške prognoze ili - što je isto - iznose bijelog šuma sa suprotnim predznakom.

Tab. 23 Usporedba očekivanih i stvarnih vrijednosti Palmerovog indeksa za Zagreb od studenog 1974, do rujna 1975.

Godina	mjesec	$E[X_t]$	$X_t$	razlika
1974.	11.	3,82	4,31	-0,49
	12.	4,04	3,54	0,50
1975.	1.	3,06	2,80	0,26
	2.	2,30	2,22	0,08
	3.	1,81	1,97	-0,16
	4.	1,64	1,49	0,15
	5.	1,30	1,09	0,21
	6.	0,87	1,35	-0,48
	7.	1,14	1,59	-0,45
	8.	1,42	1,83	-0,41
	9.	1,62	0,85	0,77
	10.		0,73	

## 5. ZAKLJUČAK

Navest ćemo ukratko glavne rezultate ovog istraživanja.

1. Osim u razdobljima kraćim od otprilike 10 godina, niz Palmerovih indeksa u Zagrebu pokazao se stacionarnim s obzirom na razinu oscilacije i na rasap pojedinih vrijednosti oko te razine. Srednja vrijednost svih članova niza iznosi 0,00 a standardna devijacija 2,34.
2. Preporučljiva klasifikacija Palmerovih indeksa po veličini navedena je u tab. 18. Ona se razlikuje od Palmerove klasifikacije, a osniva se na čestini kojom su se dosad pojavljivale pojedine vrijednosti indeksa u Zagrebu.
3. Niz Palmerovih indeksa vrlo je perzistentan. Može se dobro prikazati čistim statističkim modelom autoregresije, koji u oznaci Boxa i Jenkinsa ima stupanj (3,0,0), a konkretno je opisan relacijom (19). Bijeli šum  $\alpha$  koji prikazuje slučajnu komponentu u nizu ima standardnu devijaciju 1,07.

4. Budući da mogućnost pogreške raste kad se povećava prognostički interval, smatramo da je najbolje ograničiti se na statističku prognozu za jedan mjesec unaprijed. Prognostička jednadžba navedena je u relaciji (21), a 80 postotni interval povjerenja za prognozu iznosi  $\pm 1,4$ .

Spomenimo da smo u literaturi našli samo jednu primjenu statističke prognoze meteoroloških podataka po metodi Boxa i Jenkinsa. Interesantno je da je to takodjer bila prognoza Palmerovog indeksa. Davis i Reppoport [4] su 40-godišnjem nizu za Ohio pridijelili nešto kompliciraniji model stupnja (2,0,2), prognozu su radili takodjer samo za jedan korak unaprijed, a 95-postotni interval povjerenja za prognozu iznosi im  $\pm 2,92$ . To je više od našeg 95-postotnog intervala ( $\pm 2,10$ ) i zato nije tako dobro.

Na kraju valja naglasiti još jednom, da statistička prognoza ne uzima u obzir fizikalni mehanizam koji upravlja vodnim režimom. Osnovni uvjet za dobru statističku prognozu je da se postojeći vremenski niz ili uzorak dađe dobro prikazati jednim statističkim modelom. Smatramo, da nam je to u ovom konkretnom slučaju uspjelo. Drugi uvjet za dobru prognozu je da fizikalni mehanizam koji je generirao postojeći vremenski niz, ostane nepromijenjen, tako da se teoretski model koji vrijedi za uzorak, može ekstrapolirati i na budućnost. Drugim riječima, to znači da će statistička prognoza Palmerovog indeksa biti dobra - u granicama pogrešaka koje smo prije naveli - tako dugo dok opća cirkulacija atmosfere u našim krajevima ostane onakva kakva je bila u proteklih sto godina. No i u tom slučaju vjerojatnost je 20% da prognoza odstupa od prave vrijednosti indeksa za više od 1,4. Prognostička jednadžba (21) jasno pokazuje da će prognoza zakazati tada kad indeks bude naglo i jako mijenjao svoj iznos.

Prognostička jednadžba vrlo je jednostavna i zato računanje prognoze u praksi ne predstavlja nikakav problem uz uvjet da se Palmerov indeks određuje redovito svaki mjesec. A i to se može učiniti relativno brzo, čak i bez elektronskog računala, čim je poznata količina oborine i srednja temperatura proteklog mjeseca.

## 6. LITERATURA

- [1] *Bendat J.S., and A.G. Piersol, 1971: Random Data - Analysis and Measurement Procedures. Wiley-Interscience, New York, London, Sydney, Toronto.*
- [2] *Boks Dž., G. Dženkins, 1974: Analiz vremennyh rjadov, prognoz i upravljenje - prevod s engl. Mir, Moskva.*
- [3] *Conrad V., L.W. Pollak, 1950: Methods in Climatology. Cambridge Mass.*
- [4] *Davis J.M., and P.N. Rappoport, 1974: The Use of Time Series Analysis Techniques in Forecasting Meteorological Drought. Monthly Weather Rev., Vol 102 No 2 176-180.*
- [5] *Great Britain Meteorological Office, 1957: The Meteorological Glossary, London.*
- [6] *Huschke R.E. (editor), 1959: Glossary of Meteorology. American Met. Society, Boston, Mass.*
- [7] *Kendall M.G., and A. Stuart, 1963: The advanced Theory of Statistics. Vol. 3, Desing and Analysis, and Time Series. Sc.ed., Ch.Griffin and Comp., London.*
- [8] *Landsberg H., 1958: Physical Climatology, Du Bois, Penn.*
- [9] *Mac Guire J.K., and W.C. Palmer, 1957: The 1957 Drought in the Eastern United States. Monthly Weather Rev. Vol. 85, No 9, 305-314.*
- [10] *Mood A.M., F.A. Graybill, 1963: Introduction to the Theory of Statistics. Sc.ed. Mc Graw-Hill Book Comp., New York, San Francisko, Toronto, London.*
- [11] *Palmer W.C., 1965: Meteorological Drought. US Weather Bureau Technical Paper No 45, Washington D.C., February 1965, 58 pp*
- 12 *Racz Z., 1972: Hidropedološka problematika navodnjavanja nekih povrtnih kultura na području Zagreba. Acta Biologica Iugoslavica, A.Zemljište i biljke, Vol. 21 No 3, Beograd, 403-418.*

- [13] Racz Z., 1974: Fizikalna svojstva i dinamika vlage u pseudogleju. Poljoprivredno znanstvena smotra, 33 (43), Zagreb, 43-56.
- [14] Sveučilište u Zagrebu, Prir.mat.fak., Geofizički zavod, 1970: Klimatski podaci opservatorija Zagreb, Grič za razdoblje 1862-1967, Zagreb.

## LIST OF TABLES

- Tab. 1 Intervals of the Palmer severity index  $X$  corresponding to the various character of weather - after Palmer
- Tab. 2 Available water capacities of soil near Zagreb at several depths
- Tab. 3 Mean monthly components of the hydrologic account for Zagreb in the period 1862-1973 (mm)
- P - precipitation
  - ET - evapotranspiration
  - L - moisture loss from the soil
  - R - recharge; moisture gain in the soil
  - RO - runoff
  - $S_s$  - amount of available moisture in the surface soil at the end of a month
  - $S_u$  - amount of available moisture in the underlying soil at the end of a month
  - PE - potential evapotranspiration
  - PL - potential water loss
  - PR - potential recharge
  - PRO - potential runoff
- Tab. 4 Monthly amounts of runoff for Zagreb (mm)
- Tab. 5 Coefficients of evapotranspiration ( $\alpha$ ), recharge ( $\beta$ ), runoff ( $\gamma$ ) and loss ( $\delta$ ) - 1862-1973
- Tab. 6 Surpluses and deficiencies of precipitation  $d$  in Zagreb (1862-1974): mean, median, number of surpluses ( $f_+$ ), number of deficits ( $f_-$ ), extremes and the two deciles at the end of a distribution; weighting factors  $k$ .
- Tab. 7 List of years in which the precipitation deficits were under the first decile



- Tab. 8 List of years in which the precipitation surpluses were above the ninth decile
- Tab. 9 Monthly values of Palmer index for Zagreb
- Tab. 10 Dry spells in Zagreb: duration (from - to, number of months), maximal intensity, surplus of evapotranspiration (in the whole spell and average pro month), runoff (in the whole spell and average pro month), minimal amount of soil water
- Tab. 11 Wet spells in Zagreb: duration (from - to, number of months), maximal intensity, runoff (in the whole spell and average pro month), minimal amount of soil water
- Tab. 12 Duration of dry and wet spells in months; frequency distribution
- Tab. 13 Maximal intensity of dry and wet spells; frequency distribution
- Tab. 14 Mean and median values of Palmer index for Zagreb in three different periods (of 1356, 100 and 97 months respectively)
- Tab. 15 Elements for testing a stationarity of the index time series by the run test: means and variances of eleven consecutive series of 123 months and corresponding medians
- Tab. 16 Limits of the left critical region  $d_0$  and corresponding probabilities of the first type of error  $\alpha$  for  $n = 10$  and  $n = 12$  consecutive series in a run test
- Tab. 17 Frequency distribution (percents) of Palmer index for Zagreb and the corresponding normal frequency distribution with the same mean 0 and standard deviation 2.54; chi square test for the equality of the two distributions

- Tab. 18 Classification of the moisture régime by means of the Palmer index for Zagreb - based on the Chapman's criterion (extremely dry, very dry, dry, normal, wet, very wet, extremely wet)
- Tab. 19 Number of months (absolute and in percents) with the abnormal water régime in Zagreb in the period 1862-1974: a) after Palmer's classification (Tab.1) - extremely dry and extremely wet, b) after Chapman's criterion (Tab.18) - extremely dry, very dry, very wet, extremely wet
- Tab. 20 Autocorrelations  $r_k$  for the time series of Palmer index ( $N = 1354$ ), for the series of its first differences  $w_t'$  ( $N = 1353$ ) and of its second differences  $w_t''$  ( $N = 1352$ )
- Tab. 21 Partial autocorrelations  $r_{kk}$  for the time series of Palmer index, of its first and of its second differences
- Tab. 22 Expected values of the time series  $X_t$  for  $t = 0$  to  $t = -9$  and the corresponding white noise
- Tab. 23 Comparison of the expected and real values of Palmer index in Zagreb from November 1974 to September 1975

#### LIST OF FIGURES

- Fig 1 Amounts of the sum of squares  $S$  belonging to some combinations of the values for  $\phi_1$ ,  $\phi_2$ , and  $\phi_3$ .
- Fig 2 Autocorrelations of the white noise for the model (19)

## DROUGHT SEVERITY INDEX FOR ZAGREB AND ITS STATISTICAL FORECAST

### S U M M A R Y

1. Computation of drought severity index by Palmer method. The Palmer method is described in the paragraph 1.1. In the next paragraphs the results for Zagreb are presented and discussed. The input data were the homogenous, unbroken monthly temperature and precipitation values from the meteorological Observatory Zagreb-Grič in the period 1862-1974 and the water capacities of the soil based on the pedological measurements in the surroundings of Zagreb (tab. 2): 75 mm for the surface and 285 mm for the underlying layer. Some characteristics of the climate of Zagreb with regard to the moisture regime can be seen from the Tab. 3, 5 and 6. Monthly runoff values are listed in extenso in the Tab. 4; the parenthesis indicate unreal winter data in those months when the snow did not melt completely. The time series of monthly precipitation differences  $d$  between the actual precipitation and the climatically appropriate precipitation for existing conditions are tested for stationarity. As the run test has shown, they are stationary in each month except in October, where a secular trend exists: in the last three decades the precipitation deficits in October were frequent. Months with the greatest water deficiencies and surpluses are listed in the Tab. 7 and 8. The greatest moisture anomaly in Zagreb amounts 10.42 (October 1915). The extreme values of Palmer index - listed in extenso in the Tab. 9 - were -6.09 in October 1946 and 6.26 in November 1878. After Palmer a dry spell or a drought is defined as a series of consecutive months with index  $X \leq -1.00$ . There were 57 such spells in the period 1962-1974 in Zagreb. The number of wet spells (index  $X \geq 1.00$ ) was also 57. The Tab. 10, 11, 12, and 13 present some details about these spells.

2. Riview of the Palmer method and of its advantages.

3. Some characteristics of the Palmer index time series for Zagreb. In the index time series for Zagreb (Tab. 9) many irregular oscillations with a period less than 3 or 4 years are included. Besides, there are two intervals of time (about eight years) in which the oscillation level was different than in the entire time series. The first of them



was dry, and the second was wet (Tab. 14). Longer oscillations in the level or in the amplitude, which might indicate a fluctuation of the climate, do not exist. This was ascertained by means of the run test. The test was applied to the means and the variances of eleven consecutive parts of the elementary time series (Tab. 15 and 16). Because of the small number of the parts ( $n = 11$ ) the densities  $h(d)$  for the number of runs  $d$  were calculated by means of the original formula (Mood, Graybill, 1963) instead by the often used normal approximation. From the formula (7) for computing the index  $X$  it is obvious that the time series of  $X$  values must be very persistent. This is confirmed by the autocorrelations in the Tab. 20. Although the index can not be a random variable, its frequency distribution for Zagreb is similar to the corresponding normal frequency distribution (Tab. 17). Therefore we prefer the Chapman classification for the normal and abnormal index values in Zagreb (Tab. 18) rather than the classification proposed by Palmer (Tab. 1). In the class of the normal moisture regime for Zagreb there is 68% of months after the first classification and only 33% after the second one. Frequencies in the classes at the ends of the both classifications are compared in the Tab. 19.

4. Statistical forecast of the index time series by the method of Box and Jenkins. In paragraph 4.1 a brief survey of the modern time series analysis and forecast method by Box and Jenkins is presented. The application of the method to the Palmer index data for Zagreb is described in paragraph 4.2. Autocorrelation and partial autocorrelation analysis of the members of the time series  $X$  (Tab. 20, 21) brought us to the conclusion that the appropriate model for the time series would be an autoregressive model with three parameters  $\phi_1, \phi_2$  and  $\phi_3$ . They were found out by means of the Marquardt algorithm and the model is presented by the relation (19). The corresponding minimal sum of squares was found to be 1551.550 and the variance of the white noise  $\sigma_a^2 = 1.148$ . The model

(19) is adequate to the Palmer index data for Zagreb because the mean of the belonging white noise is very near to zero ( $\mu_a = 0.002$ ), the autocorrelations of the white noise are approximately zero for  $k > 0$  (Fig. 2), and  $Q$  in the relation (15) is a chi square variate ( $Q=25.03$  with 21 degrees of freedom is left from the significance level of 0.20). The equation (21) is a forecast for one step in advance ascertained to the model (19). It means that by (21) one can get the forecast for the next monthly value of the Palmer index in Zagreb, knowing the actual and the two precedent monthly values. It is to be expected with the confidence coefficient of 0.95 that the error of the forecast would be in the interval  $\pm 2.10$ . The 80% confidence interval for the forecast is  $\pm 1.4$ .

5. The conclusion. The main results are resumed and a possibility of a routine Palmer index forecast for the next month is briefly considered.