

UPOTREBA METODE GLAVNIH KOMPONENATA U LOKALNOJ PROGNOZI OBORINA

The Use of Principal Components Method in Local Precipitation Forecast

MIHOVIL KISEGI i KREŠO PANDŽIĆ

Republički hidrometeorološki zavod SR Hrvatske, Zagreb
Primljeno 1. Travnja 1987, u konačnom obliku 25. svibnja 1987.

Sažetak: Upotrebom podataka s radiosondažne stanice Zagreb-Maksimir dobivena je jedna objektivna metoda za 12 satnu lokalnu prognozu oborine. Izborom četiri prediktora, dajući bezoborinskim razdobljima (prediktandu) težinu prema srednjoj naoblaci i koristeći standardizirane vrijednosti varijabli, određene su jednadžbe linearne regresije za prognozu oborine u hladnijem (listopad-ožujak) i toplijem (travanj-rujan) dijelu godine. Koeficijenti u regresionim jednadžbama su određeni metodom glavnih komponenata, a ocjena je pokazala da je kvalitativna prognoza u 74% slučajeva bila točna.

Ključne riječi: Metoda glavnih komponenata; Oborine; Lokalna prognoza.

Hydrometeorological Institute of Croatia, Zagreb

Abstract: Using data from the radiosonde station Zagreb-Maksimir, an objective method for local forecasting of 12 h precipitation was obtained. Selecting four predictors and assigning precipitationless periods (to the predictand) weights according to average cloud cover and using standardised variables, the equations of linear regression for forecasting precipitation in both winter (October-March) and summer (April-September) season were determined. Coefficients in regression equations were calculated using the principal component method. A quantitative appraisal indicated that forecasts of 12 h precipitation are true in 74% of the cases.

Key words: principal component method, precipitation, local forecasting

1. UVOD

Oborina je uz temperaturu najčešće prognozirani meteorološki element. Međutim iz sinoptičkih karata nije moguće kvantitativno predvidjeti količinu oborine, osobito ako je u pitanju manje područje. Zbog toga se javila potreba za izradom prognostičkih modela kojima je težište prognoza oborine na nekom području. Modeli koji se zasnivaju na termodinamičkim jednadžbama atmosfere su prilično komplicirani i zahtijevaju veliki skup informacija za početne uvjete. Za razliku od njih, statistički modeli su većinom jednostavniji pa tako i dostupniji širem krugu prognostičara.

Jedan vrlo jednostavan statistički postupak razradili su Druyan i Sant (1978). Oni su koristili samo jedan radiosondažni profil za prognozu 12h količine oborine. Pri tom su koristili grafičku metodu, upotrebljavajući četiri prediktora. Prvi prediktor je u vezi sa zasićenosti atmosfere u sloju 1000-600 hPa, drugi u sloju 1000-850 hPa, treći je u vezi s visinom sloja maksimalnog zasićenja i četvrti je temperatura na 700 hPa plohi. Druyan (1982) ovu grafičku metodu zamijenjuje numeričkom koristeći jednadžbu linearne regresije s istim prediktorima. Model je primijenio na aerološku stanicu Bet Degan u Izraelu, a testiranje modela je dalo ohrabrujuće rezultate.

Međutim Druyanovi prediktori za prognozu 12h količine oborine različito se ponašaju na području Bet Degana i Zagreba (Pandžić, 1986). To je osobito izraženo kod četv-

rtog prediktora, temperatura na 700 hPa plohi, pa je on zamijenjen novim i to razlikom temperatura na 850 i 500 hPa plohi. Također prvi i drugi Druyanov prediktor, primijenjeni na podatke Zagreb-Maksimir, imaju sličnu vezu s oborinom, pa se njihovi doprinosi poklapaju, i zato je drugi prediktor zamijenjen s 3h tendencijom tlaka zraka. S ovako izabranim prediktorima uspješnost prognoze je porasla s 65 na 69%.

U ovom radu nakon grafičke ocjene Druyanovih prediktora odabrani su prvi i treći Druyanov prediktor dok su drugi i četvrti zamijenjeni s 12h tendencijom RT 500/1000 hPa i prizemnim tlakom zraka. S ovako odabranim prediktorima, iz dvogodišnjeg niza aeroloških podataka, određene su jednadžbe regresije za prognozu 12h količine oborine na zagrebačkom području i to za razdoblje hladnijeg (X-III mj.) i toplijeg (IV-IX mj.) dijela godine. Koeficijenti regresije određeni su metodom glavnih komponenata, a verifikacija modela dala je daljnje poboljšanje uspješnosti prognoze na 74%.

2. FAKTORI U MULTIVARIJATNOJ ANALIZI

2.1. Primjena analize glavnih komponenata u meteorologiji

U posljednjih 35 godina analizu glavnih komponenata koristili su mnogi meteorolozi i klimatolozi u različite svrhe. Primjene ove analize na različite klimatološke varijable mogu se vidjeti u radovima: Craddock i Flood (1969), Craddock i Flintoff (1970) te Rinne i Karhila (1979) – na geopo-

tencijal; Grimmer (1963) – na površinsku temperaturu; Hardy i Walton (1978) – na horizontalni vjetar; Le Drew (1980) – na vertikalnu brzinu; Stidd (1967), Sellers (1968), Klaus (1978), Gadgil i Iyengar (1980), Jonson (1980) te Moltteni i sur. (1983) – na oborine. U novijim radovima koristi se mogućnost rotiranja glavnih komponenata da bi se dobilo drugo rješenje koje na bolji način objašnjava fizikalni smisao komponenata.

Rezultati faktorske analize danas se sve češće koriste i u multivarijatnoj analizi. Multivarijatnu analizu čine, kako je poznato, postupci utvrđivanja mnogostruke korelacije, stupnjevita regresiona analiza, kanoničke korelacije, mnogostruka diskriminantna analiza i drugi. U svim tim postupcima se umjesto varijabli dobivenih mjerenjem, na kojima su se do sada temeljile takve analize, mogu iskoristiti faktori, faktorske varijable ili latentne varijable (Morrison, 1967; Mulaik, 1972). Prednost korištenja faktora proizlazi iz dviju činjenica. Prva je činjenica da su faktori ortogonalni i da uvođenjem faktora u multivarijatnu analizu dobivamo ortogonalne varijable, umjesto koreliranih varijabli, kakve su gotovo uvijek meteorološke varijable. Druga je prednost faktora u tome što je njihov broj uvijek ili gotovo uvijek manji nego broj manifestnih varijabli na osnovi kojih su utvrđeni ti faktori. Uz to je i proporcija varijance manifestnih varijabli koje reprezentiraju zadržani faktori obično vrlo velika. Od svih vrsta faktora u multivarijatnoj analizi najviše se koriste glavne komponente ili komponentni faktori, i to zato što oni najbolje udovoljavaju spomenutim karakteristikama. Glavne komponente su uvijek ortogonalne i sadrže maksimalnu varijancu manifestnih varijabli koje reprezentiraju (Yurgis, 1970). Tako utvrđeni faktori smatraju se uzrocima ili izvorima varijacija i kovarijacija između manifestnih varijabli.

2.2. Postupak određivanja glavnih komponenata

Teorija analize glavnih komponenata opisana je u novijim udžbenicima statistike, kao Kendall i Stuart (1976), Harman (1976), a na našem jeziku Fulgosi (1982). Metoda glavnih komponenata je jedna od metoda faktorske analize. Ekstrakcija glavnih komponenata temelji se na rješavanju karakteristične jednadžbe korelacione matrice R . Karakteristična jednadžba neke kvadratne matrice određuje se na osnovi karakteristične matrice, tj. ekspanzijom njene determinante koja se zove karakteristična determinanta i koja ima oblik

$$\det | R - \lambda I | = 0, \quad (1)$$

gdje je R korelaciona matrica n -tog reda i I matrica identiteta istog reda. Ekspanzijom karakteristične determinante n -tog reda dobivamo kao rezultat jedan polinom n -tog stupnja po varijabli λ , koji daje n rješenja za λ koja se zovu karakteristični, svojstveni ili latentni korijeni. Svakom karakterističnom korijenu neke matrice pripada jedan karakteristični, svojstveni ili latentni vektor, ili u našem slučaju glavna komponenta. U nekim radovima zovu se i empirijske ortogonalne funkcije. Karakteristični vektor je takav vektor koji iz matrice (recimo matrice R) generira karakteristični korijen te matrice operacijom

$$R V = \lambda V, \quad (2)$$

gdje je: V karakteristični vektor matrice R ,
 λ karakteristični korijen matrice R .

Karakteristični vektori i korijeni korelacione matrice mogu se utvrditi na više načina. U ovom radu korišten je Hotellingov postupak (Hotelling, 1933). To je jedan indirektni postupak određivanja karakterističnih vektora ili glavnih

komponentata. Dalja je njegova karakteristika što je to iterativni postupak koji započinje nekom aproksimacijom traženog karakterističnog vektora i ponavlja se dotle dok se konvergencijom ne postigne prava njegova vrijednost. Nadalje, karakteristika je Hotellingovog postupka i to što se svojstveni vektori i korijeni utvrđuju jedan po jedan te što je njihov red pojavljivanja proporcionalan njihovoj veličini. Budući da u faktorskoj analizi tražimo latentne varijable koje najbolje reprezentiraju manifestne ili promatrane varijable, najreprezentativnija latentna varijabla jest ona koja u sebi sadrži sve promatrane varijable ili koja je određena tako da sve varijable koje analiziramo mogu utjecati na nju. Tako prvi karakteristični korijen odražava najveću varijancu doprinosa svih promatranih varijabli, drugi maksimalnu varijancu doprinosa promatranih varijabli uz uvjet da postoji nekorelativnost s prvim karakterističnim vektorom itd.

2.3. Glavne komponente kao prediktorne varijable

Kod mnogostruke linearne regresije imamo skupinu od n komponentnih varijabli x_1, x_2, \dots, x_n , s očekivanim vrijednostima $E(x_1) = E(x_2) = \dots = E(x_n) = 0$ kao prediktori i varijablu y s očekivanom vrijednošću $E(y) = 0$ kao kriterij ili prediktand. Regresioni koeficijenti prediktornih varijabli određuju se tako da daju novu varijablu \hat{y} koja će imati najbolje moguće slaganje s kriterijem y . Najpovoljnija je ona situacija kad su prediktorne varijable bez međusobne korelacije, tj. kada su one u korelaciji samo s prediktandom. Općenito govoreći, veličina koeficijenta mnogostruke korelacije zavisi o veličini međusobnih korelacija između prediktora i o veličini korelacija pojedinih prediktora s prediktandom. Što su prve korelacije manje, a druge veće, to će biti veći koeficijent mnogostruke korelacije. Ortogonalni prediktori ovdje imaju veliku prednost, jer pomoću njih možemo s minimalnim brojem prediktora postići maksimalnu predikciju. Međutim, skupinu prediktornih varijabli, koje su ortogonalne, gotovo je nemoguće sastaviti ili pronaći.

Za razliku od prediktornih varijabli, faktorske varijable su upravo ortogonalne, tj. bez međusobnih korelacija. Zbog toga se glavne komponente upravo nameću kao prediktori u jednadžbi mnogostruke linearne regresije. Ortogonalizaciju prediktora možemo dakle izvršiti tako da te prediktore transformiramo u faktore, i to najbolje u glavne komponente, i to na način

$$V = L' X, \quad (3)$$

što predstavlja sistem linearnih jednadžbi u matricnom obliku, gdje je:

V kolonski vektor ortogonalnih prediktora koje trebamo odrediti s elementima V_1, \dots, V_n čije su dimenzije $n \times 1$;

L' kvadratna matrica dimenzije $n \times n$, s koeficijentima koji se određuju Hotellingovim postupkom;

X kolonski vektor s poznatim veličinama prediktora X_1, \dots, X_n , s dimenzijama $n \times 1$.

Na taj se način skupina koreliranih prediktornih varijabli transformira u skupinu nekoreliranih varijabli, koja sadrži sve informacije kao i prva skupina. Kod ortogonalnih prediktora regresioni koeficijenti pojedinih prediktora jednaki su koeficijentima korelacije između tih prediktora i prediktanda, pa jednadžba mnogostruke linearne regresije dobiva oblik

$$\hat{y} = R_{v1y} V_1 + R_{v2y} V_2 + \dots + R_{vny} V_n, \quad (4)$$

3. LOKALNA PROGNOZA OBORINE UPOTREBOM PODATAKA S JEDNE RADIOSONDAŽNE STANICE

3.1. Podaci i izbor prediktora

Korišteni su podaci dvogodišnjeg neprekidnog niza radiosondažnih mjerenja (1975-76) stanice Zagreb-Maksimir od dva termina dnevno (0000 i 1200 GMT), ukupno 1462 radiosondažna profila. Jednadžbe regresije za prognozu 12-satne količine oborine na zagrebačkom području određene su za razdoblje hladnijeg (listopad-ožujak) i toplijeg (travanj-rujan) dijela godine.

Grafička ocjena Druyanovih prediktora je pokazala da se prvi i treći prediktor mogu koristiti za kvalitativnu prognozu oborine i na zagrebačkom području. Koristeći izračunate vrijednosti prediktora iz dvogodišnjeg niza i grafikon koji su dali Druyan i Sant (1978), prognoza da će biti oborina bila je u 88% slučajeva opravdana, a da ih neće biti u 66% slučajeva. Drugi i četvrti Druyanov prediktor nisu se pokazali dobri za naše klimatsko područje i zamijenjeni su novim. U radu su korišteni slijedeći prediktori:

x_1 – prvi Druyanov prediktor (\bar{I}_g) koji je povezan s vlagom u sloju atmosfere od 1000 do 600 hPa. On se računa iz podataka temperature i rosišta dobivenih radiosondažom i to njihovom interpolacijom na vertikalne intervale po 50 hPa polazeći od nivoa 1000 hPa ili od prizemnog tlaka ukoliko je on niži od 1000 hPa. Na svakom nivou računa se indeks $l = w/l$ gdje je w omjer mješanja (g/kg) a l razlika tlaka (10 hPa) između promatranog nivoa i pripadnog kondenzacionog nivoa. Uzima se aritmetička sredina veličine l na 9 uzastopnih nivoa.

x_2 – promjena RT 500/1000 hPa u posljednjih 12 sati. Ovaj prediktor daje advekciju toplijeg ili hladnijeg zraka u donjoj troposferi do koje većinom dolazi s prolaskom frontalnih poremećaja.

x_3 – treći Druyanov prediktor (P_{tr}) je tlak zraka uzet na onom nivou gdje najjače pada veličina l , i on na neki način daje visinu do koje se prostiru oblačni sistemi.

x_4 – prizemni tlak zraka. Ovaj prediktor je izabran jer su oborine u umjerenim širinama najčešće uvjetovane prolascima ciklona, dok su sušna razdoblja vezana s anticiklonalnim situacijama.

QP – 12-satna količina oborine (prediktand) uzet je kao srednja količina oborina na zagrebačkom području dobivena iz mjerenja pluviografom na stanicama Zagreb-Maksimir, Zagreb-Pleso i Medvednica-Puntijarka. Ako se koriste samo podaci stanice Zagreb-Maksimir onda je u 74,4% slučajeva prediktand imao vrijednost nula, dok je u ovom slučaju taj broj smanjen na 67,2% slučajeva. Da bi se još smanjio broj slučajeva kada prediktand ima vrijednost nula, 12-satnim razdobljima bez oborina dana je težina u ovisnosti o naoblaci u razdoblju prognoze. Ako je srednja naoblaka bila 0 (vedro vrijeme) prediktandu je dana vrijednost -8.0 , za srednju naoblaku 1 vrijednost -7.0 , a za srednju naoblaku 8 (oblačno vrijeme) vrijednost 0.0 . U ovom slučaju prediktand je imao vrijednost 0.0 samo u 15.1% slučajeva. U tabeli 1. navedeni su srednjaci i standardne devijacije na ovaj način definiranih prediktora i prediktanda.

Tabela 1. Srednjak i standardna devijacija razmatranih varijabli za razdoblje hladnijeg i toplijeg dijela godine.

Table 1. Averages and standard deviations of considered variables for both the winter and summer seasons.

	X-III		IV-IX	
	srednjak	stand. dev.	srednjak	stand. dev.
x_1	1.11	1.16	1.45	1.37
x_2	- 0.77	41.45	0.75	28.52
x_3	843.63	121.90	815.78	121.80
x_4	1003.77	9.35	1000.99	4.70
QP	- 1.28	5.12	- 1.50	5.78

Pri određivanju jednadžbi regresije korištene su standardizirane vrijednosti varijabli, tj.

$$x_i' = \frac{x_i - \bar{x}_i}{\sigma_{x_i}}, \quad QP' = \frac{QP - \overline{QP}}{\sigma_{QP}}, \quad (5)$$

što svim varijablama $i = 1, 2, 3, 4$ daje istu težinu.

3.2. Prognozičke jednadžbe

Korelacione matrice za razdoblje hladnijeg (R_1) i toplijeg (R_2) dijela godine imaju oblik

$$x_i' = \frac{x_i - \bar{x}_i}{\sigma_{x_i}}, \quad QP' = \frac{QP - \overline{QP}}{\sigma_{QP}}, \quad (5)$$

što svim varijablama $i = 1, 2, 3, 4$ daje istu težinu.

3.2. Prognozičke jednadžbe

Korelacione matrice za razdoblje hladnijeg (R_1) i toplijeg (R_2) dijela godine imaju oblik

$$R_1 = \begin{vmatrix} 1.00 & -0.05 & -0.40 & -0.38 \\ -0.05 & 1.00 & 0.04 & 0.13 \\ -0.40 & 0.04 & 1.00 & 0.26 \\ -0.38 & 0.13 & 0.26 & 1.00 \end{vmatrix} \quad (6)$$

$$R_2 = \begin{vmatrix} 1.00 & -0.26 & -0.10 & -0.29 \\ -0.26 & 1.00 & 0.09 & 0.18 \\ -0.10 & 0.09 & 1.00 & 0.08 \\ -0.29 & 0.18 & 0.08 & 1.00 \end{vmatrix}$$

Izabrani prediktori pokazuju linearnu nezavisnost jer su im općenito međusobni koeficijenti korelacije, osobito u toplijem dijelu godine, mali.

U tabeli 2. prikazana je korelacija oborina sa izabranim prediktorima. Vidimo da oborina ima najveću korelaciju s prediktorom vlage a zatim s prizemnim tlakom zraka.

Tabela 2. Korelacija oborine s prediktorima
Table 2. The correlation coefficients of precipitation with four predictors.

	x_1	x_2	x_3	x_4
X - III	0.60	- 0.05	- 0.36	- 0.42
IV - IX	0.45	- 0.24	- 0.21	- 0.44

Matrica koeficijenta (L') s kojom se prediktorne varijable transformiraju u stohastički nezavisne varijable, u našem slučaju glavne komponente, imaju oblik

$$L_1' = \begin{pmatrix} -0.60 & 0.17 & 0.55 & 0.55 \\ 0.17 & 0.95 & -0.23 & 0.12 \\ 0.01 & 0.24 & 0.66 & -0.71 \\ 0.78 & 0.08 & 0.47 & 0.42 \end{pmatrix} \quad (7)$$

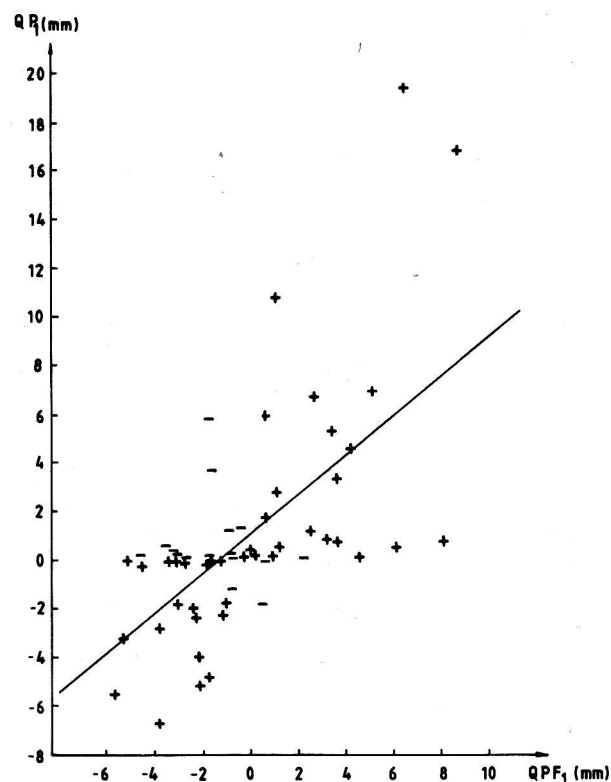
$$L_2' = \begin{pmatrix} -0.60 & 0.52 & 0.28 & 0.54 \\ 0.17 & -0.10 & 0.96 & -0.21 \\ 0.08 & 0.78 & -0.07 & -0.62 \\ 0.78 & 0.34 & 0.02 & 0.52 \end{pmatrix}$$

U tabeli 3. prikazana je korelacija oborine s glavnim komponentama. Najbolju korelaciju oborine imaju s prvom glavnim komponentom, a zatim u hladnijem dijelu godine s četvrtom, a u toplijem s trećom glavnim komponentom.

Tabela 3. Korelacija oborine s glavnim komponentama
Table 3. The correlation coefficients of precipitation with the first four principal components.

	V_1	V_2	V_3	V_4
X - III	-0.61	0.09	0.08	0.22
IV - IX	-0.56	-0.01	0.15	0.07

U tabeli 4. prikazani su karakteristični korijeni (λ) koji su dobiveni za pojedinu glavnu komponentu.



Sl. 1. Dijagram raspršenja prognoziranih i izmjerenih količina oborine za siječanj 1977. godine
Fig. 1. Scattering diagram of forecasted and observed precipitation amounts for January 1977.

Tabela 4. Karakteristični korijeni glavnih komponenata
Table 4. The eigenvalues of principal components.

	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4
X - III	1.72	1.00	0.72	0.56
IV - IX	1.54	0.96	0.82	0.69

Vidimo da prva glavna komponenta odražava najveći dio varijance prediktornih varijabli, i u hladnijem dijelu godine on iznosi 43% a u toplijem 38.5%.

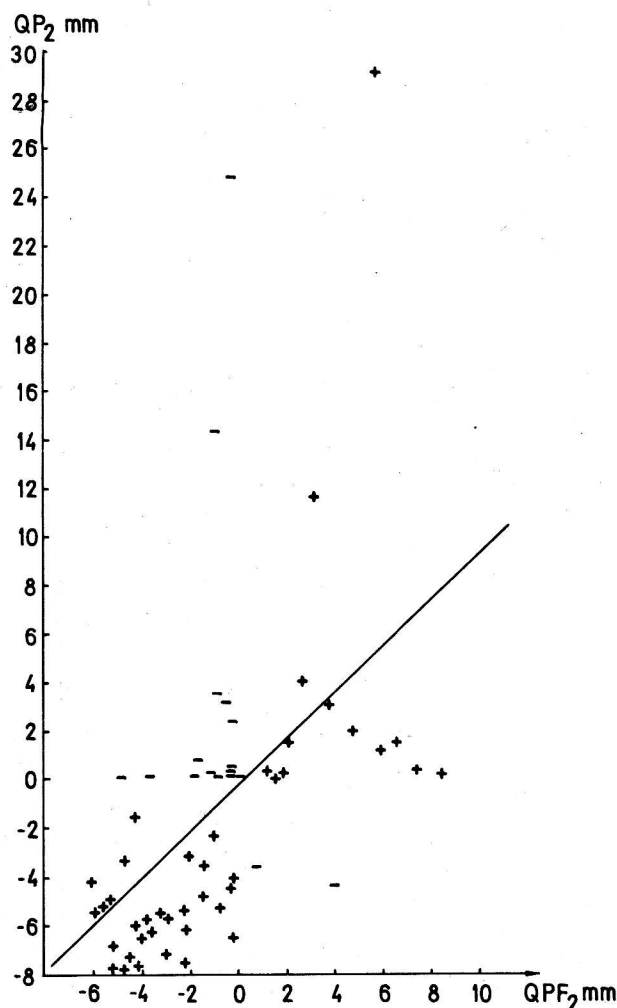
Koristeći vrijednosti iz tabele 3. kao koeficijente u jednadžbi regresije (4) te uvrštavajući glavne komponente dobivene prema (3), te standardiziranjem varijabli, dobivene su jednadžbe za prognozu 12-satne količine oborine (8) i (9)

$$QPF_1 = -1.3 + 2.87 x_1' - 0.005 x_2' - 1.08 x_3' - 1.54 x_4' \quad (8)$$

$$QPF_2 = -1.5 + 2.31 x_1' - 0.87 x_2' - 1.04 x_3' - 2.02 x_4' \quad (9)$$

3.3. Ocjena na nezavisnim podacima

Ocjena jednadžbe (8) provedena je na podacima radio-sondažne stanice Zagreb-Maksimir za siječanj, a jednadžbe (9) za srpanj 1977. godine. Slike 1. i 2. pokazuju



Sl. 2. Dijagram raspršenja prognoziranih i izmjerenih količina oborine za srpanj 1977. godine
Fig. 2. Scattering diagram of forecasted and observed precipitation amounts for July 1977.

dijagrame raspršenja prognoziranih i izmjerenih količina oborine na zagrebačkom području. Radi bolje preglednosti ishodište koordinatnog sistema je translirano u točku (-8, -8).

Uočava se povećana čestica uspješnih prognoza (+), dok je manji broj slučajeva kada je oborina prognozirana, a nije je bilo, ili nije prognozirana, a bilo je oborina (-). Učrtane vrijednosti su aproksimirane linearnom regresijom i uočava se da je u siječnju (Sl. 1) dobivena jača linearna stohastička povezanost između prognoziranih i izmjerenih količina oborine, a u srpnju (Sl. 2) slabija. To su pokazali i koeficijenti linearne korelacije, za siječanj 0.62, a za srpanj 0.49. Rezultati kvalitativne ocjene uspješnosti prognoze oborine, dobivene jednadžbama regresije, za siječanj i srpanj 1977. godine prikazani su u tabeli 5.

Tabela 5. Čestine uspješnih i neuspješnih prognoza oborine u siječnju i srpnju 1977. godine.
Table 5. The frequencies of successful and unsuccessful precipitation forecasts in the January and July 1977.

siječanj			srpanj		
QP ₁ /QPF ₁	DA	NE	QP ₂ /QPF ₂	DA	NE
DA	23	13	DA	16	14
NE	3	23	NE	2	30

Napomene: QP₁ i QP₂ odnose se na vertikalni, a QPF₁ i QPF₂ na horizontalni pravac.

Od 62 izračunate prognoze oborine u mjesecu siječnju, isto toliko i u srpnju, kvalitativna prognoza oborine bila je u 46 slučajeva uspješna, što čini 74% slučajeva. Uočava se znatno veći broj neuspješnih prognoza u slučajevima kada oborine nisu prognozirane a bilo je oborina. Međutim, u većini takvih slučajeva radilo se o mjestimično slabim oborinama. Kvantitativna ocjena prognoze oborine, analizom reziduala, prikazana je u tabeli 6. Računat je srednjak i standardna devijacija reziduala, a navedene su i ekstremne negativne i pozitivne greške u prognozi.

Tabela 6. Ocjena prognoza 12-satne količine oborine, analizom reziduala, na podacima za siječanj i srpanj 1977.
Table 6. An assigning 12 h precipitation forecasts using residual analysis and data for January and July 1977.

	\bar{e}_i	σ_e	-emax	emax
siječanj	-0,96	3,47	-12,9	7,4
srpanj	0,20	5,88	-24,9	8,3

Prognozirana količina bila je u siječnju u srednjaku manja, a u srpnju neznatno veća od ostvarene. Međutim, u srpnju je znatno veća standardna devijacija reziduala, a također i ekstremna odstupanja. Uočava se da su znatno veća negativna ekstremna odstupanja u prognozi količine oborine, a to su isključivo slučajevi kada je došlo do nagle promjene vremena u razdoblju prognoze.

3.4. Usporedba rezultata prognoze oborina s nekim drugim metodama

Kvalitativna prognoza oborine za siječanj i srpanj 1977. godine, dobivena jednadžbama (7) i (8), označimo je s M₁, uspoređena je s perzistentnim prognozama (M₂), prognozama obične regresije sa samo prvim prediktorom (M₃) te sa subjektivnim prognozama (M₄).

U prve tri metode korišteni su prediktori dobiveni s jedne točke mjerenja. Međutim, kod subjektivne prognoze, koju je radio iskusan sinoptičar, korištene su analizirane prizemne sinoptičke karte, kao i karte AT 850, 700, 500 i 300

hPa, za područje Evrope i Atlanskog oceana, a odnosile su se na početak prognostičkog razdoblja. Sinoptičar je tako mogao pratiti prethodni razvoj sinoptičke situacije i prognozu je dao subjektivno.

Učinjena je detaljna ocjena navedenih metoda prognoze oborine tako da je za svaku rađena tabela kontingencije. Ove tabele koriste se u slučajevima kada se ocjenjuje da li se određena pojava prognozira (F₁) ili ne prognozira (F₂). Ako s P₁ označimo da se prognozirana pojava ostvarila, a s P₂ da se nije ostvarila, onda je tabela kontingencije

Tabela 7. Tabela kontingencije za ocjenu prognoza
Table 7. A contingency table for forecast assigning.

Prognoza	F ₁	F ₂	Suma
Ostvarenje			
P ₁	A	D	G
P ₂	B	E	H
Suma	C	F	I

U ovoj tabeli su:

A, E – broj ostvarenih prognoza,
B, D – broj neostvarenih prognoza.

Veličine G i H ne zavise od metode prognoze.

Ocjene mogućnosti pojedine metode date su određivanjem slijedećih veličina:

1. uspješnost prognoze

$$UP = \frac{A + E}{I}, \quad (10)$$

2. relativni broj neostvarenih prognoza za P₁

$$\alpha = \frac{D}{G}, \quad (11)$$

3. relativni broj neostvarenih prognoza za P₂

$$\beta = \frac{B}{H}, \quad (12)$$

Metoda prognoze je bolja što su vrijednosti α i β manje. Ako jedna metoda daje manje vrijednosti i za α i za β od vrijednosti α i β dobivenih za drugu metodu, onda je ona zasigurno bolja.

Ako su ocjene kontradiktorne, tj. zadovoljavaju uslove

$$\alpha_1 < \alpha_2 \quad \text{i} \quad \beta_1 > \beta_2$$

ili

$$\alpha_1 > \alpha_2 \quad \text{i} \quad \beta_1 < \beta_2$$

tada metode ne dozvoljavaju apsolutno upoređenje točnosti i za davanje prednosti jednoj od njih potrebna je detaljnija analiza.

4. indeks stupnja uspješnosti prognoze

$$Q = 1 - (\alpha + \beta), \quad (13)$$

koja je u slučaju idealne prognoze jednaka jedinici a za slučajnu prognozu je jednaka nuli.

5. Računanjem TS (threat score) događaja sadržanih u kategoriji 2

$$TS = \frac{E}{F + H - E} \quad (14)$$

6. Računanjem SS (skill score) koji se dobije

$$SS = \frac{A + E - J}{I - J}, \quad (15)$$

gdje je J broj prognoza koji očekujemo da će biti slučajno dobijen, a dat je kao

$$J = \frac{(C \cdot G) + (F \cdot H)}{I}, \quad (16)$$

7. Računanjem BS (bias score) kategorije 2

$$BS = \frac{F}{H}, \quad (17)$$

U tabeli 8 navedeni su rezultati ocjene kvalitativne prognoze oborina spomenutim metodama za mjesec siječanj, a u tabeli 9 za mjesec srpanj 1977. godine.

Tabela 8. Ocjena rezultata kvalitativne prognoze oborine za siječanj 1977. godine

Table 8. An assigning of results of a quantitative forecast of precipitation in January 1977.

	UP	α	β	Q	TS	SS	BS
M ₁	0,74	0,36	0,12	0,52	0,59	0,50	1,39
M ₂	0,69	0,40	0,24	0,36	0,60	0,36	1,03
M ₃	0,50	0,08	0,78	0,14	0,21	0,12	0,27
M ₄	0,85	0,12	0,16	0,72	0,78	0,70	0,92

Tabela 9. Ocjena rezultata kvalitativne prognoze oborine za srpanj 1977. godine

Table 9. An assigning of results of a quantitative of precipitation in July 1977.

	UP	α	β	Q	TS	SS	BS
M ₁	0,74	0,47	0,06	0,47	0,65	0,48	1,38
M ₂	0,66	0,65	0,22	0,13	0,63	0,13	1,02
M ₃	0,53	0,06	0,61	0,33	0,38	0,21	0,41
M ₄	0,82	0,30	0,13	0,57	0,78	0,56	0,98

Verifikacija uspješnosti kvalitativne prognoze oborine pokazuje da je subjektivna prognoza najbolja, što ne iznenađuje jer je prognostičar imao mogućnost sagledati razvoj vremenske situacije iznad šireg područja i na taj način dati najbolju kvalitativnu prognozu oborine u slijedećih 12 sati. Od metoda koje koriste prediktorne varijable dobivene u jednoj točki mjerenja najboljom se pokazuje metoda mnogostruke regresije u kojoj su koeficijenti određeni metodom glavnih komponenta, zatim dolazi perzistentna prognoza dok je najlošija prognoza obične regresije samo sa prvim prediktorom (\bar{I}_g).

Kod mnogostruke regresije uočava se povećan broj pogrešnih prognoza u slučajevima kada oborine nisu prognozirane a ostvarile su se. ($BS > 1$), dok je kod obične regresije s jednim prediktorom obrnut slučaj, znatno je veći broj pogrešnih prognoza da su oborine prognozirane a nisu se ostvarile. Kod subjektivne i perzistentne prognoze broj pogrešnih prognoza B i D je ujednačen.

4. ZAKLJUČAK

Zamjenom drugog i četvrtog Druyanovog prediktora s novim prediktorima, zatim pridjeljujući bezoborinskim razdobljima težinu u ovisnosti o srednjoj naoblaci, te određivanjem regresionih koeficijenata metodom glavnih komponenta, znatno je poboljšana 12 h lokalna prognoza oborine. Kvalitativna ocjena prognoze na nezavisnim podacima je pokazala da je prognoza u 74% slučajeva bila točna. Najveći broj pogrešnih prognoza bio je da oborine nisu prognozirane a mjestimično je bilo slabih oborina, većinom ≤ 0.2 mm. Ako se izdvoje slučajevi kada je prognoza QPF ≥ 1.0 mm, što je učinjeno u ranijim radovima, onda je u siječnju u 95%, a u srpnju u 93,3% slučajeva bilo oborina. Kvantitativna ocjena prognoze oborine, analizom reziduala, pokazala je da su prognozirane količine u hladnijem dijelu godine bile u srednjaku manje, a u toplijem veće, od ostvarenih. U srpnju su dobivene i znatno veće greške u prognozi količine oborine, nego u siječnju. Najveće greške bile su isključivo povezane s naglim promjenama vremena u razdoblju prognoze, što je i logično jer se vrijednosti prediktora uzimaju i računaju iz radiosondažnih podataka na početku prognostičkog razdoblja.

SUMMARY

As an extension of Druyan's (1982) and Pandzic's works, a study of a 12 h precipitation forecast, using a single-station radiosonde profile, has been continued. After a detailed appraisal of predictors, which have been used until now, some of them were selected: X_1 Druyan's first predictors related to atmospheric saturation in the layer 1000-600 hPa. X_2 - a change of RT 500/1000 hPa over the last 12 hours, X_3 - the third Druyan's predictor related to height of the maximal saturation layer and X_4 - the atmospheric surface pressure. 12 h precipitations, (predictand), as averages of 12 h precipitations from stations Zagreb-Maksimir, Zagreb-Pleso and Puntijarka, were taken. Weights, determined according to average cloud cover from this stations, were assigned to the precipitationless periods e. g. if an average cloud cover is 0 (cloudless) the predictand is assigned a weight - 8.0 mm, or for cloudy weather 0.0 mm. An orthogonal transformation of selected predictors into principal components was executed with the Hotteling's procedure which were used for determination of regression coefficients in equations of multiple regression.

It was dealt by standardised variables, and forecasting equations for local forecast of the 12 h precipitation in the Zagreb's region, both for summer (April-September) and winter (October-March) seasons were determined. An appraisal of equation (8) with data from January and (9) from July indicated that a qualitative forecast was true in 74% of the cases. The largest number of false forecasts (Table 5) are in cases where precipitation was not forecasted, but weak precipitation was registered (mostly ≤ 0.2 mm).

A quantitative appraisal of the forecast, above considered, indicated that the greatest errors in the precipitation forecast are in the summer season and in cases of abrupt changes of weather. It is logical because the predictors are taken from data at the beginning of forecasting periods.

LITERATURA

- Craddock, J. M., and C. R. Flood, 1969: Eigenvectors for representing the 500 mb geopotential surface over the Northern Hemisphere. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 95, 574-593.
- Craddock, J. M., and S. Flintoff, 1970: Eigenvector representation of Northern hemispheric field. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 96, 124-129.
- Druyan, L. M. and Y. Sant, 1978: Objective 12 h precipitation forecasts using a single radiosonde. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 59, 1438-1441.
- Druyan, L. M., 1982: Automated precipitation forecasts using a single-station radiosonde profile. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 63, 499-502.
- Fulgosti, A., 1982: Faktorska analiza. Školska knjiga, Zagreb.
- Gadgil, S., and R. N. Iyengar, 1980: Cluster analysis on rainfall stations of the Indian Peninsula. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 106, 873-886.
- Grimmer, M., 1963: The space-filtering of monthly surface temperature anomaly data in terms of pattern, using empirical orthogonal functions. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 89, 395-408.
- Hardy, D. M., and J. J. Walton, 1978: Principal components analysis of vector wind measurements. *J. Appl. Meteor.*, 17, 1153-1162.
- Harman, H. H., 1976: Modern factor analysis. The University of Chicago Press, 278-335.
- Hotelling, H., 1933: Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *J. of Educational Psychology*, 24, 417-498.
- Johnson, D. M., 1980: An index of Arizona summer rainfall developed through eigenvector analysis. *J. Appl. Meteor.*, 19, 849-856.
- Kendall, M. G., and A. Stuart, 1976: The advanced theory of statistics. Vol. 3. C. Griffin, 292-305.
- Klaus, D., 1978: Spatial distribution and periodicity of mean annual precipitation south of the Sahara. *Arch. Meteor. Geophys. Bioklim.*, B26, 17-27.
- Le Drew, E. F., 1980: Eigenvector analysis of the vertical velocity field over the Eastern Canadian Arctic. *Mon. Wea. Rev.*, 108, 1992-2005.
- Molteni, F., Bonelli, P., and P., Bacci, 1983: Precipitation over Northern Italy: A description by means of principal component analysis. *J. Climatol.*, Vol. 22, 1738-1752.
- Morrison, D. F., 1976: Multivariate statistical methods. Mc Graw-Hill, New York.
- Mulaik, S. A., 1972: The foundation of factor analysis. Mc. Graw-Hill, New York.
- Pandžić, K., 1986: Prognoza 12 h količine oborine upotrebom jednog radiosondažnog profila. 3rd International conference on statistical climatology. Vienna, June 23-27.
- Rinne, J., and V. Karhila, 1979: Empirical orthogonal functions of 500 mb height in the Northern Hemisphere determined from a large data sample. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 105, 873-884.
- Sellers, W. D., 1986: Climatology of monthly precipitation patterns in the Western United States, 1931-1966. *Mon. Wea. Rev.*, 96, 585-595.
- Stidd, C. J., 1967: The use of eigenvector for climatic estimates. *J. Appl. Meteor.*, 6, 255-264.
- Yurgis, D., 1970: New methods in factor analysis. OMS, No 6.