

O stohastičkom modelu vremenske persistencije naoblake

Josip Furas

Geofizički zavod Prirodoslovno-matematičkog fakulteta, Zagreb

Primljeno 2. ožujka 1990. u konačnom obliku 30. svibnja 1990.

Polazeći od empiričkih razdioba čestina količine ukupne naoblake (u stupnjevima od 0 do 10) u tri klimatološka termina opažanja (7, 14, 21 sat lokalnog vremena), određena je teoretska razdioba srednjih dnevnih vrijednosti naoblake. Teoretski model osniva se na pretpostavci da niz opažanja naoblake, nakon transformacije u niz normalnih varijata, ima osobine modela autoregresije prvog reda. Usporedba teoretskih i empiričkih razdioba upućuje na opravdanost navedene pretpostavke. Odstupanja teoretskih razdioba od opaženih mogu se dijelom tumačiti kao utjecaj procesa mezorazmjera koji imaju malu persistenciju. Model omogućava da se na relativno jednostavan način dođe do procjena budućih vrijednosti količine naoblake na osnovi opaženih vrijednosti. Navedeni su neki primjeri mogućih primjena modela pri obradi podataka o naoblaci, evaluacije umjetnog djelovanja na oblake, te pri verifikaciji prognoza.

On the stochastic model for the temporal persistence of cloud cover

The considered stochastic model is based on the assumption that the series of observations of cloud cover can be represented by the series of normal variates which have properties of the Markov process. This assumption made possible the estimation of the joint probabilities for 1331 ($=11^3$) possible combinations of observations on the basis of frequency distributions of cloud cover at 7, 14 and 21 local time. The theoretical frequency distribution of the mean daily cloud amount is obtained by adding the joint probabilities which contribute to the corresponding class (nearest tenth). The autocorrelation coefficient, which is the only free model parameter, has been determined in the way that the theoretical distribution fits the observed distribution in the best way. The differences between these two distributions could be partly explained by the contributions of mesoscale processes (convective storm, radiation fog) which have a much lower persistence than the prevailing large scale processes. Finally, there is a brief survey of possible applications of the results on the data control, the evaluation of weather modification and the verification of forecast.

1. Uvod

Razdiobe čestina količina ukupne naoblake imaju vrlo raznolike oblike. Može ih se približno opisati karakterističnim U, J ili L oblikom beta-razdiobe (Falls, 1974). U tim razdiobama mogu se obično uočiti manje ili veće nepravilnosti koje se mogu pripisati subjektivnom načinu opažanja naoblake. Razdiobe srednjih dnevnih vrijednosti naoblake (dalje u tekstu SDN) također obično zadržavaju karakterističan oblik koji imaju i razdiobe terminskih motrenja, samo znatno ublažen. U Zagrebu u godišnjoj razdiobi čestina SDN nakon kategorije 10 najčešća je kategorija 7 (Goldberg, 1931). To se objašnjava činjenicom da su nakon potpuno oblačnih dana najčešći dani u kojima su dva termina oblačna, a jedan vedar. Također su česti dani kad je u dva termina vedro, a jedan je oblačan, te i klasa 3 obično ima povećanu čestinu u odnosu na susjedne. Ovi se detalji u razdiobi čestina SDN teško mogu opisati nekom analitičkom funkcijom. Zbog toga se do tih razdioba pokušalo doći pomoću složene razdiobe. Pretpostavlja se da vremenski niz opažanja naoblake ima osobine modela autoregresije prvog reda. Osnove za tu pretpostavku izložene su u radovima Gringortena (1971, 1972). Nešto drugačiji pristupi modeliranju vremenskih nizova naoblake mogu se naći u radovima McAllistera (1960) i Madsena *et al.* (1986). Da bi se mogao koristiti model autoregresije, potrebno je prethodno vrijednosti naoblake N_n transformirati na normalne variјate y_n za koje pretpostavljamo da vrijedi

$$y_n = \rho y_{n-1} + \varepsilon_n, \quad (1)$$

gdje je ρ koeficijent autokorelacije a ε_n predstavlja čisti slučajni proces. Očekivane vrijednosti y_n i ε_n jednake su nuli pa je proces stacionaran, dok niz vrijednosti naoblake nije stacionaran zbog postojanja dnevnog hoda.

Pomoću bivarijatne normalne razdiobe određuju se združene vjerojatnosti za svaku moguću kombinaciju terminskih vrijednosti. Teoretska razdioba čestina SDN dobije se zatim zbrajanjem pripadnih vjerojatnosti onih kombinacija koje doprinose čestini pojedine klase.

U trećem odlomku razmatra se postupak transformacije izvornih podataka na normalnu variјatu, način izračunavanja združenih vjerojatnosti i razdiobe SDN te godišnji hod procijenjenih vrijednosti koeficijenata autokorelacije. U četvrtom odlomku razmatraju se razlike između opaženih i teoretskih razdioba. Na kraju se navode neki primjeri mogućih primjena modela.

2. Podaci

Kao osnova za provjeru razmatranog modela poslužili su podaci o naoblaci u Zagrebu koji su navedeni u radu Goldberga (1931). Podaci se odnose na razdoblje 1862—1926. i obuhvaćaju oko 70 000 pojedinačnih motrenja naoblake. Podaci su dani u obliku srednjih mjesečnih relativnih čestina stupnjeva naoblake za pojedine klimatološke termine, kao i za SDN. U pojedinim slučajevima, kada zbroj relativnih čestina nije iznosio 100%, izvršena je odgovarajuća korekcija u klasi s najvećom čestinom. U tablici 1 navedeni su ilustracije radi podaci za mjesec

rujan. Također su korišteni izvorni podaci jednog kraćeg razdoblja (siječanj, 1971—1980) na osnovi kojih se provjeravalo slaganje opaženih i procijenjenih vjerojatnosti združenih vjerojatnosti.

3. Izračunavanje združenih vjerojatnosti za pojedine kombinacije terminskih opažanja naoblake

Kad ne bi postojala zavisnost u slijedu opažanja naoblake, združena bi se vjerojatnost za bilo koju kombinaciju terminskih opažanja dobila kao produkt marginalnih vjerojatnosti odgovarajućih stupnjeva naoblake. Kako postoji dosta izražena zavisnost između uzastopnih opažanja, združena se vjerojatnost određene kombinacije od tri terminska opažanja može odrediti pomoću relacije

$$p(N_7=i, N_{14}=j, N_{21}=k) = p(N_7=i, N_{14}=j) \cdot p(N_{21}=k | N_7=i, N_{14}=j) \quad (2)$$

$$i, j, k = 0, 1, \dots, 10.$$

Pretpostavimo li da slijedeća vrijednost naoblake ovisi samo o neposredno prethodnoj, tj. da se radi o procesu autoregresije prvog reda (*Markovljevi niz*), tada se relacija (1) (s nešto pojednostavnjenom notacijom) svodi na jedan od ovih oblika pogodnih za izračunavanje združenih vjerojatnosti za pojedine trojke opažanja

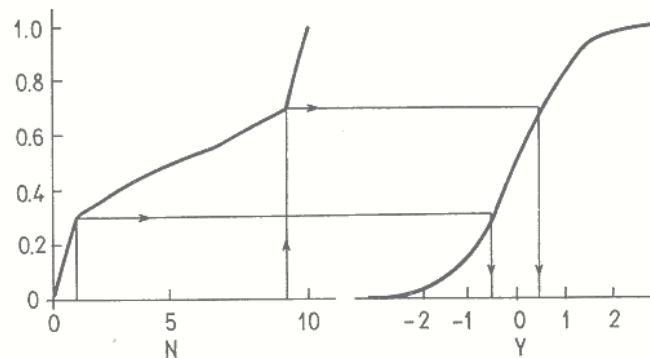
$$p(i, j, k) = p_{12}(i, j) p_{3/2}(k | j) \quad (3)$$

$$p(i, j, k) = p_{12}(i, j) p_{23}(j, k) / p_2(j) \quad (4)$$

$$p(i, j, k) = p_1(i) p_{2,1}(j | i) p_{3/2}(k | j) \quad (5)$$

$$i, j, k = 0, 1, \dots, 10$$

Indeksi 1, 2 i 3 označavaju klimatološke termine u 7, 14 i 21 sat. Iz relacija (3)—(5) proizlazi da je za izračunavanje združenih vjerojatnosti za različite kombinacije od tri terminska opažanja potrebno poznavati združene (ili uvjetne) vjerojatnosti za sve moguće parove uzastopnih opažanja.



Slika 1. Primjer transformacije stupnjeva količine ukupne naoblake N na odgovarajući interval normalne variјate Y pomoću empiričkih kumulativnih čestina (Zagreb, rujanj, 7 sati, vidi tab. 1).

Figure 1. An example of the transformation of degrees (tenths) of the total cloud cover into the corresponding intervals of the normal variate Y through its cumulative frequencies.

Tablica 1. Čestine stupnjeva ukupne naoblake za Zagreb u rujnu u 7, 14 i 21 sat, te opažene (f_a) i izračunate (f_{ai}) čestine srednjih dnevnih vrijednosti (razdoblje 1862–1926).

Table 1. The relative frequencies of the total cloud amount for Zagreb in September at 7, 14 and 21 local time, as well as the observed (f_a) and estimated (f_{ai}) frequencies of the mean daily cloud amount (nearest tenth).

| N | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 7 | 0,304 | 0,047 | 0,055 | 0,045 | 0,046 | 0,030 | 0,027 | 0,049 | 0,048 | 0,043 | 0,307 |
| 14 | 0,185 | 0,076 | 0,085 | 0,077 | 0,073 | 0,070 | 0,047 | 0,056 | 0,060 | 0,043 | 0,228 |
| 21 | 0,432 | 0,043 | 0,056 | 0,057 | 0,042 | 0,033 | 0,023 | 0,028 | 0,030 | 0,032 | 0,225 |
| f_a | 0,161 | 0,109 | 0,085 | 0,087 | 0,080 | 0,076 | 0,078 | 0,074 | 0,063 | 0,057 | 0,128 |
| f_{ai} | 0,163 | 0,108 | 0,083 | 0,079 | 0,083 | 0,080 | 0,074 | 0,077 | 0,067 | 0,065 | 0,121 |

Združene vjerojatnosti izračunate su pomoću bivarijatne normalne razdiobe (dalje u tekstu BNR). Pogodnost te razdiobe prikazana je u citiranim radovima Gringortena. Iako razdioba stupnjeva naoblake nema nikakve sličnosti s normalnom razdiobom, ipak nakon transformacije stupnjeva naoblake na odgovarajući interval normalne varijate BNR omogućava da se odrede združene vjerojatnosti za pojedine kombinacije stupnjeva naoblake.

Transformacija stupnjeva naoblake na normalnu varijatu osniva se na načelu jednakih kumulativnih čestina. Taj postupak ilustriran je na sl. 1 (za koju su upotrijebljeni podaci iz tabele 1 za termin od 7 sati). Na osnovi empiričke kumulativne čestine klasi 0 (vedro) pridružuje se interval $(-\infty, -0.513)$ normalne varijate y . Stupnju 10 (oblačno) odgovara interval $(0.507, \infty)$. Ovom transformacijom gornja granica klase 0 i donja granica klase 10 postaju relativno blize. To donekle i odgovara našim predodžbama da se pojedina stanja oblačnog neba, kao naprimjer u slučaju lagane koprene cirusa ili cirostratusa, ne razlikuju bitno od stanja vedro ako to promatramo sa stajališta intenziteta procesa formiranja naoblake. Transformacija upućuje i na to da unutar rubnih kategorija naoblake postoji širok spektar različitih stanja. Zanimljivo je da i Goldberg u već citiranom radu, koristeći se grafičkim objašnjenjem sličnim onom na sl. 1, navodi:

„Ako smatramo oblačnost izrazom stupnja, do kojeg je stigao proces kondenzacije vodene pare u atmosferi, onda imamo pri vedrini još dugi niz stanja A proces stvaranja oblaka nije dovršen kad je nebo zastrto, nego sloj oblaka postaje još i deblji.“

Nakon što je pomoću empiričkih kumulativnih čestina granicama između pojedinih stupnjeva naoblake pridružena odgovarajuća vrijednost normalne varijate y , mogu se pomoću integrala BNR odrediti združene vjerojatnosti za pojedine kombinacije stupnjeva naoblake u pojedinim terminima. Prvo se izračunavaju kumulativne združene vjerojatnosti

$$P(N_1 \leq i, N_2 \leq j) = P(y_1 \leq y_{1i}, y_2 \leq y_{2j}), \quad (6)$$

$$P = \int_{-\infty}^{y_{1i}} dy_1 \int_{-\infty}^{y_{2j}} Z(y_1, y_2, \rho) dy_2, \quad (7)$$

gdje je ρ koeficijent autokorelacije, a Z funkcija gustoće

$$Z(y_1, y_2, \rho) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{y_1^2 + y_2^2 - 2y_1y_2\rho}{2(1-\rho^2)}\right).$$

Praktičnije je združene vjerojatnosti bivarijatne normalne razdiobe određivati pomoću jednostrukog integrala (National Bureau of Standards, 1959)

$$L(y_1 \leq h, y_2 \leq k, \rho) = \frac{1}{2\pi} \int_{\arccos \rho}^{\pi} \exp\left[-\frac{1}{2}(h^2 + k^2 - 2hk \cos w) \operatorname{cosec}^2 w\right] dw, \quad (8)$$

gdje je

$$w = \frac{y_2 - \rho y_1}{\sqrt{1-\rho^2}}.$$

Združene vjerojatnosti za pojedine kombinacije stupnjeva naoblake određuju se iz kumulativnih vjerojatnosti P prema relaciji

$$p_{12}(N_1=i, N_2=j) = P(N_1 \leq i, N_2 \leq j) - P(N_1 \leq i-1, N_2 \leq j) - P(N_1 \leq i, N_2 \leq j-1) + P(N_1 \leq i-1, N_2 \leq j-1). \quad (9)$$

Za dane vrijednosti marginalnih vjerojatnosti, združene vjerojatnosti ovise samo o koeficijentu autokorelacije. Njegova vrijednost određena je na dva načina. Pri prvom načinu korišten je teorem da je varijanca sume zavisnih slučajnih veličina jednaka sumi elemenata pripadne matrice kovarijance. Varijanca SDN σ_s može se izraziti pomoću pripadnih varijanci terminskih opažanja i koeficijenata autokorelacije relacijom

$$\sigma_s^2 = \frac{1}{3^2} \left(\sum_{i=1}^3 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^3 \sum_{j=i+1}^3 \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j \right). \quad (10)$$

Kako se pretpostavlja proces autoregresije prvog reda, koeficijenti autokorelacije za korak od 7 odnosno 14 sati mogu se izraziti pomoću koeficijenta autokorelacije ρ_1 za korak od jednog sata ovako:

$$\rho_{1,2} = \rho_{2,3} = \rho_1^7,$$

$$\rho_{1,3} = \rho_1^{14}.$$

Na taj način moguće je na osnovi poznatih vrijednosti varijanci SDN i terminskih opažanja odrediti pomoću relacije (10) iteracijom procjenu za ρ_1 .

Druga mogućnost je da se varira vrijednost ρ_1 i odabere ona vrijednost koja daje najbolje slaganje između teoretske i opažene razdiobe čestina u smislu minimalne vrijednosti zbroja

$$S = \sum_{j=0}^{10} \frac{(f_{tj} - f_{0j})^2}{f_{tj}},$$

gdje su f_{tj} i f_{oj} teoretske odnosno opažene relativne čestine u klasi j . Zanimljivo je da se koeficijenti autokorelacije određeni na ova dva načina nisu bitno razlikovali. U oba slučaja nije bilo potrebno raspolagati izvornim podacima mjerenja, već samo njihovim razdiobama. Procjene vrijednosti koeficijenata autokorelacije za pojedine mjesece prikazani su na sl. 2. Njegov godišnji hod vrlo je sličan godišnjem hodu parametra kojim se izražava persistencija u nizovima kišnih i sušnih dana u Zagrebu (Juras i Jurčec, 1976). Minimum koji pada u ljeto posljedica je činjenice da sinoptički procesi u to doba imaju kraće periode trajanja a i udio slabo postojanih lokalnih konvektivnih procesa je znatan.

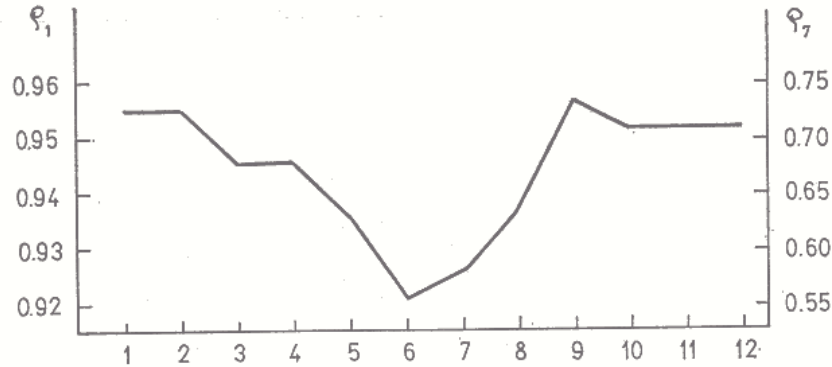
Tablica 2. Opažene (gornja brojka) i procjenjene (donja brojka) združene vjerojatnosti (u‰) za različite kombinacije količine naoblake u terminima 7 i 14 sati u siječnju u Zagrebu (razdoblje 1971–1980). Teoretske vrijednosti izračunate su s koeficijentom autokorelacije $r_1=0.945$.

Table 2. Observed (upper number) and estimated (lower number) of the joint probabilities (per thousand) for the various combinations of the cloud cover categories at 7 and 14 LT in January for Zagreb (period 1971–1980). Estimated values were calculated with the hour-to-hour correlation coefficient $r_1=0.945$.

| N ₇ \ N ₁₄ | 0 | 1–9 | 10 |
|----------------------------------|----------|------------|------------|
| | 0 | 19 19 | 39 35 |
| 1–9 | 19 19 | 119 132 | 78 66 |
| 10 | 6 7 | 188 179 | 532 540 |

Procijenjene vrijednosti združenih vjerojatnosti za pojedine parove opažanja nisu uspoređivane s opaženima, jer izvorni podaci mjerenja iz promatranog razdoblja nisu publicirani. Ipak, za manji uzorak od 310 dana (siječanj, 1971–1980) uspoređene su teoretske i opažene čestine a rezultati su prikazani u tabeli 2. Možemo smatrati da je podudarnost tih vrijednosti vrlo dobra. Želimo upozoriti na relativno malu vjerojatnost (12%) da naoblaka u dva uzastopna termina bude unutar širokog intervala stupnjeva od 1 do 9.

Pogodnost modela ispitana je posredno pomoću usporedbi teoretskih i opaženih razdioba SDN, koje se razmatraju u slijedećem odlomku. Da bismo prikazali na koji se način dolazi do teoretskih procjena čestina, u tabeli 3 izneseni su dijelovi izračunatih matrica združenih (p_{12}) i uvjetnih ($p_{3/2}$) vjerojatnosti za mjesec rujna. Pomoću tih vrijednosti moguće je odrediti teoretsku vjerojatnost da SDN (zaokružen na cijeli broj) ima vrijednost 10. To će biti u slučaju kad nastupi jedna od ovih kombinacija terminskih opažanja naoblake: (10, 10, 10) (10, 10, 9), (10, 9, 10) i (9, 10, 10). Na osnovi podataka iz tabele 3. te relacije (3) mogu se izračunati vjerojatnosti za svaku od ovih kombinacija. Njihov zbroj iz-



Slika 2. Godišnji hod koeficijenta autokorelacije za naoblaku u Zagrebu. Lijeva skala označava vrijednosti za korak od jednog sata a desna odgovarajuće vrijednosti za korak od 7 sati.

Figure 2. The annual variation of the autocorrelation coefficient for cloud cover in Zagreb. The left scale represents hour-to-hour correlation coefficient, and the right scale corresponding values for the seven hours lag.

Tablica 3. Dio matrica združenih (p_{12}) i uvjetnih ($p_{3/2}$) vjerojatnosti određenih na osnovi podataka iz tabl. 1 i sa koeficijentom autokorelacije $r=0.7245$.

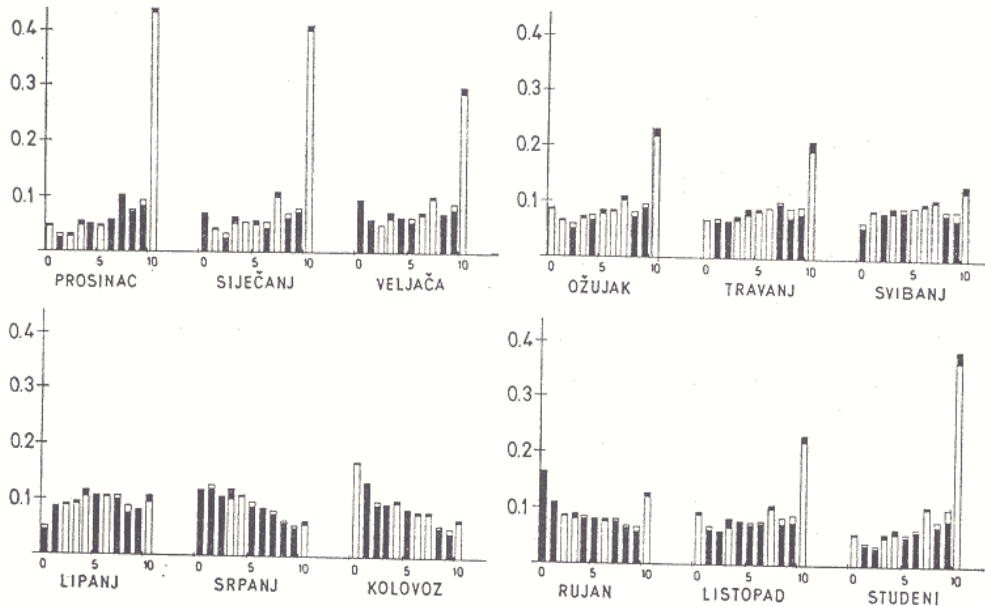
Table 3. Lower right-hand corner of matrices of the joint probabilities (p_{12}) and the conditional probabilities ($p_{3/2}$) calculated by means of marginal frequencies in Tab. 1 and with autocorrelation coefficient $r=0.7245$.

| p_{12} | | N_{14} | | $p_{3/2}$ | | N_{21} | |
|----------|----|----------|--------|-----------|----|----------|--------|
| | | 9 | 10 | | | 9 | 10 |
| N_7 | 9 | 0.0030 | 0.0116 | N_{14} | 9 | 0.0567 | 0.3502 |
| | 10 | 0.0211 | 0.1637 | | 10 | 0.0514 | 0.5983 |

nosi 0.121, i ta vrijednost predstavlja procjenu za klasu 10 SDN. U empiričkoj razdiobi ova klasa ima relativnu čestinu 0.128. Ukupan broj svih mogućih kombinacija stupnjeva naoblake u tri termina inzosi 1331 (11^3). Najveći broj tih kombinacija (271) imaju srednje vrijednosti koje ulaze u klasu 5. Međutim vjerojatnosti za sve te kombinacije u odabranom su primjeru (Zagreb, rujanj) vrlo male, pa je teoretska (a i opažena) čestina za tu klasu među najmanjima.

4. Provjera modela

Umjesto uspoređivanjem teoretskih i opaženih združenih vjerojatnosti, pogodnost modela je provjeravana usporedbom opaženih i izračunatih razdioba stupnjeva SDN. Te su razdiobe prikazane na sl. 3 u obliku preklapajućih histograma. Primjećuje se velika raznolikost oblika razdioba u pojedinim mjesecima. Vršak pojedinog stupića označava iznos i predznak razlike između opaženih i teoretskih čestina. Crni (bijeli) vršak označava da teoretske čestine potcjenjuju (precjenjuju) opažene čestine. Teoretske razdiobe slijede empiričke, ne samo u osnovnim crtama već i u detaljima (povećane čestine u klasi 3 i 7). Najveća razlika iznosi 0.021 i odnosi se na klasu 10 u mjesecu studenom. Na osnovi χ^2 -testa, razlike između opaženih i teoretskih vrijednosti mogu se smatrati značajnim na nivou signifikantnosti od 0.05 za čak četiri mjeseca (siječanj, travanj, listopad, studeni).



Slika 3. Preklapajući histogrami opaženih (crno) i teoretskih (bijelo) razdioba čestina stupnjeva srednje dnevne naoblake u Zagrebu.

Figure 3. Overlaid histograms of the observed (black) and estimated (white) frequency distributions of the mean daily cloud amount (nearest tenth) in Zagreb. The sequence of months is from December through November.

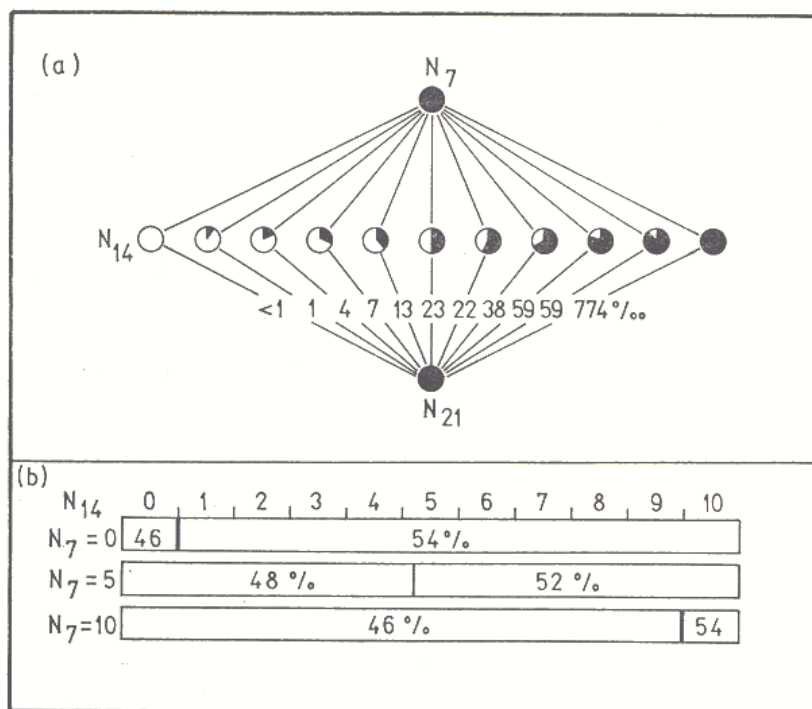
Primjena χ^2 -testa u ovom slučaju nije međutim u potpunosti opravdana jer se ne radi o međusobno nezavisnim opažanjima. Neprikladnost testa ističe i Hisdal (1974) pri razmatranju pogodnosti jedne teoretske razdiobe za opis razdiobe čestina stupnjeva naoblake.

Želimo istaknuti sistematske razlike koje se javljaju unutar pojedinih kategorija u gotovo svim mjesecima. U kategoriji 10 opažene su čestine u svim mjesecima veće od teoretskih. Objašnjenja za ovu pojavu mogu biti vrlo različita. Jedno od njih je da je oblačno stanje persistentnije od ostalih. Može se pretpostaviti stanoviti rutinski pristup motrenju. Ipak, pravi razlog za tu pojavu treba tražiti u činjenici da postoji stanovito odstupanje od osnovne pretpostavke modela: da buduće stanje naoblake ovisi samo o neposredno prethodnom stanju. Vjerojatno bi se pokazalo da vrijedi nejednakost $P(10|10,10) > P(10/10)$ umjesto jednakosti koju pretpostavlja model. Sistematski veće teoretske čestine u kategoriji 8 i 9 posljedica su potcjenjivanja čestina u kategoriji 10 pa za njih vrijede isti argumenti. U pojedinim su mjesecima opažene čestine u klasi 3 i 4 također veće od teoretskih. To se može objasniti činjenicom da su u hladnom dijelu godine dosta česti slučajevi da nakon maglovitog jutra ($N_7=10$), preostali dio dana bude vedar ($N_{14} \leq 2, N_{21} \leq 2$). Isto su tako ljeti, kao posljedica lokalnih konvektivnih procesa, nešto češće kombinacije oblika ($N_7 \leq 2, N_{14}=10, N_{21} \leq 2$) nego što to daje procjena teoretskog modela. Iz toga slijedi da razmatrani statistički model uglavnom opisuje promjene naoblake koje su posljedica prevladavajućih procesa sinoptičke skale. Model ne može istodobno prikazati promjene naoblake koje su posljedica lokalnih procesa mezorazmjera

koji imaju kraći vijek trajanja, a time i manju persistenciju. Ovaj nedostatak modela može se koristiti tako da se razlike teoretskih i opaženih čestina interpretiraju kao indikatori postojanja procesa s manjim stupnjem persistencije. Da procesi s malom persistencijom uvjetuju nešto veću čestinu u klasi 3, može se uvjeriti ako se izračuna hipotetska razdioba vrijednosti SDN pod pretpostavkom da nema persistencije ($\rho=0$). Tada u mjesecu rujnu u Zagrebu klasa 3 predstavlja mod razdiobe, dok se u opaženim podacima u toj klasi nazire slabo izraženi sekundarni maksimum.

5. Neke od mogućnosti primjena modela

Razmatrani model može se primijeniti uvijek kad želimo usporediti neki realni vremenski niz opažanja naoblake s teoretskim. Pomoću njega moguće je ispitati vremensku konzistentnost niza opažanja. Za svaku moguću trojku opažanja naoblake model daje procjene njihovih vjerojatnosti. One se u Zagrebu kreću od 10^{-5} (u svibnju za niz motrenja: 9,0,9) do približno 0.4 (u prosincu za niz 10,10,10). Prema tome, iako se nijedna kombinacija ne može unaprijed isključiti, velik broj njih ima vrlo malu vjerojatnost. Ako terminska opažanja imaju izraženu U razdiobu



Slika 4. (a) Procjene vjerojatnosti (u promilima) za različite vrijednosti naoblake u 14 sati, pri potpuno oblačnom nebu u 7 i 21 sat (Zagreb, rujna). (b) Procjene granica dviju približno jednako vjerojatnih kategorija ukupne naoblake u 14 sati u zavisnosti o količini naoblake u 7 sati.

Figure 4. (a) Estimated probabilities (per thousand) for the various total cloud amounts at 14 local time if overcast at 7 and 21 local time. (b) Estimated intervals of the two almost equally probable categories of cloud cover at 14 LT for the various amounts of cloud cover 7 hours earlier (Zagreb, September).

(kao naprimjer u mjesecu rujnu u Zagrebu), tada sve trojke opažanja koje ne sadrže stupnjeve 0 i 10 (znači sastoje se isključivo od stupnjeva 1 do 9) imaju vrlo malu vjerojatnost i trebalo bi ih provjeriti.

U praksi često nedostaju pojedinačna opažanja. U takvim slučajevima moguće je pomoću modela procijeniti količinu naoblake u određenom terminu na osnovi opaženih vrijednosti u susjednim terminima. Na sl. 4 (a) naznačene su teoretske vjerojatnosti za pojedine stupnjeve naoblake u terminu od 14 sati ako je u 7 i 21 sat u Zagrebu u rujnu bilo potpuno oblačno. Jasno je da ove procjene ovise o specifičnosti lokaliteta i godišnjem dobu. Treba ipak napomenuti da takav način interpolacije podatka o naoblaci ima smisla primijeniti tek ako ne raspoložemo nekom drugom pouzdanijom metodom. Na jednom manjem uzorku od 300 dana pokazalo se da je procijenjena vrijednost naoblake za Zagreb-Grič na takav način lošija procjena negoli istodobno opažanje količine naoblake u Sisku (koji je od Zagreba udaljen 50 kilometara).

Pri umjetnom djelovanju na oblake u cilju njihove disipacije ili formiranja (Houghton, 1985, str. 1103) obično se postavlja pitanje da li bi do istih promjena oblačnog pokrova možda došlo i da nisu poduzete nikakve akcije. Za ilustraciju jednog od mogućih načina evaluacije eksperimenta opet može poslužiti sl. 4 (a) gdje sada oznaka N_7 predstavlja stanje prije eksperimenta, N_{14} stanje nakon djelovanja i N_{21} stanje u trenutku kad se može smatrati da je utjecaj djelovanja iščezao. Kako se takvi eksperimenti provode najčešće na određenim vrstama oblaka (stratusi), i to pri određenim vremenskim situacijama (anticiklone), za primjenu razmatranog modela bilo bi potrebno raspolagati s osnovnim klimatološkim podacima za odgovarajuću vrstu oblaka.

Pri prognoziranju vremena također je korisno raspolagati podacima o vjerojatnosti za različita stanja naoblake na određenom lokalitetu pri poznatom trenutnom stanju. Informacije koje pruža razmatrani model dosta su skromne, ali sigurno ne suviše. Današnje metode verifikacije prognoza polaze od načela da klimatološka prognoza koja se osniva na persistenciji meteoroloških elemenata predstavlja referentni nivo za ocjenu realnih prognoza (Daan, 1980, 1984). U nedostatku takvih kontrolnih prognoza koriste se najčešće prognoze striktno persistencije, što je za naoblaku koja ima obično izražen dnevni hod sasvim neprimjereno. Razmatrani model omogućava da se na relativno jednostavan način za bilo koje početno stanje dobiju procjene uvjetnih vjerojatnosti svih stanja za bilo koji trenutak u budućnosti. Na toj osnovi moguće je formulirati kontrolnu prognozu bilo u kategorijskom bilo u vjerojatnosnom obliku. Kao primjer prikazano je na sl. 4 (b) kako se u zavisnosti o početnom stanju (N_7) mijenja interval dviju približno jednako vjerojatnih kategorija naoblake za termin u 14 sati. Postupak verifikacije prognoza sastojat će se u tome da se usporedi broj ispravno prognoziranih intervala s odgovarajućom vrijednošću koja bi se dobila njihovim slučajnim odabiranjem. Model omogućava da se formuliraju kontrolne prognoze i za slučaj kad širina prognoziranog intervala nije unaprijed određena, već se mijenja zavisno od složenosti određene vremenske situacije.

6. Zaključak

Pojava persistencije u vremenskim nizovima opažanja ukupne naoblake lijepo se uočava u nekim karakteristikama razdioba SDN. Pokazano je da se te karakteristike mogu opisati samo ako se razdioba SDN shvati kao složena razdioba nastala osrednjavanjem triju, međusobno zavisnih, terminskih opažanja. Razmatrani stohastički model omogućio je da se odredi intenzitet persistencije izražen u obliku koeficijenta autokorelacije. Za njegovo određivanje nije bilo potrebno raspolagati osnovnim podacima opažanja, već samo razdiobama terminskih opažanja i SDN. To upućuje na to da se do boljeg poznavanja pojave persistencije naoblake, na većem području i u različitim godišnjim dobima, može doći na dosta ekonomičan način. Koeficijent autokorelacije kao jedini parametar koji određuje unutarnju strukturu modela pokazao se nedostatnim da opiše veliku raznolikost procesa koji utječu na naoblaku. Razlike između teoretskih i opaženih vrijednosti intepretirane su kao indikatori postojanja lokalnih procesa sa malom persistencijom i izraženim dnevnim hodom. Model je ispitan samo na podacima jednog lokaliteta pa se očekuje da će njegova primjena na podacima drugih lokaliteta pokazati neke druge prednosti a i upozoriti na nedostatke.

Literatura

- Daan, H. (1980): Climatology and persistence as reference forecasts in verification scores. Preprints of WMO Symposium on Probabilistic and Statistical Methods in Weather Forecasting (Nice). WMO, Geneva, 195–201.
- Daan, H. (1984): Scoring rules in forecast verification. Short- and Medium- Range Weather Prediction Research Publication Series No. 4. WMO, De Bilt, 62 pp.
- Falls, L. W. (1974): The beta distribution. A statistical model for world cloud cover. *Journal of Geophysical Research*, **79**, 1261–1264.
- Gringorten, I. I. (1971): Modeling conditional probability. *Journal of Applied Meteorology*, **10**, 646–657.
- Gringorten, I. J. (1972): Conditional probability for an exact, noncategorized initial condition. *Monthly Weather Review*, **100**, 796–798.
- Goldberg, J. (1931): Godišnji i dnevni period oblačnosti u Zagrebu. *Rad JAZU* 241, 1–64.
- Hisdal, V. (1974): A mathematical method for representing frequency distributions of cloud amount and related elements. *Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie, Series B*, **22**, 257–280.
- Houghton, D. D. (1985): *Handbook of applied meteorology*. John Wiley & Sons, New York, 1461 pp.
- Juras, J. i V. Jurčec (1976): Statistička analiza sušnih i kišnih razdoblja primjenom modela Markovljevih lanaca. *Rasprave i prikazi*, **13**, 59–98.
- Madsen, H., H. Spliid and P. Thyregod (1985): Markov models in discrete and continuous time for hourly observation of cloud cover. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, **24**, 629–639.
- McAllister, C. R. (1960): Cloud-cover recurrence and diurnal variation. *Journal of Applied Meteorology*, **8**, 769–777.
- National Bureau of Standards (1959): Tables of the bivariate normal distribution function and related functions. NBS Applied Mathematics Series, No. 50, 258 pp.
- Adresa autora: J. Juras, Geofizički zavod, Prirodoslovno-matematičkog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu, Horvatovac bb, p.p. 224, 41000 Zagreb, Jugoslavija.