

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ODNAWIALNOŚCI ZASOBÓW WÓD PODZIEMNYCH ZLEWNI BIEBRZY W ŚWIELE ICH OCENY METODAMI DETERMINISTYCZNĄ I LOSOWĄ

SPATIAL DIVERSITY OF RENEWABILITY OF GROUNDWATER RESOURCES IN THE BIEBRZA RIVER CATCHMENT IN THE LIGHT OF THEIR ASSESSMENT BY THE DETERMINISTIC AND RANDOM METHODS

LECH ŚMIETAŃSKI¹, SŁAWOMIR FILAR¹, ELŻBIETA PRZYTUŁA¹, ANETA STAROŚCIAK¹, MAGDALENA SZYDŁO¹

Abstrakt. Autorzy przeanalizowali zagadnienie wpływu niepewności danych na wynik obliczeń przestrzennego zróżnicowania odnawialności zasobów wód podziemnych zlewni Biebrzy. Do przeprowadzenia obliczeń zastosowano formułę przekształcenia stałoobjętościowego. Danymi wejściowymi były wartości odpływu podziemnego i czynników wagowych w postaci litologii utworów powierzchniowych i średniego rocznego opadu. Obliczenia wykonano w wersji deterministycznej bez elementu niepewności danych i w wersji losowej z uwzględnieniem niepewności. Wynik obliczeń wskazuje na wyraźny wpływ niepewności danych na obliczone przestrzenne zróżnicowanie odnawialności zasobów wód podziemnych w granicach poszczególnych wydziałów geologicznych w zlewni Biebrzy.

Słowa kluczowe: odnawialność zasobów, infiltracja efektywna, odpływ podziemny, przekształcenie stałoobjętościowe, zlewnia.

Abstract. Authors are considering the issue of data uncertainty effect on the outcome of calculations of the spatial diversity of groundwater renewability in the Biebrza river catchment. The constant volume transformation algorithm was used for the calculations. The input data were the values of underground runoff and the weight factors: surface lithology and mean annual precipitation. The calculations were deterministic without data uncertainty and probabilistic with data uncertainty. The results show significant influence of data uncertainty on the image of groundwater renewability in surface geological units of the Biebrza River catchment.

Key words: resources renewability, groundwater recharge, groundwater runoff, constant volume transformation, river catchment.

WSTĘP

Celem pracy jest oszacowanie, przez eksperyment numeryczny, wielkości wpływu niepewności danych na wynik obliczeń przestrzennego zróżnicowania odnawialności zasobów wód podziemnych w zlewni Biebrzy.

Ocena odnawialności zasobów wód podziemnych jest najważniejszym elementem w procesie ustalania zasobów dyspozycyjnych tych wód na obszarach bilansowych metodą modelowania matematycznego. Ocena ta zawsze powinna poprzedzać budowę modelu matematycznego przepływu wód podziemnych sporządzanego na potrzeby ustaleń zasobowych.

Autorzy utożsamiają odnawialność zasobów wód podziemnych na obszarze bilansowym, jakim w tym przypadku jest zlewnia Biebrzy (fig. 1), z infiltracją efektywną generującą równy jej odpływ podziemny do rzek. W tym sensie średni z wielolecia odpływ podziemny do rzek, nazywany dalej odpływem podziemnym, równy jest średniej z wielolecia infiltracji efektywnej, nazywanej dalej infiltracją. Tym samym odpływ podziemny do rzek w zlewni Biebrzy jest miarą odnawialności zasobów wód podziemnych na jej obszarze. W ocenie odnawialności zasobów wód podziemnych autorzy nie uwzględniają ewapotranspiracji, zdając sobie sprawę, że ustalona na podstawie odpływu podziemnego wielkość odnawialności wód podziemnych jest wielkością

¹ Państwowy Instytut Geologiczny – Państwowy Instytut Badawczy, ul. Rakowiecka 4, 00-975 Warszawa; e-mail: lech.smietanski@pgi.gov.pl, slawomir.filar@pgi.gov.pl, elzbieta.przytula@pgi.gov.pl, aneta.starosciak@pgi.gov.pl, magdalena.szydlo@pgi.gov.pl.

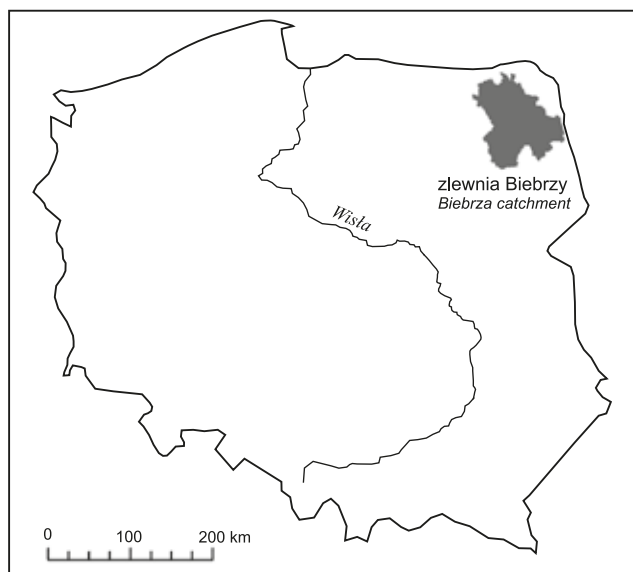


Fig. 1. Położenie zlewni Biebrzy

Location of the Biebrza catchment

niedoszacowaną. W ocenie przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych autorzy nie uwzględniają tu także spadków terenu i sposobu jego zagospodarowania.

W dalszej części artykułu określenie *odnawialność zasobów wód podziemnych* jest używane zamiennie z określeniem *odnawialność wód podziemnych* i autorzy traktują je jako synonimy terminu infiltracja.

Artykuł przedstawia deterministyczną i losową ocenę przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych na obszarze objętym badaniami modelowymi dla ustalenia zasobów dyspozycyjnych wód podziemnych zlewni Biebrzy (Filar i in., 2018). W ocenie losowej uwzględniono niepewność danych wejściowych. Za miarę zróżnicowania autorzy przyjmują odchylenie standardowe, która to wielkość jest klasyczną statystyczną miarą zmienności.

Obszar badań modelowych, nazywany dalej obszarem badań, to 9120,1 km². Jest on większy od obszaru zlewni Biebrzy, wynoszącego 7067,2 km², co jest efektem odsunięcia brzegu modelu od granicy zlewni. Odsunięcie to było konieczne dla zachowania prawidłowości procesu szacowania zasobów dyspozycyjnych wód podziemnych w zlewni.

Obydwie oceny przeprowadzono z zastosowaniem metody przekształcenia stałoobjętościowego (Śmietański, 2010). W metodzie tej rozkład infiltracji jest obliczany na podstawie modułu odpływu podziemnego i czynników wagowych, którymi w tym przypadku są jedynie litologia utworów powierzchniowych i rozkład średniej z wielolecia wysokości opadu rocznego. Metoda przekształcenia stałoobjętościowego pozwala na uwzględnienie dowolnej liczby czynników wagowych. Obliczenia przeprowadzono dla obszaru badań, następnie dla zawartego w nim obszaru samej zlewni Biebrzy i dla obszarów poszczególnych powierzchniowych wydzieleni litologicznych w granicach tej zlewni.

METODA DETERMINISTYCZNA

Obliczenia przeprowadzono na siatce kwadratowej o kroku 250 m. Liczba wierszy siatki wynosi 496, liczba kolumn – 472, liczba wszystkich bloków siatki – 234 112, w tym liczba bloków siatki na obszarze badań – 145 921.

Dla obszaru badań ocenę zróżnicowania odnawialności wód podziemnych wykonano według formuły przekształcenia stałoobjętościowego [1] (Śmietański, 2010). Formuła [1] uwzględnia w tym przypadku jedynie dwa czynniki wagowe – litologię utworów powierzchniowych i rozkład średniej z wielolecia wysokości opadu rocznego.

$$I_{i,j}^{\text{det}} = \frac{G_{i,j} \cdot P_{i,j}}{\langle G_{i,j} \cdot P_{i,j} \rangle} q \quad [1]$$

gdzie:

- $I_{i,j}^{\text{det}}$ – deterministyczna odnawialność wód podziemnych w bloku siatki o współrzędnych (i, j) [L/T];
- q – moduł odpływu podziemnego [L/T];
- $G_{i,j}$ – geologiczny czynnik wagowy G w bloku siatki o współrzędnych (i, j) [-];
- $P_{i,j}$ – średnia z wielolecia 1980–2010 wysokość opadu rocznego P w bloku siatki o współrzędnych (i, j) [L/T];
- $\langle G_{i,j} \cdot P_{i,j} \rangle$ – średnia wartość iloczynu $G_{i,j}$ i $P_{i,j}$ w granicach obszaru badań [L/T];
- i, j – numer wiersza i kolumny bloku siatki.

W metodzie deterministycznej wielkościami q , $G_{i,j}$ i $P_{i,j}$ w formule [1] są przypisane konkretne wartości pozbawione elementu niepewności.

Oszacowana metodą Wundta wielkość odpływu podziemnego na obszarze badań wynosi 3 031 317 m³/d. Wartość modułu odpływu podziemnego q z tego obszaru wynosi 121,4 mm/rok (Filar i in., 2018).

Zdefiniowany rozkład wartości geologicznego czynnika wagowego G przedstawiono na [figurze 2](#). Geologiczny czynnik G reprezentuje litologię utworów powierzchniowych na podstawie *Mapy Geologicznej Polski 1:500 000* (Albrycht i in., 2006) z wartościami wagowymi przypisanymi poszczególnym wydzieleniom ([tab. 1](#)).

Wartość wagową G przypisaną danemu wydzieleniu litologicznemu należy rozumieć jako względną podatność na infiltrację tego wydzielenia w stosunku do wydzieleni pozostałych. Liczne na obszarze badań jeziora potraktowano jako wydzielenie o wartości wagowej G równej 0, co oznacza, że w bloku z jeziorem wartość infiltracji, rozumianej jako warunek brzegowy II rodzaju, wynosi 0. Przypisane poszczególnym wydzieleniom wartości wagowe są wynikiem subiektywnej oceny autorów, którzy przyjęli, że np. infiltracja na obszarze osadów zastoiskowych (waga 0,5) jest dwadzieścia razy mniejsza niż na obszarze piasków i żwirów sandrowych (waga 10,0). Zdefiniowany rozkład wartości czynnika G należy traktować jako mający charakter lokalny i będący pochodną stopnia szczegółowości wykorzystanej mapy geologicznej.

Rozkład wartości czynnika wagowego P przedstawiono na [figurze 3](#). Jest to rozkład średniej z wielolecia 1980–2010

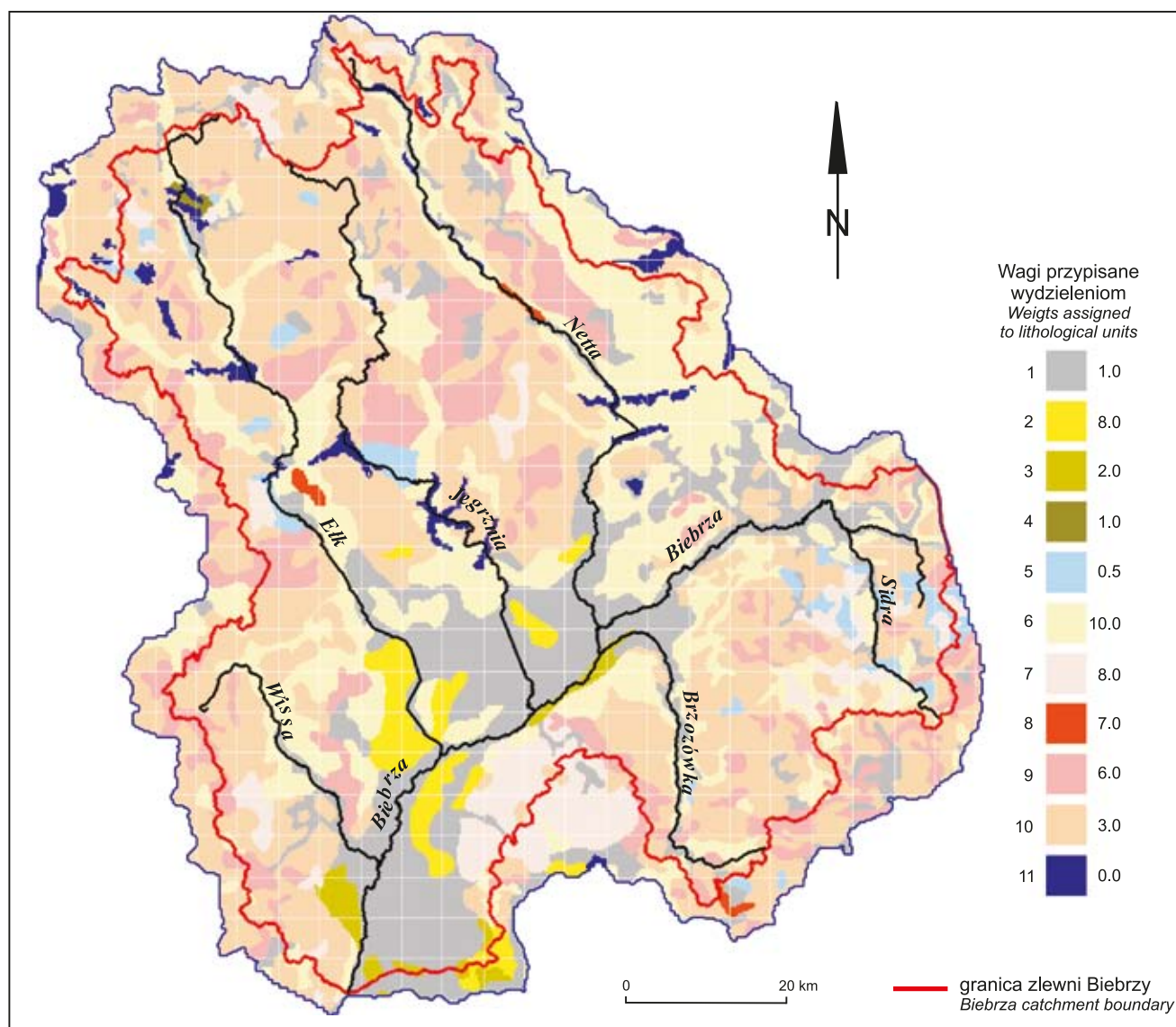


Fig. 2. Graficzna postać geologicznego czynnika wagowego G

Wydzielenia litologiczne wg *Mapy Geologicznej Polski 1:500 000* (Albrycht i in., 2006) – patrz tab. 1

Graphic image of the weight factor G

Lithological units according to the *Geological Map of Poland 1: 500 000* (Albrycht et al., 2006) – see Tab. 1

wysokości opadu rocznego obliczony na podstawie danych z 32 posterunków meteorologicznych IMGW rozmieszczonych na obszarze badań (Filar i in., 2018).

Wynik obliczeń według formuły [1] przedstawiono na figurze 4. Obliczony metodą deterministyczną dla obszaru badań zakres wartości infiltracji $I_{\min}^{\det} - I_{\max}^{\det}$ to 0–286 mm/rok, przy średniej $I_{\text{śred.}}^{\det} = 121,4$ mm/rok i odchyleniu standardowym $\sigma^{\det} = 84,6$ mm/rok (tab. 2). W granicach zlewni Biebrzy są to odpowiednio: zakres infiltracji 0–282 mm/rok, średnia infiltracja 120,2 mm/rok i odchylenie standardowe 85,2 mm/rok (tab. 2). Przedziały wartości infiltracji, średnie i odchylenia standardowe dla wydziałów litologicznych w granicach zlewni Biebrzy, określone metodą deterministyczną, zamieszczono tabeli 2.

Z tabeli 2 wynika, że obliczone deterministycznie wartości odchylenia standardowego σ^{\det} w granicach wydziałów litologicznych są wyraźnie mniejsze niż wartości σ^{\det} dla obszaru zlewni. Jest to efektem mniejszej zmienności czynnika wagowego P w stosunku do zmienności czynnika G.

METODA LOSOWA

W metodzie losowej wielkościom q , $G_{i,j}$ i $P_{i,j}$, występującym w formule [1], w miejsce konkretnych wartości, będących danymi wejściowymi, przypisane są przedziały wartości. W metodzie tej odpływowi podziemnemu q oraz czynnikom wagowym G i P autorzy nadają sens zmiennych

Tabela 1

Wydzielania geologiczne przedstawione na figurze 2 z przypisanymi wartościami wagowymi
Geological units shown in Figure 2 with the assigned weight values

Numer wydzielenia	Opis wydzielenia	Waga
1	piaski, żwiry, mady rzeczne oraz torfy i namuły	1,0
2	piaski eoliczne, lokalnie w wydmach	8,0
3	piaski, żwiry i mułki rzeczne	2,0
4	piaski i mułki jeziorne	1,0
5	iły, mułki i piaski zastoiskowe	0,5
6	piaski i żwiry sandrowe	10,0
7	piaski i mułki kemów	8,0
8	piaski, mułki i żwiry ozów	7,0
9	żwiry, piaski, głazy i gliny moren czołowych	6,0
10	gliny zwałowe, ich zwietrzeliny oraz piaski i żwiry lodowcowe	3,0
11	jeziora	0,0

Tabela 2

Zróżnicowanie odnawialności zasobów wód podziemnych w ocenie deterministycznej i losowej – charakterystyka statystyczna
Diversity of the renewability of groundwater resources in the deterministic and probabilistic assessment – the statistics

		Metoda deterministyczna			Metoda losowa					
Obszar badań										
Liczba bloków siatki	Powierzchnia	$I_{\min}^{\det} - I_{\max}^{\det}$	$I_{\text{śred.}}^{\det}$	σ^{\det}	$I_{\min}^{\text{los}} - I_{\max}^{\text{los}}$	$I_{\text{śred.}}^{\text{los}}$	σ^{los}	Przyrost względny $\Delta\sigma$		
	[km ²]	[mm/rok]						[%]		
145921	9120,1	0–286	121,4	84,6	0–405	121,4	86,3	2,0		
Obszar zlewni Biebrzy										
Liczba bloków siatki	Powierzchnia	$I_{\min}^{\det} - I_{\max}^{\det}$	$I_{\text{śred.}}^{\det}$	σ^{\det}	$I_{\min}^{\text{los}} - I_{\max}^{\text{los}}$	$I_{\text{śred.}}^{\text{los}}$	σ^{los}	Przyrost względny $\Delta\sigma$		
	[km ²]	[mm/rok]						[%]		
113076	7067,2	0–282	120,2	85,2	0–384	120,1	86,9	2,0		
Obszary powierzchniowych wydzieleni litologicznych w granicach zlewni Biebrzy										
Numer wydzielenia wg fig. 2 i tab. 1	Liczba bloków siatki	Powierzchnia	$I_{\min}^{\det} - I_{\max}^{\det}$	$I_{\text{śred.}}^{\det}$	σ^{\det}	$I_{\min}^{\text{los}} - I_{\max}^{\text{los}}$	$I_{\text{śred.}}^{\text{los}}$	σ^{los}	Przyrost względny $\Delta\sigma$	
		[km ²]	[mm/rok]						[%]	
1	20286	1267,9	22–29	24,1	1,2	14–39	24,1	3,1	158,3	
2	2904	181,5	177–201	183,1	5,9	118–269	183,4	22,7	284,7	
3	1083	67,7	46–50	47,7	1,4	32–69	47,7	6,0	328,6	
4	101	6,3	27–28	27,4	0,1	20–35	27,4	3,0	2900,0	
5	2186	136,6	12–14	12,5	0,4	8–18	12,4	1,6	300,0	
6	26917	1682,3	219–282	247,6	11,5	139–384	247,2	31,4	173,0	
7	4857	303,6	180–229	196,0	9,3	123–319	196,1	24,8	166,7	
8	263	16,4	166–180	177,3	2,7	123–239	176,9	20,5	659,3	
9	11990	749,4	131–167	148,5	6,2	92–245	148,3	18,4	196,8	
10	40572	2535,8	65–86	75,0	3,9	40–128	75,0	9,6	146,2	

losowych. Wartość zmiennej losowej jest obliczana dla bloku siatki (i, j) jako iloczyn jej wartości oczekiwanej E i wartości współczynnika niepewności u. W takim ujęciu przedział wartości określony dla współczynnika u jest miarą niepewności danych wejściowych.

Tak więc, dla zmiennej losowej X, gdzie $X = q, G, P$, mamy:

$E(X)_{i,j} \cdot u_{i,j}^X$ – wartość zmiennej losowej X w bloku (i, j)

gdzie:

$E(X)_{i,j}$ – wartość oczekiwana zmiennej losowej X w bloku (i, j);

$u_{i,j}^X$ – wartość współczynnika niepewności u^X w bloku (i, j).

W metodzie losowej współczynniki niepewności u^q, u^G, u^P są zmiennymi losowymi o wartościach określanych w procesie próbkowania losowego z przedziałów ich wartości.

Dla losowej oceny przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych w zlewni Biebrzy formułę [1] przekształcono do postaci [2], zastępując deterministyczne wartości czynników wagowych G i P oraz odpływu podziemnego q odpowiednimi wartościami losowymi:

$$I_{i,j}^{\text{los}} = \frac{E(G)_{i,j} \cdot u_{i,j}^G \cdot E(P)_{i,j} \cdot u_{i,j}^P}{\langle E(G)_{i,j} \cdot u_{i,j}^G \cdot E(P)_{i,j} \cdot u_{i,j}^P \rangle} \cdot E(q)_{i,j} \cdot u_{i,j}^q \quad [2]$$

W artykule autorzy przyjęli, że wartości oczekiwane E zmiennych losowych q, G i P w poszczególnych blokach siatki są równe określonym uprzednio w tych blokach deterministycznym wartościom odpływu podziemnego i czynników wagowych. Czyli:

$$E(q)_{i,j} = q \quad [3]$$

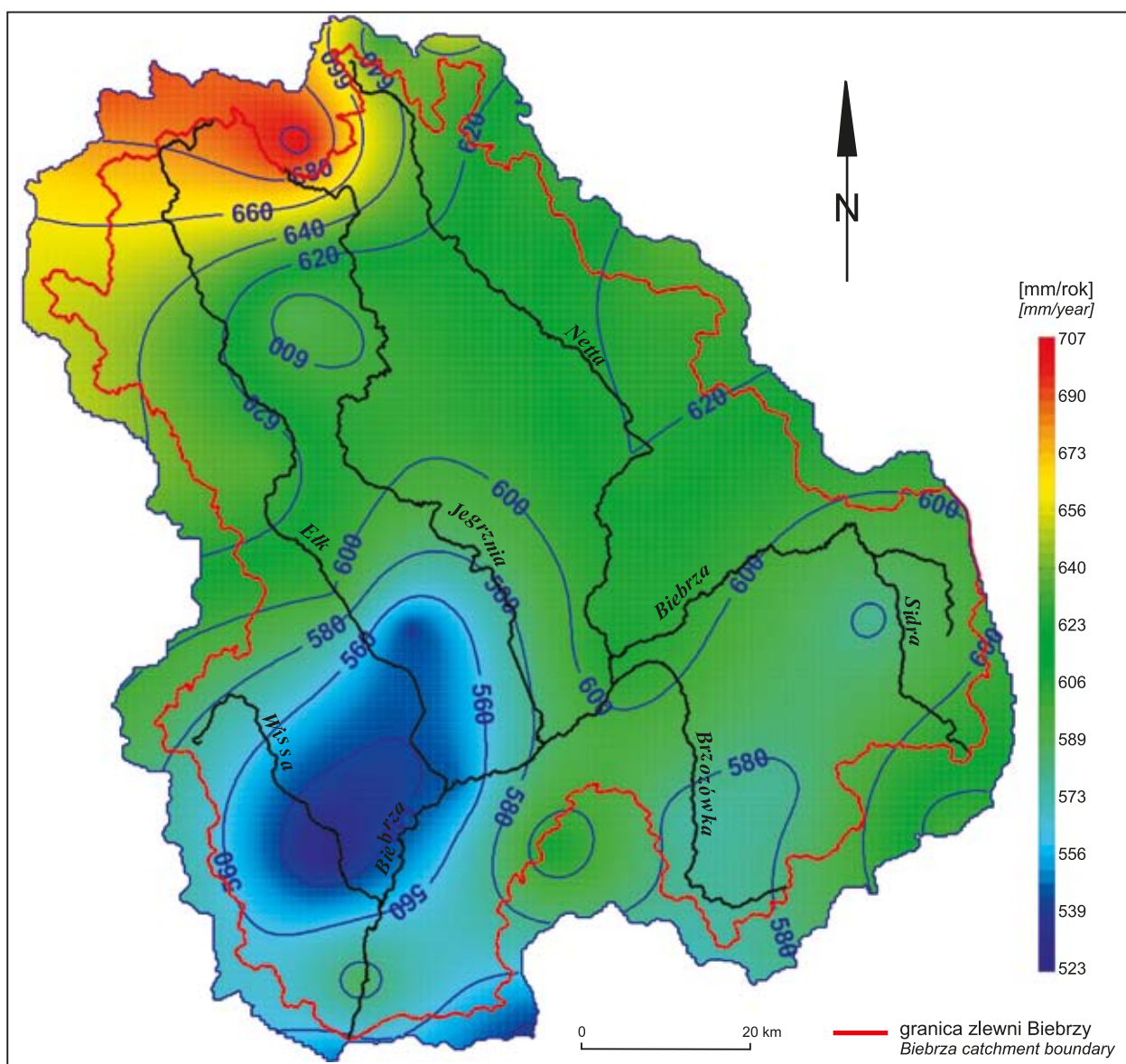


Fig. 3. Graficzna postać czynnika wagowego P reprezentującego rozkład średniego rocznego opadu dla wielolecia 1980–2010

Graphic image of the weight factor P representing the distribution of the annual mean precipitation for the period 1980–2010

$$E(G)_{i,j} = G_{i,j} \quad [4]$$

$$E(P)_{i,j} = P_{i,j} \quad [5]$$

Tym samym deterministycznym wartościom $G_{i,j}$, $P_{i,j}$ i q nadano w metodzie losowej sens wartości najbardziej prawdopodobnych. Podstawiając [3], [4] i [5] do formuły [2] otrzymano formułę przekształcenia stałoobjętościowego [6] w wersji losowej zastosowaną do obliczeń:

$$I_{i,j}^{\text{los}} = \frac{G_{i,j} \cdot u_{i,j}^G \cdot P_{i,j} \cdot u_{i,j}^P}{\langle G_{i,j} \cdot u_{i,j}^G \cdot P_{i,j} \cdot u_{i,j}^P \rangle} \cdot q \cdot u_{i,j}^q \quad [6]$$

W prezentowanym przykładzie założono dla każdego współczynnika niepewności u maksymalne odchylenie ε od jego wartości oczekiwanej równej 1. Określając wartości

odchyleń ε_q , ε_G i ε_P , zdefiniowano tym samym przedziały wartości dla współczynników niepewności. Wyrażając odchylenie w postaci procentowej, otrzymano zakresy wartości współczynników niepewności u dla odpływu podziemnego q i czynników wagowych G i P w ogólnej postaci:

$$\left[1 - \frac{\varepsilon_x}{100}, 1 + \frac{\varepsilon_x}{100}\right] \quad [7]$$

gdzie: $X = q, G, P$

W tabeli 3 zamieszczono przyjęte maksymalne odchylenia ε i odpowiadające im przedziały wartości dla współczynników niepewności u . Przedziały wartości u^q , u^G i u^P są tu miarą niepewności danych wejściowych, czyli wartości odpływu podziemnego q i czynników wagowych G i P . Dla

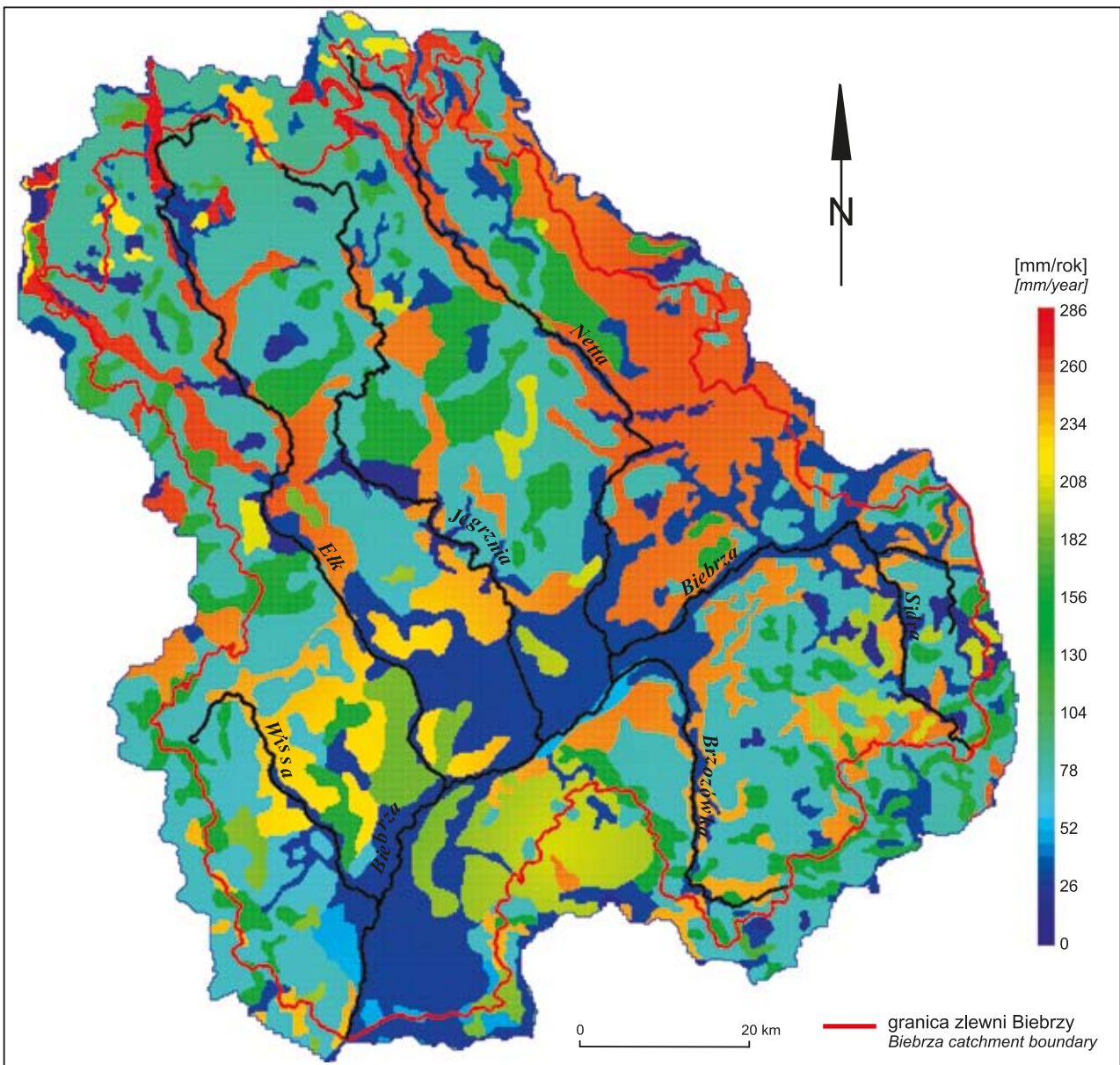


Fig. 4. Odnowialność zasobów wód podziemnych wg oceny metodą deterministyczną
Renewability of groundwater resources according to the deterministic method assessment

każdego współczynnika niepewności u przyjęto funkcję gęstości prawdopodobieństwa w postaci rozkładu normalnego.

Stosując generator liczb losowych LHS (Iman, Shortencarier, 1991) dla każdego bloku siatki wygenerowano, w procesie próbkowania losowego, wartości współczynników niepewności u^q , u^G i u^P . Danymi wejściowymi dla generatora LHS były przedziały wartości tych współczynników (tab. 3). Wygenerowane wartości współczynników niepewności posłużyły następnie do obliczenia rozkładu odnawialności wód podziemnych wg formuły [6].

Wynik tych obliczeń przedstawiono na figurze 5. Obliczony metodą losową dla obszaru badań zakres wartości infiltracji $I_{\min}^{\text{los}} - I_{\max}^{\text{los}}$ to 0–405 mm/rok, przy średniej $I_{\text{śred.}}^{\text{los}} = 121,4$ mm/rok i odchyleniu standardowym $\sigma^{\text{los}} = 86,3$ mm/rok

Tabela 3

Odchylenia od wartości oczekiwanej i przedziały wartości współczynników niepewności
Deviations from the expected value and ranges of value of the uncertainty coefficients

Współczynnik niepewności	Odchylenie ϵ	Przedział wartości
u^G	30%	0,7–1,3
u^P	10%	0,9–1,1
u^q	20%	0,8–1,2

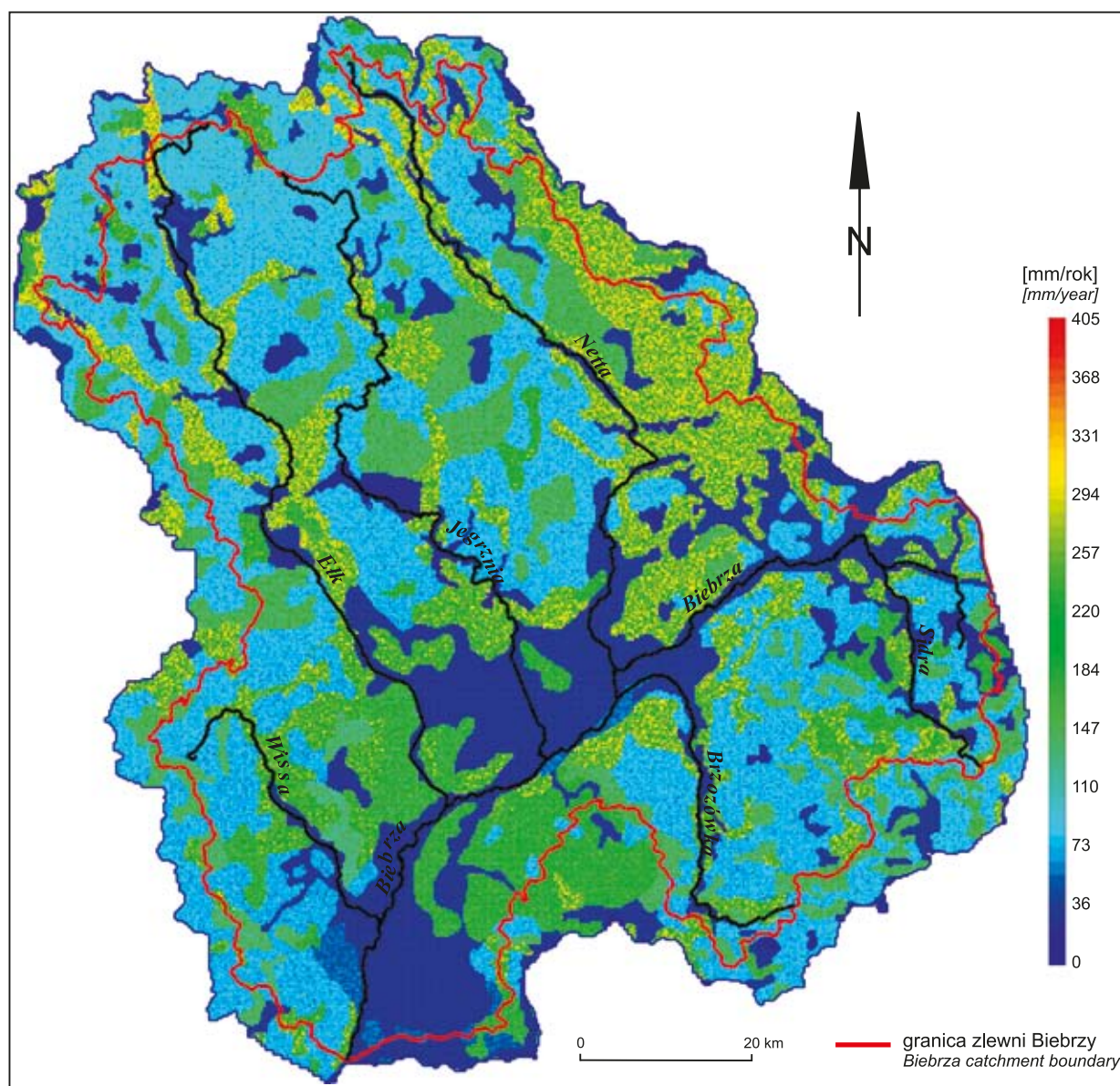


Fig. 5. Odnawialność zasobów wód podziemnych wg oceny metodą losową

Renewability of groundwater resources according to the random assessment method

(tab. 2). W granicach zlewni Biebrzy są to odpowiednio: zakres infiltracji 0–384 mm/rok, średnia infiltracja 120,1 mm/rok i odchylenie standardowe 86,9 mm/rok (tab. 2). Przedziały wartości infiltracji, średnie i odchylenia standardowe dla wydziałów litologicznych w granicach zlewni Biebrzy, określone metodą losową, zamieszczono w tabeli 2.

Z tabeli 2 wynika, że wartości odchylenia standardowego σ^{los} dla infiltracji obliczonej metodą losową w granicach wydziałów litologicznych są wyraźnie większe niż odpowiadające im wartości σ^{det} obliczone dla tych wydziałów metodą deterministyczną. Wynika to z mniejszej zmienności czynnika wagowego P w stosunku do zmienności czynnika G.

Różnice pomiędzy wartościami odchylenia standardowego σ^{los} i σ^{det} wyrażone w procentowej postaci przyrostu względnego $\Delta\sigma$ zawarte są w przedziale 146,2–2900,0% dla powierzchniowych wydziałów litologicznych (tab. 2). Jest to efektem założonej niepewności danych w procesie obliczania przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych. Jednocześnie dla obszaru badań przyrost względny $\Delta\sigma$ jest niewielki i wynosi 2,0%. Taką samą wartość przyrostu względnego $\Delta\sigma$ otrzymano dla obszaru zlewni.

W przedstawionym przykładzie uwzględnienie niepewności danych prowadzi do znacznego względnego zwiększenia obliczonego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych, mierzonego odchyleniem standardowym, w granicach poszczególnych jednostek litologicznych. W skali całego obszaru badanej zlewni uwzględnienie niepewności danych powoduje niewielki względny wzrost obliczonego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych.

Wyraźnie większy względny wzrost obliczonego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych dla jednostek litologicznych niż dla całego obszaru zlewni jest efektem większej zmienności wagowego czynnika geologicznego G w porównaniu do zmienności wagowego czynnika P.

PODSUMOWANIE

W deterministycznej ocenie przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych na obszarze zlewni Biebrzy przyjęto wartości czynników wagowych i odpływu podziemnego jako pozbawione elementu niepewności. Otrzymano dla obszaru zlewni rozkład wartości infiltracji w przedziale 0–282 mm/rok oraz wartość średnią równą 120,2 mm/rok przy odchyleniu standardowym 85,2 mm/rok.

Dla uwzględnienia niepewności wartości czynników wagowych i odpływu podziemnego wykonano losową ocenę

zróżnicowania odnawialności wód podziemnych. Zdefiniowano przedziały wartości współczynników niepewności. Współczynnikom tym nadano sens zmiennych losowych. W wyniku losowej oceny otrzymano dla obszaru zlewni rozkład wartości infiltracji w zakresie 0–384 mm/rok, wartość średnią 120,1 mm/rok przy odchyleniu standardowym 86,9 mm/rok.

W przedstawionym przykładzie w skali całego obszaru zlewni Biebrzy wpływ niepewności danych na wynik obliczeń przestrzennego zróżnicowania odnawialności wód podziemnych jest niewielki, natomiast w granicach poszczególnych wydziałów litologicznych wpływ niepewności danych na wynik tych obliczeń, mierzony przyrostem względnym odchylenia standardowego, jest znaczny – osiąga nawet 2900,0%. Jest to wynik obliczeń z wykorzystaniem wartości współczynników niepewności u wyznaczonych w procesie próbkowania losowego z przedziałów wartości będących miarami niepewności danych wejściowych.

LITERATURA

- ALBRYCHT A., BADURA J., BER A., JASTRZĘBSKA-BER M., BRUJ M., BRZEZIŃSKI M., CHMAL R., CYMERMAN Z., DOBRACKA E., DOBRACKI R., FRANKIEWICZ A., GAŁĄZKA D., HAISIG J., JELEŃSKA E., JURYS L., KRAJEWSKA A., KRAWCZYK M., KRYSIAK Z., KRZYWICKI T., LICHWA M., LISICKI S., MARSZAŁEK S., MORAWSKI W., NIZICKA D., PIKIES R., PIOTROWSKA K., PIOTROWSKI A., POCHOCKA-SZWARC K., PRUSSAK W., PRZASNYSKA J., PRZYBYLSKI B., ROMANEK A., RUMIŃSKI J., RYCHEL J., SZALEWICZ H., ŚLESIŃSKA A., WASILUK R., WEŁNIAK A., WILANOWSKI S., WINNICKI J., WÓJCIK A., ZABIELSKI R., ZALESZKIEWICZ L., ZIMNAL Z., ŻARSKI M., 2006 – Mapa Geologiczna Polski 1:500 000. Państw. Inst. Geol. – PIB, Warszawa.
- FILAR S., HONCZARUK M., JANIK M., JÓZWIĄK K., NIDENTAL M., PRZYTUŁA E., STAROSCIĄK A., SZYDŁO M., ŚLIWIŃSKI Ł., WĘGLARZ D., 2018 – Dokumentacja hydrogeologiczna ustalająca zasoby dyspozycyjne wód podziemnych obszaru bilansowego zlewni Biebrzy [mat. niepubl.]. Narod. Arch. Geol. PIG-PIB, Warszawa.
- IMAN R.L., SHORTENCARIER M.J., 1991 – A Fortran 77 Program and User's Guide for the Generation of Latin Hypercube and Random Samples for Use with Computer Models. Sandia National Laboratories. Albuquerque. New Mexico 87185. USA.
- ŚMIETAŃSKI L., 2010 – The quantitative evaluation of the catchment available groundwater resources – the case study. *Biul. Państw. Inst. Geol.*, **441**: 183–192.

SUMMARY

The purpose of the paper is to show the impact of data uncertainty on the outcome of calculations of the spatial diversity of renewability of groundwater resources in the Biebrza River catchment. The assessment of renewability of groundwater resources is crucial for the successful use of mathematical modelling to evaluate the resources and should always precede the construction of the mathematical model of groundwater flow in a given hydrogeological system.

Renewability of groundwater resources is identified by the authors with the groundwater recharge generating the underground runoff to the rivers. For the budget area of the Biebrza River catchment, the long-term annual mean recharge equals the long-term annual mean underground runoff. Having estimated the recharge value based on the underground runoff for this budget area, the distribution of

this recharge is calculated using the constant volume transformation algorithm.

The input data to calculate the spatial diversity of renewability of groundwater resources were the value of groundwater runoff and the values of weight factors: surface lithology and mean annual precipitation distribution.

The authors carried out two versions of calculations: deterministic one with data assumed to be without uncertainty and random sampling one where input data is assigned the uncertainty in the form of the range of values. In this approach the input variables are assumed to be random.

The outcome of these two calculation versions shows visible impact of the data uncertainty on the resulting spatial diversity of renewability of groundwater resources in surface geological units of the Biebrza River catchment.

