

ANTONI KOZŁOWSKI
INSTYTUT GEOFIZYKI
PAN

METODA WYZNACZANIA OPERACYJNYCH PROGNOZ DOPIŹYWÓW DO ZBIORNIKÓW

Streszczenie. W pracy przedstawiono metodę operacyjnego prognozowania dopływów do zb. retencyjnego Goczałkowice i do zb. Tresna w bieżącej eksploatacji systemu wodnego. Omówiono podstawową metodę prognozowania wykorzystującą zasadę maksymalnego prawdopodobieństwa i metodę opartą na bieżącej korekcji maksymalnej użyteczności prognoz. Stochastyczny proces dopływu przedstawiono jako prosty /pierwszego rzędu/ niestacjonarny łańcuch Markowa. Podane, zostały przykłady postaci funkcji użyteczności prognoz.

1. Wstęp

Przedmiotem prac prowadzonych od kilku lat w ramach Kierunku 05 Programu Rządowego PR-7 jest koncepcja hierarchicznej, wielowarstwowej struktury sterowania operacyjnego rozdziałem wody w systemie zbiorników retencyjnych Goczałkowice-Kaskada Soły [10], [11]. Bardzo ważne dla tej koncepcji układowo sterowania jest zbudowanie odpowiednich modeli służących do wyznaczania prognoz /scenariuszy/ długoterminowych hydrogramów dopływów do zb. Goczałkowice i do zb. Tresna. Prognozy te wyznaczane są repetycyjnie w dyskretnych chwilach czasu o indeksie k , $k=1, 2, \dots$, a występujący w nich dopływ \tilde{q} w przyszłych chwilach czasu, o indeksach $k+1, k+2, \dots, k+h, \dots, k+L$ / L jest horyzontem prognozy/ odpowiada kolejnym składowym wektora $\tilde{q}_k = [\tilde{q}_{k+1}, \tilde{q}_{k+2}, \dots, \tilde{q}_{k+h}, \dots, \tilde{q}_{k+L}]$. Składowe tego wektora w każdej chwili czasu k traktowane są deterministycznie i odpowiadają średnim wielkościom dopływu w dyskretnych przedziałach czasu o długości Δt . W modelu przyjęto 7-dniowe przedziały dyskretyzacji czasu. Prognozy te nazwano prognozami operacyjnymi. Przedstawiona praca jest kontynuacją i rozwinięciem metody prognozowania zamieszczonej w artykule z 1981r. [6].

2. Podstawowa metoda prognozowania

Ponieważ horyzonty prognoz operacyjnych wynikające z potrzeb procesu sterowania są stosunkowo długie, to głównym źródłem informacji w chwili

stawiania prognozy są obserwowane w przeszłości i na bieżąco zmiany dopływu. Przy opracowywaniu prognoz wykorzystuje się 84-letni ciąg średnich siedmiodniowych dopływów q_{1k} $k=1,2,\dots,M=84$; $l=1,2,\dots,N=52$. W oparciu o ten ciąg wyznaczane są parametry dystrybuanty L-wymiarowej zmiennej dopływu $Q = [Q_1, \dots, Q_h, \dots, Q_L]$:

$$G(q_1, \dots, q_h, \dots, q_L) = P(Q < q_1, \dots, Q_h < q_h, \dots, Q_L < q_L) \quad (1)$$

która stanowi podstawę prognozowania.

Ze względu na wielkości wyprzedzeń /nawet kwartalnych/ omawianych prognoz problemem jest uzyskiwanie możliwej do przyjęcia dokładności na całym horyzoncie prognozy. Stosowaną od dawna w praktyce prognoz hydrologicznych miarą dokładności jest, oznaczany przez δ , względny błąd prognozy dopływu o wyprzedzeniu h i zdefiniowany następująco:

$$\delta = \frac{\hat{q}_h - q_h}{q_h} \quad (2)$$

gdzie: \hat{q}_h - dopływ prognozowany,
 q_h - dopływ obserwowany.

Błąd ten zgodnie z oczekiwaniami użytkowników nie powinien przekraczać błędu dopuszczalnego δ_d . W przedstawionej metodzie prognozowania stosowany jest błąd $\delta_d = 0.3$, tj. błąd prognozy dostatecznej wg klasyfikacji prognoz hydrologicznych.

Wychodząc z pojęcia błędu dopuszczalnego, wprowadzono w modelu prognozowania nierównomierne kwantowanie zakresu zmienności dopływu Q na J przedziałów kwantowania z poziomami kwantowania $q^*(Q)$ spełniającymi nierówność:

$$(1 - \delta_d)q^* < q \leq q^*(1 + \delta_d) \quad (3)$$

gdzie: $(1 - \delta_d)q^*$ równa się dolnemu ograniczeniu, a $q^*(1 + \delta_d)$ równa się górnemu ograniczeniu przedziału kwantowania.

Poziomy i przedziały kwantowania uzależnione są od założonego błędu δ_d i wynoszą:

$$q = q^*(c) = \begin{cases} q_{J-1} \cdot (1 + \delta_d) & q_{J-1} < Q < +\infty \\ \frac{q_{J-1}}{1 + \delta_d} & q_{J-2} < Q \leq q_{J-1} = \frac{q_{J-2} \cdot (1 + \delta_d)}{1 - \delta_d} \leq q_{\min\max} \\ \dots & \dots \\ \frac{q_1}{1 + \delta_d} & q_{1-1} < Q \leq q_1 = \frac{q_{1-1} \cdot (1 + \delta_d)}{1 - \delta_d} \\ \dots & \dots \\ \frac{q_2}{1 + \delta_d} & q_1 < Q \leq q_2 = \frac{q_1 \cdot (1 + \delta_d)}{1 - \delta_d} \\ \frac{q_1}{1 + \delta_d} & 0 < Q \leq q_1 = q_{\max\min} \end{cases} \quad (4)$$

gdzie: $q_{\min\max} = \min_k \left(\max_l (q_{lk}) \right)$ i $q_{\max\min} = \max_k \left(\min_l (q_{lk}) \right)$.

W przypadku szacowania wartości parametrów ciągłych rozkładów prawdopodobieństwa dopływów wielkości $q_{\min\max}$ i $q_{\max\min}$ zastępuje się ustalonymi kwantylami rozkładu o założonych, małych prawdopodobieństwach.

W modelu prognozowania przedział zmienności dopływów do zb. Goczałkowiec podzielono na 7 stanów dopływu, a do zb. Tresna na 5 stanów.

Wprowadzenie przedziałów i poziomów kwantowania, które będziemy odpowiednio nazywać stanami dopływu i poziomami dopływu, doprowadziło do tego, że przy rozpatrywaniu zmian procesu dopływu jego teoretycznie nieskończona ilość realizacji została praktycznie sprowadzona do ilości przeliczalnych realizacji. Stąd przy rozpatrywaniu przeszłej zmienności dopływu i w przypadku jego predykcji dysponujemy zbiorem przeliczalnych, alternatywnych realizacji stanowiących kombinację różnych poziomów dopływu zawartych w stanach dopływu będących ich przedziałami predykcji.

Analiza częstości występowania obserwowanych w M-leciu dopływów q_{lk} w poszczególnych i-tych stanach Ip_i umożliwia obliczenie empirycznych prawdopodobieństw d_{ik} występowania tych stanów:

$$d_{ik} = P(q_{lk} \in Ip_i) \quad 0 < d_{ik} \leq 1. \quad (5)$$

W ten sposób dla każdego z N przedziałów Δt_k otrzymujemy J-elementowe wektory prawdopodobieństw wystąpienia rozłącznych stanów dopływu - prawdopodobieństw bezwarunkowych:

$$d_k = [d_{1k}, \dots, d_{ik}, \dots, d_{jk}] \quad \text{gdzie} \quad \sum_{i=1}^J d_{ik} = 1 \quad (6)$$

Przy stawianiu w chwili t_k , tj. na końcu przedziału czasu Δt_k , prognozy o horyzoncie $L\Delta t$ dysponujemy ciągiem wektorów bezwarunkowych prawdopodobieństw wystąpienia poszczególnych stanów dopływu o postaci:

$$\{d_{k+1}, \dots, d_{k+h}, \dots, d_{k+L}\} = \left\{ \begin{bmatrix} d_{1k+1} \\ \vdots \\ d_{ik+1} \\ \vdots \\ d_{jk+1} \end{bmatrix} \dots \begin{bmatrix} d_{1k+h} \\ \vdots \\ d_{ik+h} \\ \vdots \\ d_{jk+h} \end{bmatrix} \dots \begin{bmatrix} d_{1k+L} \\ \vdots \\ d_{ik+L} \\ \vdots \\ d_{jk+L} \end{bmatrix} \right\} \quad (7)$$

Ciąg ten, będący probabilistycznym zapisem niezależnego w poszczególnych przedziałach czasu Δt_k dopływu, może stanowić podstawę predykcji zmian stanów dopływu. Będzie to jednak predykcja nie uwzględniająca wpływu na prawdopodobieństwa przyszłych stanów informacji o aktualnych stanach dopływu, a jedynie będzie oparta na analizie zmian dopływu w wieloletnich ciągach.

Wprowadzenie w analizie procesu dopływu dyskretyzacji czasu i posługiwanie się stanami dopływu niejako implikowało zastosowanie w metodzie predykcji uproszczenia stochastycznego procesu dopływu przez użycie łańcuchów Markowa. Są one podstawą probabilistycznego zapisu zmiennej prognozowanej, co zostało przedstawione w pracy [6]. Łańcuchy te mają stosunkowo obszerną

literaturę, choćby pozycje [1], [3], [7], [9]. Ten sposób upraszczania procesu przepływu można również znaleźć w [4]. Także wiele uwagi poświęcono łańcuchom w artykule [6].

W łańcuchach Markowa prawdopodobieństwa stanów w przedziale Δt_k uwarunkowane są wartościami prawdopodobieństw stanów w przedziałach go poprzedzających za pośrednictwem tzw. prawdopodobieństw przejścia p_{ij_k} . Oznaczają one prawdopodobieństwo warunkowe tego, że w przedziale Δt_k wystąpi j -ty stan pod warunkiem, że w przedziale Δt_{k-1} wystąpił stan i -ty, czyli prawdopodobieństwo przejścia z i -tego stanu do j -tego. Prawdopodobieństwo przejścia rozpatrywanego zjawiska, w naszym przypadku dopływu, do j -tego stanu zależy tylko od stanu i -tego, nie zależy zaś od tego, w jakich stanach znajdowało się wcześniej. To uwarunkowanie można jeszcze rozszerzyć na pewną liczbę stanów w przedziałach czasu poprzedzających Δt_{k-1} , i wtedy mówimy o łańcuchu Markowa o wielokrotnym uwarunkowaniu. Prawdopodobieństwa p_{ij_k} w przypadku procesu dopływu zależą od czasu w cyklu rocznym. Mamy zatem do czynienia z łańcuchem cyklicznym, niejednorodnym [6] o wielokrotnym uwarunkowaniu. Prawdopodobieństwa przejścia p_{ij_k} szacuje się na podstawie analizy obserwowanych zmian stanów dopływu w wieloletniu. W przypadku wyższych uwarunkowań łańcucha ilość lat obserwacji potrzebnych dla zachowania tej samej jakości oszacowań P_{ij_k} : co przy łańcuchu jednokrotnie uwarunkowanym rośnie kwadratowo wraz ze wzrostem kolejnego stopnia uwarunkowania. Ponieważ tak duże próby są w obserwacjach hydrologicznych praktycznie niedostępne, korzysta się z łańcuchów prostych /ewentualnie podwójnie uwarunkowanych/.

Z prawdopodobieństw przejścia p_{ij_k} często tworzy się macierze o wymiarach $J \times J$ - macierze prawdopodobieństw przejść:

$$P_k = \begin{bmatrix} P_{11_k} & P_{12_k} & \dots & P_{1J_k} \\ P_{21_k} & P_{22_k} & \dots & P_{2J_k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ P_{J1_k} & P_{J2_k} & \dots & P_{JJ_k} \end{bmatrix} \quad (8)$$

w której spełniona jest równość:

$$\sum_{j=1}^J P_{1j_k} = 1. \quad (9)$$

Do pełnego określenia procesu za pomocą łańcucha Markowa oprócz macierzy przejścia konieczne jest zadanie, tzw. położenia początkowego procesu w k -tej chwili t_k lub w przedziale Δt_k . Jest nim J -elementowy wektor:

$$d_k = [d_{1_k}, \dots, d_{i_k}, \dots, d_{J_k}] \quad (10)$$

gdzie:

$$0 \leq d_{i_k} \leq 1, \quad \sum_{i=1}^J d_{i_k} = 1. \quad (11)$$

a d_{i_k} zdefiniowane jest zależnością (5).

Zachodzą charakterystyczne i ważne równości:

$$d_{k+1} = d_k \cdot P_{k+1} \quad (12)$$

$$d_{k+h} = d_k P_{k+1} \dots P_{k+h} = d_k \cdot P_{k,k+h} \quad (13)$$

Założmy, że w aktualnym przedziale Δt_k mamy wyznaczyć prognozę dopływu. W przedziale tym dopływ znajduje się w i -tym stanie, a zatem w wektorze \mathbf{d}_k element $d_{ik} = 1$. Wtedy zgodnie z (11) pozostałe elementy wektora równają się 0. Tę sytuację potraktujemy jako położenie początkowe procesu dopływu. Stosując zależność (13) otrzymujemy położenie procesu po h krokach w Δt_{k+h} przedziale czasu pod warunkiem, że w przedziale Δt_k proces znajdował się w i -tym stanie. W wyniku zastosowania zależności (13) dla wszystkich wyprzedzeń składających się na horyzont o długości L otrzymujemy prawdopodobieństwo wystąpienia poszczególnych stanów procesu dla całego horyzontu w formie ciągu wektorów uwarunkowanych położeniem początkowym, uaktualnionych w stosunku do (7):

$$\{d_{k+1}^w, \dots, d_{k+h}^w, \dots, d_{k+L}^w\} = \left\{ \begin{bmatrix} d_{1,k+h}^w \\ \vdots \\ d_{i,k+h}^w \\ \vdots \\ d_{j,k+h}^w \end{bmatrix} \dots \begin{bmatrix} d_{1,k+L}^w \\ \vdots \\ d_{i,k+L}^w \\ \vdots \\ d_{j,k+L}^w \end{bmatrix} \right\} \quad (14)$$

Otrzymany ciąg wektorów stanowi uproszczoną formę L -wymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej Q z (1).

W miarę powiększania horyzontu L wartości wektorów prawdopodobieństw warunkowych zbiegają się z wartościami wektorów bezwarunkowych prawdopodobieństw. Wielkość wyprzedzenia, dla którego wektory osiągną zbieżność, określa zasięg wpływu aktualnego stanu dopływu na prawdopodobieństwa jego przyszłych stanów. Zasięg ten stanowi racjonalne kryterium określania długości horyzontu prognozy.

Jako wskaźnik zbieżności obu prawdopodobieństw, a zarazem zasięgu prognostycznego wpływu aktualnych dopływów, wprowadzimy wyrażenie o postaci:

$$w_w(k, h) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^J [d_{i,k+h} - d_{i,k+h}^w]^2}{2}} \quad (15)$$

w którym $k = 1, 2, \dots, N$; $h = 1, 2, \dots, L$; $0 \leq w_w(k, h) < 1$.

Przyjmując jako warunek zbieżności prawdopodobieństw warunkowych z bezwarunkowymi osiągnięcie przez $w_w(k, h)$ pewnej krytycznie małej wartości $w_{w_{zb}}$,

uwarunkowana tą zależnością niestacjonarna, zależna od k , długość horyzontu L określona jest zależnością:

$$\min_h (\alpha_w(k, h)) = \alpha_w(k, L) \approx \alpha_w(z_b) \quad (16)$$

W modelu przyjęto $\alpha_w(z_b) = 0.01$.

Wymogi sterowania systemem wodnym mogą spowodować narzucenie horyzontu stałego i wykraczającego poza określoną w (16) długość L . Dla wyprzedzeń przekraczających zasięg wpływu stanu początkowego podstawę predykcji stanowią bezwarunkowe prawdopodobieństwa stanów.

Za prognozę o największej szansie trafności przyjmuje się dominantę L -wymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa prognozowanych stanów (14). A zatem zastosowana jest zasada predykcji wg największego prawdopodobieństwa. Prognozę stanowi L -elementowy wektor poziomów dopływu:

$$q_k = [q_{j_{k+1}}, \dots, q_{j_{k+h}}, \dots, q_{j_{k+L}}] \quad (17)$$

które odpowiadają stanom o maksymalnych prawdopodobieństwach występowania $\hat{d}_{i_{k+h}}^w = \max_1 (d_{i_{k+h}}^w)$. W przypadku nierównomiernych stanów dopływu poszukiwanej dominancie bardziej odpowiada poziom dopływu ze stanu o maksymalnej gęstości, tzn. o wartości $\hat{g}_{i_{k+h}} = \hat{d}_{i_{k+h}}^w / I_{p_i}$. Poziom ten bywa niższy od poziomu dopływu ze stanu o prawdopodobieństwie $\hat{d}_{i_{k+h}}^w$.

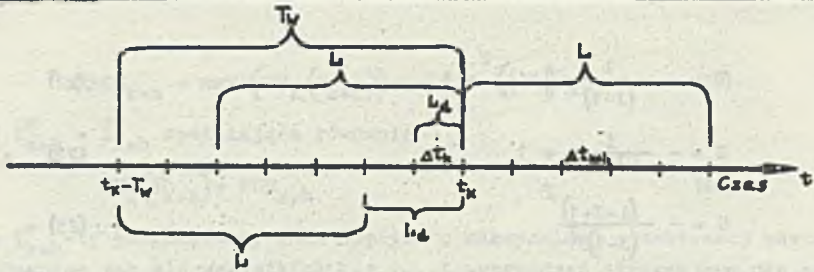
3. Efektowność operacyjnej predykcji dopływu

Przy prognozowaniu dopływów, traktowanych jako akt jednostkowy, można po prostu na prognozie wyznaczonej wg zasady największego prawdopodobieństwa. Z uwagi na ujemną asymetrię rozkładów prawdopodobieństwa dopływu zasada ta daje dobre rezultaty przy prognozowaniu dopływów w okresie niżówkowym. Natomiast przy prognozowaniu przyszłych stanów dopływu w okresach średniej i dużej wodności cieku stosowanie tej zasady nie daje zadowalających rezultatów, chyba że prognozowane są prognozy "pesymistyczne".

Przy stosowaniu repetycyjnego sposobu prognozowania dysponujemy w pewnym przesuwającym okresie czasu ciągiem na bieżącoaktualizowanych obserwacji dopływu, który nazwiemy przedziałem bieżącej wodności T_w . Jest on dłuższy od horyzontu prognozy L . Pozwala to nam na oparcie prognozy na bieżąco korygowanej maksymalnej użyteczności prognozy. Użyteczność prognozy charakteryzowana jest przez funkcję użyteczności, natomiast maksymalna użyteczność odpowiada maksymalnej efektywności prognozy. Korekcja przeprowadzana jest w okresie T_w . Polega ona na symulacji w tym okresie prognoz o różnych funkcjach użyteczności, a następnie na znalezieniu prognozy minimalizującej przyjęty wskaźnik efektywności.

Długość okresu T_w wynosi $T_w = (L+lp-1) \cdot \Delta t$ i zależy od liczby lp symulowanych prognoz o pełnych horyzontach L . W procesie symulacji biorą również udział tzw. prognozy dochodzące - o horyzontach stopniowo coraz krótszych w miarę przybliżania się początków kolejnych symulowanych prognoz do aktualnego przedziału Δt_k . Najkrótszy z horyzontów L_d równy jest przedziałowi Δt .

Łączna ilość symulowanych w okresie T_w prognoz wynosi $L+lp-2$.



Rys. 1. Położenie okresu T_w i horyzontów L i L_d na osi czasu

Do oceny efektywności prognozowania użyto wskaźników rzędu dokładności predykcji *ex post*. Dają one pogląd na przeciętny poziom osiągniętej dokładności /lub na przeciętny poziom błędu/ prognoz.

Jednym ze wskaźników dokładności jest względny błąd predykcji:

$$Sp = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{t \in T_w} \left(\frac{q_{k+h}^* - \tilde{q}_{k+h}^*}{\tilde{q}_{k+h}^*} \right)^2} \quad (18)$$

W którym: $m = L + l_p - h - 1$ oznacza liczbę prognoz o h -tych wyprzedzeniach w okresie T_w , natomiast \tilde{q}_{k+h}^* oznacza prognozowany z h -tym wyprzedzeniem poziom dopływu. Wskaźnikiem innego rodzaju jest wyrażenie:

$$Y = P \left((1 - \delta_d) \cdot \tilde{q}_{k+h}^* < q_{k+h} \leq (1 + \delta_d) \cdot \tilde{q}_{k+h}^* \right) \quad (19)$$

Oznacza ono prawdopodobieństwo tego, że obserwowany dopływ zmieści się w przedziale błędu jego prognozy - poziomu dopływu stanowiącym prognozowany stan dopływu I_p . Ponieważ materiał statystyczny używany do oceny prawdopodobieństwa Y pochodzący z okresu T_w może stanowić za małą próbę losową, prawdopodobieństwo zastępowane jest częstością względną \hat{Y}_c .

Funkcja użyteczności prognozy U zależna jest od różnicy między prognozowanymi stanami dopływu, a ich realizacjami o prawdopodobieństwach $d_{i_{k+h}}^w$, czyli $U = \varphi(\Delta i)$. Jest to funkcja malejąca o wartościach skrajnych $U(0) = 1$ i $U(J-1) = 0$.

Jeżeli przez i_{k+h} oznaczymy indeks prognozowanego w chwili t_k z h -tym wyprzedzeniem stanu dopływu, a przez i_{k+h} indeks odpowiadającego mu zrealizowanego stanu, to dla wielkości odchylenia $\Delta i_{k+h} = i_{k+h} - i_{k+h}$ istnieje zależność:

$$P(\Delta i_{k+h} = \Delta i) = P(q(\Delta t_{k+h}) \in I_{p_{i_{k+h}}}) = d_{i_{k+h}}^w \quad (20)$$

gdzie: $\Delta i = 0, 1, 2, \dots, J-1$.

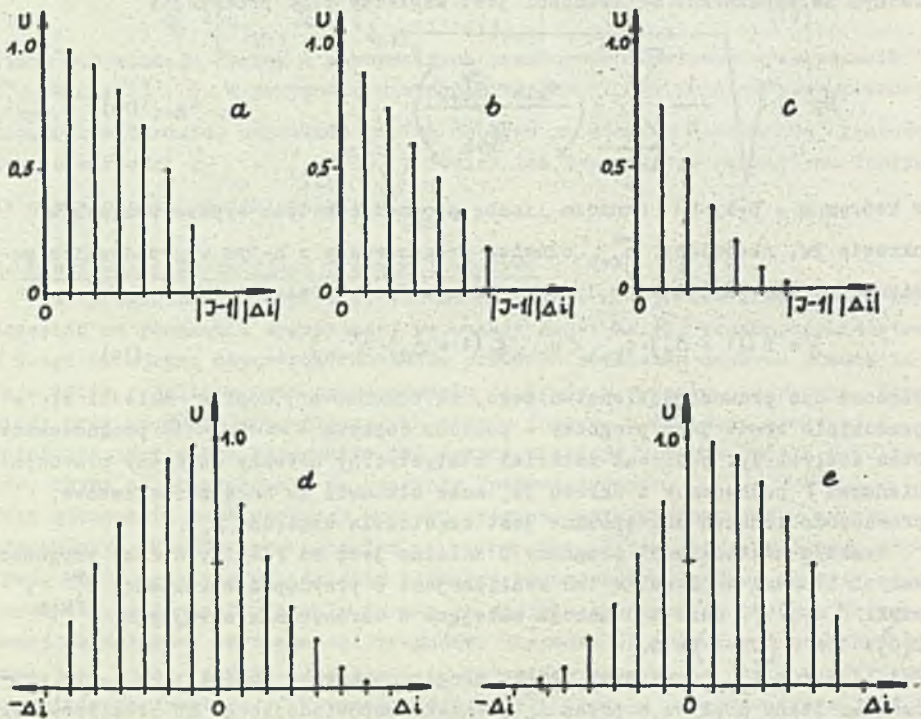
A zatem odchylenie Δi jest zmienną losową skokową, która posiada prawdopodobieństwa równe prawdopodobieństwu stanu, względem którego odchylny jest stan prognozowany. Ponieważ Δi jest zmienną skokową, to funkcja U ma również postać funkcji zmiennej losowej skokowej. Przyjęto trzy zasadnicze postacie funkcji U w formie elementarnych równań:

$$U = - \frac{1}{(J-1)^2} (|\Delta i|)^2 + 1 \quad (21)$$

$$U = - \frac{1}{|J-1|} + 1 \quad (22)$$

$$U = - \frac{(1-J+1)^2}{(J-1)^2} \quad (23)$$

gdzie $0 < |\Delta i| \leq |J-1|$. Ich wykresy przedstawiają odpowiednio: rys.1.a., rys.1.b i rys. 1.c. Te podstawowe postacie służą do ewentualnych modyfikacji funkcji U , takich jak na przykład na rys.2.d. i rys.2.e.



Rys. 2. Funkcje użyteczności prognoz

Ponieważ funkcja U jest zmienną losową, to można dla symulowanej prognozy poszukiwać oczekiwanych użyteczności prognoz stanów o h -tym wyprzedzeniu \tilde{i}_{k+h} :

$$OU_1(\tilde{i}_{k+h}) = \sum_{i_{k+h}=1}^{j-1} \Delta i_{k+h} \cdot d_{i_{k+h}}^w \quad (24)$$

Indeks 1 oznacza 1-tą symulowaną prognozę. Następnie znajduje się maksymalna oczekiwana użyteczność:

$$MOU_{k+h} = \max_l (OU_l(i_{k+h})) \quad (25)$$

Wartość i_{k+h}^* = \tilde{i}_{k+h} spełniająca równanie:

$$OU_l(i_{k+h}^*) = MOU_{k+h} \quad (26)$$

określa i_{k+h}^* -ty prognozowany stan dopływu o maksymalnej oczekiwanej użyteczności. Czyniąc tak dla wszystkich $h=1, \dots, L$ wyprzedzeń otrzymujemy dla całego horyzontu symulowanej prognozy stany o maksymalnej oczekiwanej użyteczności przy zadanych funkcjach U .

Zatem prognoza /scenariusz/ zależy od odpowiadających okresowi prognozy wektorów prawdopodobieństw warunkowych (14) i od przyjętej postaci funkcji U . Działanie to przeprowadza się dla wszystkich symulowanych prognoz w okresie T_w . Opracowujący prognozę bieżącą poprzez kolejne zadawanie różnych postaci funkcji U wyznacza w okresie T_w odpowiadające im prognozy aż do momentu znalezienia takiego ich ciągu, dla którego spełniona jest nierówność $Sp \leq \delta_d$ dla wszystkich składowych h -tych wyprzedzeń horyzontów tych prognoz. W miarę potrzeby opracowujący prognozę może wprowadzić uzależnienie postaci funkcji od wielkości wyprzedzenia h , tj. $U(\Delta t, h)$.

Funkcja użyteczności odpowiadająca prognozom spełniającym nierówność $Sp \leq \delta_d$ służy do opracowania bieżącej prognozy również wg zależności (24) - (26).

Funkcja użyteczności może być również zadawana przez użytkownika systemu wodnego. Może to wynikać np. z decyzji posługiwania się w systemie prognozami "pesymistycznymi", tzn. zaniżającymi prognozowane dopływy z uwagi na niekorzystną długoterminową jakościową prognozę hydrometeorologiczną. Typ funkcji U nadający się do tego celu przykładowo pokazano na rys.2.d. Prognozy tego typu, a właściwie scenariusze operujące się na przesłankach jakościowych, nie są oceniane za pomocą ilościowych mierników efektywności.

4. Uwagi końcowe

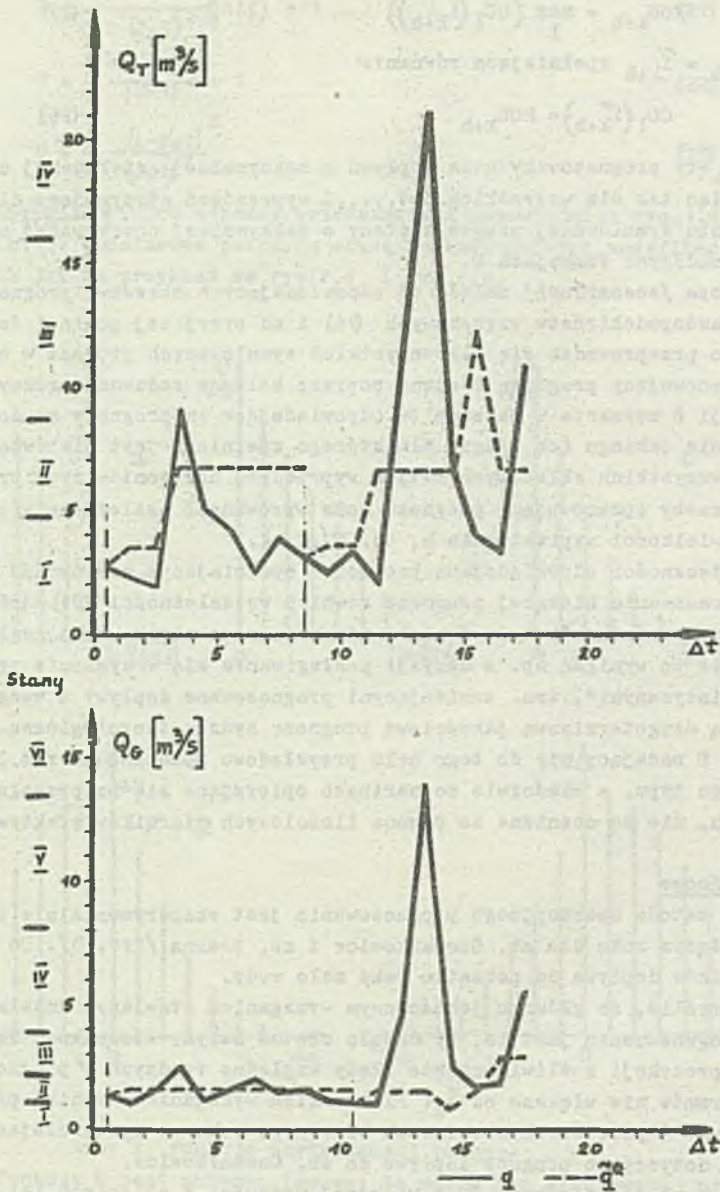
Omawiana metoda operacyjnego prognozowania jest eksperymentalnie sprawdzana w bieżącym roku dla zb. Goczałkowice i zb. Tresna./rys. 3/. Do obu tych zbiorników dopływa od początku roku mało wody.

Należy podkreślić, że głównym jakościowym wymaganiem stawianym omawianej metodzie prognozowania jest to, by dawała ona na całym, stosunkowo długim, horyzoncie predykcji możliwie rzadko błędy względne rzędnych q prognozowanych hydrogramów nie większe od δ_d . Przy takich wymaganiach wyniki prognozowania dopływów w pierwszych miesiącach bieżącego roku są wystarczająco dobre; szczególnie dotyczy to prognoz dopływu do zb. Goczałkowice.

Metodę testowano też dla okresów o większej wodności z ubiegłych lat. Wyniki okazały się również dość dobre.

Metoda nie dotyczy prognozowania dopływów w okresie powodzi. Z uwagi na długość kroku prognozowania i sposób konstruowania prognozy nie „wyłapuje” ona krótkotrwałych wezbrań, szczególnie dla dużych wyprzedzeń.

W operacyjnej predykcji powinny być preferowane te prognozy, które spełniając



Rys. 3. Przykłady prognoz dopływu
w 1985r.

Q_G - dopływ do zb. Goczańkowice
 Q_T - dopływ do zb. Tresna

kryterium efektywności zaniżają prognozowane dopływy. Jest to sytuacja korzystna dla intensyfikacji wykorzystywania zasobów wodnych systemu. Efektywność predykcji dopływów ma wpływ na wyniki procesu sterowania systemem wodnym. Należy liczyć się z tym, że planowana w przyszłości analiza wpływu efektywności prognozowania operacyjnego na jakość dyspozytorskiego sterowania systemem wodnym może przyczynić się do zweryfikowania kryterium efektywności prognoz i długości ich horyzontów.

LITERATURA

- [1] Bharucha-Reid A.T.: Elements of the Theory of Markov Processes and Their Applications; New York; McGraw-Hill 1960.
- [2] Cox D.R., Miller H.D.: The Theory of Stochastic Processes; John Wiley Sons, Ins.; New York 1965.
- [3] Feller W.: Wstęp do rachunku prawdopodobieństwa; PWN, Warszawa 1970.
- [4] Kaczmarek Z.: Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii; WKiŁ, Warszawa 1970.
- [5] Kahneman D., Tversky A.: Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk, Econometrica nr 47, 1979.
- [6] Kozłowski A.: Model długoterminowej prognozy zdyskretyzowanego hydrogramu; Automatyka nr 59, Politechnika Śląska, Gliwice 1981.
- [7] Lloyd E.H.: What is, and what is not, a Markov chain?; Journal of Hydrology; Vol 22/1974/; North-Holland Publishing Company Amsterdam.
- [8] Moore P.G.: Ryzyko w podejmowaniu decyzji; PWN Warszawa 1975.
- [9] Романовский В.И.: Дискретные цепи Маркова; Гостехиздат 1949.
- [10] Salewicz K., Terlikowski T., Bogobowicz A., Kozłowski A., Strycharczyk J.: Opracowanie zestawu modeli dla wspomagania podejmowania decyzji w procesie sterowania operacyjnego w systemie wodnogospodarczym aglomeracji miejsko-przemysłowej; IGP PAN Warszawa 1983 /Raport z Tematu PR-7 05.01.23/.
- [11] Salewicz K., Terlikowski T.: Układ sterowania rozdziałem wody na bieżąco w systemie wieloźbiornikowym; Automatyka nr 59, Politechnika Śląska, Gliwice 1981.

A METHOD OF DESIGN OF OPERATING INFLOW FORECASTS
FOR THE STORAGE RESERVOIRS

S u m m a r y

The paper presents the method of the building of operating /dispatcher/ inflow forecasts for Goczałkowice reservoir and for Iwona reservoir in the present exploitation of the water system. There are discussed: an essential method of prediction based on the maximum probability principle and a method based on the present correction of utility functions related to the forecasts. Basic utility functions have been presented. The simple non-homogeneous Markov chain has been applied as the approximation of the inflow process.

МЕТОД ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОПЕРАТИВНЫХ ПРОГНОЗОВ ПРИТОКОВ В ВОДОХРАНИЛИЩА

Резюме

В статье представлен метод оперативного / диспетчерского / прогнозирования притоков в водохранилище Гочалковице и в водохранилище Тресна в текущей эксплуатации водной системы. Оговорён основной метод прогнозирования, использующий принцип максимальной вероятности и метод основан на текущей коррекции функции употребительности прогнозов. Представлены примеры вида функции употребительности прогнозов. Стохастический процесс притока представлен как простая неоднородная цепь Маркова.