

Anita Bokwa

WPŁYW PROMIENIOWANIA SŁONECZNEGO, ZACHMURZENIA I PRĘDKOŚCI WIATRU NA ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE TEMPERATURY POWIETRZA I PRĘŻNOŚCI PARY WODNEJ W MIKRO- I MEZOSKALI NA POGÓRZU WIELICKIM

Zarys treści: Zastosowano analizę regresji wielorakiej, żeby zbadać łączny wpływ promieniowania słonecznego, zachmurzenia i prędkości wiatru na kształtowanie się temperatury powietrza i prężności pary wodnej w punktach pomiarowych Stacji Naukowej IGiGP UJ w Gaiku-Brzezowej, które reprezentują różne formy rzeźby i użytkowania terenu, charakterystyczne dla Pogórza Wielickiego. Interakcja między kompleksem omawianych elementów meteorologicznych a rzeźbą i użytkowaniem terenu nie ma stałego charakteru w ciągu roku i w przebiegu dobowym. Zachmurzenie miało największy udział w kształtowaniu przede wszystkim temperatury powietrza latem i zimą, a bilans promieniowania – wiosną i jesienią. Rzeźba i użytkowanie terenu nie miały znaczącego wpływu na wielkość udziału badanych zmiennych w kształtowaniu temperatury powietrza i prężności pary wodnej.

Słowa kluczowe: mezoklimat, Pogórze Wielickie, regresja wieloraka

1. Wstęp

Pogórze Wielickie jest obszarem intensywnie użytkowanym rolniczo oraz terenem rekreacyjnym dla mieszkańców aglomeracji krakowskiej, a jego warunki mezoklimatyczne wykazują znaczną zmienność przestrzenną z uwagi na duże zróżnicowanie rzeźby terenu. W dotychczasowych badaniach, prowadzonych na tym terenie przez Zakład Klimatologii Instytutu Geografii i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu Jagiellońskiego (IGiGP UJ), analizowano głównie zróżnicowanie przestrzenne mezo- i mikroklimatów omawianego obszaru. Badany był także wpływ sytuacji synoptycznych na rozkład przestrzenny wybranych elementów meteorologicznych (Niedźwiedź 1973, 1975; Obrębska-Starkłowa 1971, 1972, 1984). Badania koncentrowały się również wokół

zmian stosunków mezo- i mikroklimatycznych pod wpływem powstałego Zbiornika Dobczyckiego w zależności od użytkowania terenu (np. Obrębska-Starkłowa 1995, Obrębska-Starkel 2002). Innym podejmowanym problemem był wpływ makroskalowych elementów meteorologicznych, oddziałujących w skali regionalnej, na kształtowanie się podstawowych cech mezoklimatycznych (temperatury i wilgotności powietrza) w okolicach Dobczyckiego Zbiornika Wodnego. Elementy makroskalowe okazały się istotnym czynnikiem wpływającym na zróżnicowanie topoklimatów (Niedźwiedz i in. 1994, Obrębska-Starkłowa 1995, Obrębska-Starkel 2002, Bokwa 2000). Uzyskane dotychczas wyniki oparte są na zależnościach pomiędzy poszczególnymi elementami makroskalowymi a charakterystykami pola termiczno-wilgotnościowego. Konieczna okazała się natomiast ocena łącznego wpływu elementów makroskalowych (w szczególności promieniowania słonecznego, prędkości wiatru i zachmurzenia) na kształtowanie się temperatury i elementów wilgotności powietrza. Celem niniejszej pracy jest ukazanie, w jakim stopniu wymienione makroskalowe elementy meteorologiczne kształtują warunki mezoklimatyczne terenów Pogórza Wielickiego położonych w różnych formach terenu i o różnym użytkowaniu ziemi.

2. Materiał i metody

Aby rozwiązać postawiony problem, dokonano analizy wyników pomiarów i obserwacji meteorologicznych wykonanych na Stacji Naukowej IGiGP UJ w Gaiku-Brzezowej w latach 1978–1982 i 1999–2003 zarówno na stacji głównej, jak i w punktach profilowych. Lata 1978–1982 reprezentują chłodną fluktuację klimatyczną, a lata 1999–2003 – ciepłą. Pomiaru wykonywane na Stacji w Gaiku-Brzezowej są reprezentatywne dla większości obszaru Pogórza Wielickiego. W latach 1978–1982, przed wybudowaniem Zbiornika Dobczyckiego, stacją główną była stacja Terasa ($\varphi=49^{\circ}52'N$, $\lambda=20^{\circ}04'E$, $h=259$ m n.p.m.), reprezentująca warunki panujące w sterasowanych dnach dużych dolin Pogórza Wielickiego (przede wszystkim w dnie doliny Raby, na wschód od Dobczyc). Ówczesny profil pomiarowy tworzyły punkty pomiarowe Zbocze, Las i Wierchowina. W latach 1999–2003, po wybudowaniu Zbiornika Dobczyckiego, stacją główną była (i nadal jest) stacja Kopiec ($\varphi=49^{\circ}51'N$, $\lambda=20^{\circ}03'E$, $h=302$ m n.p.m.), reprezentująca warunki wierzchowin Pogórza. Ponadto pomiary wykonywane są w punktach Zbocze, Las i Brzeg (patrz ryc. 2 w: Limanówka 2008). Szczegółowy opis historii pomiarów na stacji w Gaiku-Brzezowej zawiera praca Obrębskiej-Starkel i in. (2005). Wierchowiny stanowią bardzo powszechną formę terenu na Pogórzu Wielickim, o czym świadczy niepublikowana Mapa Geomorfologiczna Miejskiego Województwa Krakowskiego, znajdująca się w archiwum Zakładu Geomorfologii IGiGP UJ. L. Starkel (1972a, 1972b) dzieli Pogórze Wielickie na Pogórze Wiśnickie i Pogórze Ciężkowickie. Na Pogórzu Wiśnickim około 63% stanowią pogórza średnie (350–420 m n.p.m.), na Pogórzu Ciężkowickim zaś zajmują one 68% (450–550 m n.p.m.). Dodatkowo na Pogórzu Wiśnickim na dna większych dolin przypada 10%, a na Pogórzu Ciężkowickim ponad 15% zajmują pogórza wysokie. W przypadku badań mikroklimatycznych wysokość bezwzględna wierzchowin nie ma dużego znaczenia, natomiast za ważne uważa się to, że są to tereny dobrze przewietrzane i znacznie mniej wilgotne niż dna dolin rzecz-

nych. Obecność zbiornika wodnego nie ma na omawianym terenie dużego wpływu na klimat lokalny (Obrębska-Starkłowa 1995), głównie z uwagi na osłonięcie przez zbocza doliny. Można więc dane ze stacji Kopiec uznać za reprezentatywne dla innych terenów Pogórza Wielickiego o zbliżonej rzeźbie.

Do analizy wykorzystano dobowe wartości temperatury powietrza i prężności pary wodnej z trzech terminów pomiarowych (6, 12 i 18 UTC) z następujących punktów pomiarowych:

- dla lat 1978–1982: Terasa (259 m n.p.m.), Zbocze (283 m n.p.m.), Las (285 m n.p.m.), Wierchowina (300 m n.p.m.);
- dla lat 1999–2003: Kopiec (302 m n.p.m.), Zbocze (283 m n.p.m.), Las (285 m n.p.m.), Brzeg (272 m n.p.m.).

Wartości terminowe temperatury powietrza i prężności pary wodnej dla stacji głównych otrzymano z pomiarów psychrometrycznych, a wartości z punktów profilowych – z opracowanych termohigrogramów (patrz: Grzyborowska, Jawień 2008). Wszystkie pomiary zostały wykonywane w standardowych klatkach meteorologicznych na wysokości 2 m n.p.g. Temperatura powietrza i prężność pary wodnej w sposób syntetyczny ukazują łączne działanie stałych czynników środowiskowych (np. rzeźby), ogólnocyrkulacyjnych warunków pogodowych i procesów mezoklimatycznych. Ponadto wykorzystano dane dotyczące elementów meteorologicznych warunkujących kształtowanie się temperatury powietrza i prężności pary wodnej: bilans krótkofalowego promieniowania słonecznego, prędkość wiatru i wielkość ogólnego zachmurzenia. Dane te pochodzą z pomiarów i obserwacji wykonywanych tylko na stacji głównej (czyli z Terasy w latach 1978–1982 i z Kopca w latach 1999–2003), ponieważ w innych punktach nie były i nie są one mierzone i obserwowane. Prędkość wiatru była mierzona na stacji Terasa na wysokości 22,5 m n.p.g. na dachu budynku za pomocą anemorumbometru M-47, a na stacji Kopiec na wysokości 11 m n.p.g. za pomocą czujnika automatycznego. Natężenie promieniowania słonecznego mierzono w obydwu okresach aktywności AT-50 Sawinowa-Janiszewskiego (promieniowanie bezpośrednie) i uniwersalnym pyranometrem M-80 Janiszewskiego (promieniowanie rozproszone, całkowite i odbite). Wartości bilansu promieniowania wzięte do analizy pochodziły z terminów aktywności poprzedzających główne klimatologiczne terminy pomiarowe (odpowiednio 5.50, 8.50 i 14.50 UTC).

Zastosowany dobór sieci punktów pomiarowych pozwala analizować dane termiczno-wilgotnościowe, które reprezentują obszary o mezoklimacie kształtowanym przez różne stałe czynniki środowiskowe:

- rzeźbę (Terasa, Zbocze, Wierchowina, Kopiec);
- użytkowanie terenu (Las, Brzeg).

Aby określić ilościowo znaczenie poszczególnych czynników mezoskalowych w kształtowaniu struktury mezoklimatu badanego terenu, zastosowano analizę regresji wielorakiej, dostępną w pakiecie „Statistica”. Zmienną zależną była najpierw temperatura powietrza, zmiennymi niezależnymi zaś prędkość wiatru, promieniowanie słoneczne i zachmurzenie. Następnie zmienną zależną była prężność pary wodnej, a pozostałe elementy – zmiennymi niezależnymi. Temperatura powietrza i prężność pary wodnej są ściśle od siebie uzależnione, a zatem silnie skorelowane, i dlatego nie zostały uwzględniane jako zmienne niezależne. Analizę przeprowadzono osobno dla

każdego punktu i terminu pomiarowego, w kalendarzowych porach roku, dla obydwu badanych okresów pięcioletnich. Dni z niepełnymi danymi usunięto ze zbiorów przed analizą, dlatego liczebność poszczególnych zbiorów była różna. W przypadku godz. 6 dla jesieni zbiory zawierały tylko dwa miesiące (wrzesień i październik, $n=ok. 300$), dla zimy – cztery miesiące (listopad-luty, $n=ok. 600$). Wszystkie pozostałe zbiory miały liczebność równą około 450. Podział danych do analizy według takiego schematu został podyktowany zmiennością dobową i roczną poszczególnych elementów, zwłaszcza promieniowania słonecznego. Analizę rozpoczęto od określenia podstawowych własności badanych zbiorów. W przypadku temperatury powietrza i prężności pary wodnej we wszystkich zbiorach stwierdzono rozkład zmiennych zbliżony do normalnego, dla pozostałych zmiennych (prędkość wiatru, promieniowanie słoneczne i zachmurzenie) rozkłady były natomiast lewo- lub prawostronnie skośne. Jest to okoliczność ograniczająca możliwość stosowania analizy regresji wielorakiej. Określono jednak inne cechy badanych zbiorów. Wyznaczono współczynniki korelacji liniowej Pearsona (r_{xy}) dla poszczególnych par zmiennych w każdym analizowanym zbiorze, żeby określić liniową współzależność badanych zmiennych. Korelacja między cechami jest niewyraźna, gdy wartość bezwzględna $r_{xy} < 0,3$, średnia, gdy $0,3 < r_{xy} \leq 0,5$ i wyraźna, gdy $r_{xy} > 0,5$ (Sobczyk 2000). We wszystkich obliczeniach przyjęto poziom istotności 0,05. Jeśli dane są słabo skorelowane, określanie równania regresji traci sens (Pruchnicki 1987).

Biorąc pod uwagę otrzymane współczynniki korelacji, przeprowadzono analizę regresji wielorakiej dla temperatury powietrza (a następnie dla prężności pary wodnej) jako zmiennej zależnej w trzech wariantach:

wariant 1: brano pod uwagę wszystkie zmienne niezależne, a w wygenerowanych wynikach sprawdzano które zmienne są nieistotne statystycznie;

wariant 2: następnie przeprowadzano analizę ponownie z wyłączeniem tych zmiennych;

wariant 3: jeśli ponadto któraś ze zmiennych wykorzystanych w drugiej wersji analizy miała współczynnik korelacji z temperaturą powietrza o wartości bezwzględnej poniżej 0,3 to przeprowadzano analizę po raz trzeci, z wyłączeniem tych zmiennych. Jeśli w wariancie 1 wszystkie zmienne były istotne statystycznie, ale któraś miała współczynnik korelacji z temperaturą powietrza o wartości bezwzględnej poniżej 0,3, to przeprowadzano analizę z wyłączeniem tej zmiennej, i to był wariant 2.

Dla każdego analizowanego zbioru w każdym wariancie analizy (czyli dla wszystkich zmiennych i z wyłączeniem nieistotnych statystycznie lub słabo skorelowanych zmiennych) określono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 (poprawiony o dzielenie sumy kwadratów błędów i całkowitej sumy kwadratów przez odpowiednie stopnie swobody) oraz statystykę F (dla $\alpha=0,05$). Usunięcie z analizy zmiennych nieistotnych statystycznie powodowało tylko nieznaczne zmiany R i R^2 . Wartość R^2 poniżej 0,50 uniemożliwia w zasadzie merytoryczną analizę badanego zjawiska, gdyż oznacza, że jedynie poniżej 50% zmienności zmiennej objaśnianej jest wyjaśnione przez model. Współczynnik korelacji wielorakiej R określa jedynie siłę, a nie kierunek korelacji; odnosi się do ścisłości związku korelacyjnego między zmienną objaśnianą a kompleksem zmiennych objaśniających. Kolejnym

krokiem było zatem zbadanie korelacji cząstkowych (opcja dostępna w analizie regresji wielorakiej). Współczynnik korelacji cząstkowej mierzy siłę zależności między dwiema cechami przy wyłączeniu oddziaływania pozostałych; informuje zarówno o sile, jak i o kierunku zależności. Wartość tego współczynnika może być wysoka nawet wtedy, gdy wartość współczynnika korelacji prostej badanej pary cech jest bliska zeru. Współczynnik korelacji cząstkowej może być większy lub mniejszy od współczynnika korelacji prostej badanej pary cech (Sobczyk 2000). Analiza wartości współczynnika korelacji cząstkowej dla serii danych z poszczególnych punktów pomiarowych, pór roku i terminów pomiarowych oraz par zmiennych dowiodła, że zmienne nieuwzględnione w drugich wariantach analizy były bardzo słabo skorelowane z temperaturą powietrza lub prężnością pary wodnej i dlatego ich pominięcie nie wpłynęło znacząco na wartość R czy R^2 . Przegląd wyników dla analiz uwzględniających tylko zmienne istotne statystycznie i o współczynniku korelacji Pearsona $>0,3$ i $<-0,3$ (czyli trzeci wariant analizy) dowiódł, że taki dobór zmiennych powodował nieznaczne obniżenie wartości R i R^2 , a więc zrezygnowano z wykorzystania tego wariantu. Wyniki zaprezentowane poniżej to zatem wyłącznie drugi wariant obliczeń.

W regresji wielorakiej zakłada się, że wartości resztowe (obserwowane minus przewidywane) mają rozkład normalny oraz że funkcja regresji posiada charakter liniowy. Jeśli któreś z tych założeń jest silnie naruszone, to oceny współczynników regresji (współczynniki B) oraz ocena ich istotności mogą być zaburzone (zaniżone lub zawyżone). Wykres prawdopodobieństwa normalnego reszt pozwala ocenić zgodność reszt z rozkładem normalnym. Jeśli nie mają one rozkładu normalnego, to wystąpią odstępstwa od linii prostej. Na tym wykresie ujawnią się również obserwacje odstające. Jeżeli obserwujemy wyraźny brak dopasowania i dane formują jakiś wyraźny kształt (np. kształt litery S) wokół prostej, to należy się zastanowić nad zastosowaniem jakiejś transformacji (STATISTICA Electronic Manual). Zbadano zatem wykresy prawdopodobieństwa normalnego reszt dla każdego badanego zbioru.

Następnie wyznaczono współczynniki regresji standaryzowane (*beta*, β) i niestandardyzowane (B) dla zmiennych niezależnych, uwzględnionych w drugich wariantach analizy. Współczynniki *beta* otrzymujemy, jeśli wcześniej dokonamy standaryzacji wszystkich zmiennych na średnią równą 0 i odchylenie standardowe równe 1. Wielkość tych współczynników pozwala na porównanie relatywnego wkładu każdej ze zmiennych niezależnych do predykcji zmiennej zależnej. Współczynniki R i R^2 we wszystkich przypadkach osiągnęły dość niskie wartości, dlatego zaniechano podawania współczynników B oraz formuł równań i przeanalizowano jedynie wartości współczynników *beta* w poszczególnych porach roku i terminach.

3. Analiza za lata 1978–1982

Dla zbiorów z lat 1978–1982 korelacja między temperaturą powietrza a prężnością pary wodnej przyjmowała zazwyczaj wysokie wartości (tzn. wartości bezwzględne powyżej 0,8, korelacja wyraźna). Wartość współczynnika korelacji między temperaturą a zachmurzeniem na wszystkich punktach pomiarowych przekraczała wartość bezwzględną 0,3 jedynie w terminie południowym od wiosny do jesieni (korelacja

średnia), między temperaturą a wiatrem – o godz. 6 i 18 GMT, ale tylko zimą (korelacja średnia); między temperaturą a bilansem promieniowania zaś – o godz. 6 GMT wiosną i jesienią, a o godz. 12 i 18 od wiosny do jesieni (korelacja średnia i wyraźna). W przypadku związków między ciśnieniem pary wodnej a zachmurzeniem, wiatrem i bilansem promieniowania istotne wartości współczynnika korelacji występują w przypadku bilansu promieniowania jesienią we wszystkich terminach, a wiosną o godz. 6 GMT (korelacja średnia i wyraźna), dla zachmurzenia zimą o godz. 12 i 18 GMT (korelacja średnia).

3.1. Temperatura powietrza

Biorąc pod uwagę temperaturę powietrza za zmienną zależną, obliczono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 oraz statystykę F w drugim wariancie analizy. We wszystkich przypadkach wartości F były wyższe niż wartości krytyczne odczytane z tablic, zatem należy uznać, że otrzymane współczynniki korelacji wielorakiej są statystycznie istotne. Współczynniki R przyjęły wartości 0,20–0,63, współczynniki R^2 wartości 0,04–0,40 (tab. 1). Świadczy to o dość słabej korelacji między temperaturą a zespołem zmiennych objaśniających oraz o tym, że te zmienne objaśniają relatywnie niewielką część zmienności temperatury powietrza (poniżej 50%). Przeanalizowano rozkład wartości reszt i stwierdzono, że jest bardzo zbliżony do normalnego w przypadku wszystkich analizowanych zbiorów danych. Obliczono współczynniki regresji (standaryzowane β i niestandaryzowane B). Analiza współczynników *beta* istotnych statystycznie (ryc. 1) pokazuje, że największe znaczenie dla kształtowania temperatury powietrza miał bilans promieniowania (ryc. 1c). Najwyższe wartości *beta q* (0,6–0,7) wystąpiły wiosną o godz. 6 UTC i jesienią o godz. 12 i 18 UTC. Latem i zimą współczynniki *beta* okazały się wyraźnie niższe we wszystkich terminach (0,3–0,4). Zachmurzenie (ryc. 1a) było kolejnym ważnym czynnikiem kształtującym temperaturę powietrza, ale tylko latem (ok. -0,3) i zimą ok. 3,0; w pozostałych porach roku wpływ tego czynnika był zaniedbywalny. Prędkość wiatru natomiast (ryc. 1b) okazała się istotna tylko zimą, zwłaszcza o godz. 6 i 18 UTC (0,3–0,4). Różnice wartości współczynników *beta* między punktami pomiarowymi w poszczególnych porach roku i terminach były bardzo niewielkie (poniżej 0,1).

3.2. Prężność pary wodnej

Biorąc pod uwagę prężność pary wodnej za zmienną zależną, obliczono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 oraz statystykę F w drugim wariancie analizy. W kilku przypadkach wartości F były niższe od wartości krytycznych odczytanych z tablic, a zatem wyłączono je z dalszych rozważań jako statystycznie nieistotne. Współczynniki R przyjęły wartości 0,13–0,61, współczynniki R^2 wartości 0,01–0,37 (tab. 2). Podobnie jak w przypadku temperatury powietrza świadczy to o dość słabej korelacji między prężnością pary wodnej a zespołem zmiennych objaśniających oraz o tym, że te zmienne objaśniają relatywnie niewielką część zmienności prężności pary wodnej (poniżej 50%). Przeanalizowano rozkład wartości reszt i stwierdzono, że jest bardzo zbliżony do normalnego w przypadku wszystkich

Tab. 1. Współczynniki korelacji wielorakiej R oraz współczynniki wielorakiej determinacji R^2 dla drugiego wariantu analizy; lata 1978–1982; zmienna zależna: temperatura powietrzaTable 1. Multiple correlation coefficients R and multiple determination coefficients R^2 for the second variant of the analysis; 1978–1982; dependent variable: air temperature

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 6 UTC				
T	w	z, q	0,60	0,36
Z	w	z, q	0,58	0,33
L	w	z, q	0,56	0,31
W	w	z, q	0,56	0,31
T	l	z, q	0,29	0,08
Z	l	z	0,33	0,10
L	l	z	0,20	0,04
W	l	z, q	0,32	0,10
T	j	z, v, q	0,46	0,20
Z	j	v, q	0,41	0,16
L	j	z, v, q	0,39	0,14
W	j	v, q	0,41	0,16
T	z	z, v, q	0,57	0,32
Z	z	z, v, q	0,49	0,24
L	z	z, v, q	0,51	0,26
W	z	z, v, q	0,51	0,26
godz. / hour 12 UTC				
T	w	q	0,50	0,25
Z	w	q	0,49	0,23
L	w	q	0,48	0,22
W	w	q	0,51	0,25
T	l	z, v, q	0,63	0,40
Z	l	z, v, q	0,60	0,35
L	l	z, v, q	0,56	0,31
W	l	z, v, q	0,63	0,40
T	j	q	0,62	0,38
Z	j	q	0,61	0,37
L	j	z, q	0,58	0,33
W	j	q	0,62	0,38
T	z	z, v, q	0,49	0,23
Z	z	z, v, q	0,47	0,21
L	z	z, v, q	0,50	0,24
W	z	z, v, q	0,46	0,21

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 18 UTC				
T	w	z, q	0,45	0,19
Z	w	z, q	0,50	0,24
L	w	z, q	0,49	0,23
W	w	z, q	0,47	0,22
T	l	q	0,32	0,10
Z	l	z, v, q	0,43	0,18
L	l	z, q	0,40	0,15
W	l	z, v, q	0,45	0,20
T	j	z, v, q	0,53	0,27
Z	j	z, q	0,57	0,32
L	j	z, q	0,56	0,31
W	j	z, q	0,55	0,30
T	z	z, v, q	0,54	0,29
Z	z	z, v, q	0,43	0,18
L	z	z, v, q	0,46	0,21
W	z	z, v, q	0,46	0,21

Objasnienia: st – stacja: T – Terasa, Z – Zbocze, L – Las, W – Wierchowina, p.r. – pora roku: w – wiosna, l – lato, j – jesień, z – zima, zmienne niezależne: z – zachmurzenie, v – prędkość wiatru, q – bilans promieniowania krótkofalowego

Explanations: st – measurement point: T – Terasa (Terrace), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), W – Wierchowina (Hill top), p.r. – season: w – spring, l – summer, j – autumn, z – winter, independent variables: z – cloudiness, v – wind speed, q – short wave solar radiation balance

Tab. 2. Współczynniki korelacji wielorakiej R oraz współczynniki wielorakiej determinacji R^2 dla drugiego wariantu analizy; lata 1978–1982; zmienna zależna: prężność pary wodnej

Table 2. Multiple correlation coefficients R and multiple determination coefficients R^2 for the second variant of the analysis; 1978–1982; dependent variable: vapour pressure

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 6 UTC				
T	w	z, v, q	0,55	0,30
Z	w	z, v, q	0,61	0,37
L	w	z, v, q	0,58	0,33
W	w	z, v, q	0,57	0,32
T	l	v	0,33	0,10
Z	l	z, v	0,32	0,10
L	l	z, v	0,25	0,05
W	l	z, v	0,34	0,11
T	j	z, q	0,39	0,15
Z	j	q	0,41	0,16
L	j	z, q	0,36	0,11
W	j	z, q	0,35	0,11
T	z	z, v, q	0,42	0,17
Z	z	z, v, q	0,36	0,12
L	z	z, v, q	0,39	0,15
W	z	z, v, q	0,35	0,12
godz. / hour 12 UTC				
T	w	z, v, q	0,29	0,08
Z	w	z, v, q	0,23	0,05
L	w	z, v, q	0,25	0,05
W	w	z, v, q	0,26	0,06
T	l	v	0,21	0,03
Z	l	v	0,13	0,01
L	l	v	0,21	0,03
W	l	v	0,19	0,03
T	j	z, v, q	0,40	0,15
Z	j	z, v, q	0,43	0,18
L	j	z, v, q	0,44	0,19
W	j	z, v, q	0,38	0,14
T	z	z, q	0,42	0,17
Z	z	z, q	0,37	0,13
L	z	z, v, q	0,42	0,17
W	z	z, q	0,37	0,13

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 18 UTC				
T	w	z, v, q	0,33	0,10
Z	w	z, v, q	0,30	0,08
L	w	z, v, q	0,31	0,09
W	w	z, v, q	0,29	0,07
T	l	v	0,23	0,04
Z	l	z, v, q	0,22	0,04
L	l	v	0,16	0,02
W	l	z, v	0,26	0,06
T	j	z, v, q	0,56	0,31
Z	j	z, v, q	0,54	0,29
L	j	z, v, q	0,58	0,33
W	j	z, v, q	0,54	0,28
T	z	z, v	0,42	0,17
Z	z	z, v	0,35	0,12
L	z	z, v	0,37	0,13
W	z	z, v	0,37	0,13

Objaśnienia: st – stacja: T – Terasa, Z – Zbocze, L – Las, W – Wierzchowina, p.r. – pora roku: w – wiosna, l – lato, j – jesień, z – zima, zmiennie niezależne: z – zachmurzenie, v – prędkość wiatru, q – bilans promieniowania krótkofalowego

Explanations: st – measurement point: T – Terasa (Terrace), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), W – Wierzchowina (Hill top), p.r. – season: w – spring, l – summer, j – autumn, z – winter, independent variables: z – cloudiness, v – wind speed, q – short wave solar radiation balance

analizowanych zbiorów danych. Obliczono współczynniki regresji (standaryzowane β i niestandaryzowane B). Analiza współczynników *beta* istotnych statystycznie (ryc. 2) pokazuje, że najwyższe wartości notowano dla bilansu promieniowania (0,5–0,6), ale tylko wiosną o godz. 6 UTC i jesienią o godz. 12 i 18 UTC, czyli podobnie jak w przypadku temperatury. Wszystkie wartości *beta* q były dodatnie, natomiast *beta* v były ujemne od wiosny do jesieni, a dodatnie zimą, kiedy to wzrost prędkości wiatru powodował wzrost prężności pary wodnej. W lecie w zasadzie jedynym elementem, dla którego wartości *beta* były istotne statystycznie, okazała się prędkość wiatru (*beta* v ok. -0,2),

gdyż w przypadku zachmurzenia wartości istotne statystycznie (β \approx zaledwie ok. -0,1) pojawiły się tylko na niektórych stacjach o godz. 6 i 18 UTC. Natomiast w zimie to zachmurzenie miało największy wpływ na kształtowanie się prężności pary wodnej (β \approx ok. 0,4). β \approx przyjęły wartości dodatnie we wszystkich przypadkach z wyjątkiem godz. 6 UTC w lecie, a zatem wzrost zachmurzenia powodował wzrost prężności pary wodnej. Różnice wartości współczynników β między punktami pomiarowymi w poszczególnych porach roku i terminach były bardzo niewielkie (poniżej 0,1).

4. Analiza za lata 1999–2003

Dla zbiorów z lat 1999–2003 korelacja między temperaturą powietrza a prężnością pary wodnej przyjmowała zróżnicowane wartości, ale zawsze dodatnie. O godz. 6 we wszystkich punktach pomiarowych i we wszystkich porach roku korelacja była wyższa niż 0,70 (korelacja wyraźna), z wyjątkiem Brzegu latem (0,66). O godz. 12 wartości korelacji okazały się wyraźnie niższe wiosną i latem (0,31–0,66) niż jesienią i zimą (0,66–0,78). Podobna tendencja występuje o godz. 18. Wartość współczynnika korelacji między temperaturą a zachmurzeniem przekraczała wartość bezwzględną 0,3 o godz. 6 i 18 jedynie w lecie (korelacja średnia, ujemna), a w terminie południowym wartości poniżej -0,3 występowały od wiosny do jesieni. Dodatnia korelacja między temperaturą a wiatrem o wartościach powyżej 0,3 wystąpiła jedynie o godz. 18 zimą, we wszystkich punktach pomiarowych. Dodatnia korelacja średnia i wyraźna między temperaturą a bilansem promieniowania miała miejsce we wszystkich terminach i punktach pomiarowych z wyjątkiem godz. 6 i 18 zimą. W przypadku związków między prężnością pary wodnej a zachmurzeniem, wiatrem i bilansem promieniowania istotne wartości współczynnika korelacji występują tylko w przypadku bilansu promieniowania we wszystkich punktach pomiarowych wiosną o godz. 6, jesienią o godz. 18 i na Zboczu jesienią o godz. 6. W przypadku korelacji między prężnością pary wodnej a zachmurzeniem osiąga ona wartość 0,31 jedynie zimą o godz. 12 na Zboczu i Brzegu, w pozostałych przypadkach wartości korelacji są bardzo niskie.

4.1. Temperatura powietrza

Biorąc pod uwagę temperaturę powietrza za zmienną zależną, obliczono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 oraz statystykę F w drugim wariancie analizy. We wszystkich przypadkach wartości F okazały się wyższe niż wartości krytyczne odczytane z tablic, zatem należy uznać, że otrzymane współczynniki korelacji wielorakiej są statystycznie istotne. Współczynniki R przyjęły wartości 0,23–0,67, współczynniki R^2 wartości 0,04–0,47 (tab. 3). Świadczy to o dość słabej korelacji między temperaturą a zespołem zmiennych objaśniających oraz o tym, że te zmienne objaśniają relatywnie niewielką część zmienności temperatury powietrza (poniżej 50%). Przeanalizowano rozkład wartości reszt i stwierdzono, że jest bardzo zbliżony do normalnego w przypadku wszystkich analizowanych zbiorów danych. Obliczono współczynniki regresji (standaryzowane β i niestandaryzowane B). Analiza współczynników β istotnych statystycznie (ryc. 3) pokazuje, że podobnie jak w pierwszym pięcioleciu największy wpływ na kształtowanie temperatury powietrza

Tab. 3. Współczynniki korelacji wielorakiej R oraz współczynniki wielorakiej determinacji R^2 dla drugiego wariantu analizy; lata 1999–2003; zmienna zależna: temperatura powietrza

Table 3. Multiple correlation coefficients R and multiple determination coefficients R^2 for the second variant of the analysis; 1999–2003; dependent variable: air temperature

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 6 UTC				
K	w	z, q	0,67	0,44
Z	w	z, q	0,67	0,45
L	w	z, q	0,64	0,40
B	w	z, q	0,66	0,44
K	l	z, v, q	0,38	0,14
Z	l	z, q	0,43	0,18
L	l	z	0,23	0,04
B	l	z, q	0,38	0,14
K	j	q	0,38	0,13
Z	j	q	0,40	0,15
L	j	q	0,34	0,10
B	j	q	0,39	0,14
K	z	z, v, q	0,45	0,20
Z	z	z, v, q	0,45	0,19
L	z	z, v, q	0,46	0,21
B	z	z, v, q	0,46	0,20
godz. / hour 12 UTC				
K	w	v, q	0,59	0,34
Z	w	z, q	0,54	0,28
L	w	z, q	0,54	0,28
B	w	z, q	0,53	0,27
K	l	z, v, q	0,68	0,47
Z	l	z, v, q	0,67	0,44
L	l	z, v, q	0,65	0,42
B	l	z, v, q	0,65	0,42
K	j	q	0,64	0,40
Z	j	q	0,61	0,37
L	j	q	0,59	0,34
B	j	q	0,61	0,37
K	z	z, v, q	0,58	0,33
Z	z	z, v, q	0,50	0,25
L	z	z, v, q	0,53	0,28
B	z	z, v, q	0,50	0,25

st	p.r.	zmiennie variables	R	R^2
godz. / hour 18 UTC				
K	w	z, v, q	0,58	0,34
Z	w	z, v, q	0,62	0,38
L	w	z, v, q	0,60	0,35
B	w	z, q	0,61	0,36
K	l	z, v, q	0,53	0,28
Z	l	z, v, q	0,53	0,28
L	l	z, q	0,52	0,26
B	l	z, v, q	0,54	0,29
K	j	z, q	0,50	0,25
Z	j	z, q	0,54	0,29
L	j	q	0,55	0,30
B	j	z, q	0,54	0,29
K	z	z, v, q	0,46	0,21
Z	z	z, v, q	0,46	0,21
L	z	z, v, q	0,48	0,23
B	z	z, v, q	0,45	0,20

Objaśnienia: st – stacja: K – Kopiec, Z – Zbocze, L – Las, B – Brzeg, p.r. – pora roku: w – wiosna, l – lato, j – jesień, z – zima, zmiennie niezależne: z – zachmurzenie, v – prędkość wiatru, q – bilans promieniowania krótkofalowego

Explanations: st – measurement point: K – Kopiec (Hill top 2), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), B – Brzeg (Reservoir bank), p.r. – season: w – spring, l – summer, j – autumn, z – winter, independent variables: z – cloudiness, v – wind speed, q – short wave solar radiation balance

miął bilans promieniowania, zwłaszcza wiosną i jesienią (βq 0,6–0,8). W przypadku zachmurzenia także widać podobieństwa między obydwoma rozpatrywanymi okresami, czyli $\beta \approx$ ok. -0,4 latem i 0,4 zimą, ale w latach 1999–2003 wzrosło znaczenie zachmurzenia w kształtowaniu temperatury powietrza wiosną w terminie południowym ($\beta \approx$ ok. -0,3). Podobnie rzecz się ma z prędkością wiatru; o ile w latach 1978–1982 wiosną wszystkie βv były nieistotne statystycznie, o tyle w latach 1999–2003 wiosną o godz. 12 i 18 UTC występują βv istotne, choć o wartości zaledwie ok. -0,1.

4.2. Prężność pary wodnej

Biorąc pod uwagę prężność pary wodnej za zmienną zależną, obliczono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 oraz statystykę F w drugim wariancie analizy. W kilku przypadkach wartości F były niższe od wartości krytycznych odczytanych z tablic, zatem wyłączono je z dalszych rozważań jako statystycznie nieistotne. Współczynniki R przyjęły wartości 0,09–0,58, a współczynniki R^2 wartości 0,00–0,33 (tab. 4). Podobnie jak w przypadku temperatury powietrza świadczy to o dość słabej korelacji między prężnością pary wodnej a zespołem zmiennych objaśniających oraz o tym, że te zmienne objaśniają relatywnie niewielką część zmienności prężności pary wodnej (poniżej 50%). Przeanalizowano rozkład wartości reszt i stwierdzono, że jest bardzo zbliżony do normalnego w przypadku wszystkich analizowanych zbiorów danych. Obliczono współczynniki regresji (standaryzowane β i niestandaryzowane B). Analiza współczynników β istotnych statystycznie (ryc. 4) pokazuje, że najwyższe wartości zanotowano dla bilansu promieniowania (βq 0,5–0,6), ale tylko wiosną o godz. 6 UTC i jesienią o godz. 12 i 18 UTC, czyli podobnie jak w latach 1978–1982. W przypadku zachmurzenia w okresie 1999–2003 wszystkie $\beta \approx$ latem były nieistotne, podczas gdy w latach 1978–1982 latem o godz. 6 UTC $\beta \approx$ przyjmowało wartości ok. -2,0 na wszystkich punktach poza Terasą. Podobnie w przypadku wiatru: w latach 1978–1982 zimą o godz. 6 UTC βv osiągało wartości ok. 0,2, a w latach 1999–2003 wartości βv okazały się w tym sezonie i terminie nieistotne statystycznie. W latach 1999–2003 wzrosło znaczenie bilansu promieniowania w kształtowaniu prężności pary wodnej latem i βq osiągnęło wartości ok. -0,2 o godz. 6 i 12 UTC, a w latach 1978–1982 w tym sezonie i terminach wartości βq okazały się nieistotne statystycznie.

5. Analiza danych z pomiarów automatycznych

Od 2006 r. na Stacji Naukowej IGiGP UJ w Gaiku-Brzezowej działa nowa stacja automatyczna, rejestrująca w sposób ciągły wybrane elementy meteorologiczne. Składa się ona z rejestratora danych firmy Campbell Scientific, czujnika termiczno-wilgotnościowego firmy Vaisala, anemometru sonicznego firmy Gill, zestawu czujników promieniowania CNR1 firmy Kipp and Zonen oraz czujnika promieniowania rozproszonego firmy Delta T. Ponadto na punktach profilowych zainstalowano bezprzewodowe czujniki termiczno-wilgotnościowe HOBO Pro. Do przeprowadzenia analizy według metodologii zaprezentowanej powyżej wykorzystano pomiary z okresu 1 marca–31 grudnia 2006 r., a uzyskane wyniki porównano z wynikami dla okresu 1999–2003.

Tab. 4. Współczynniki korelacji wielorakiej R oraz współczynniki wielorakiej determinacji R² dla drugiego wariantu analizy; lata 1999–2003; zmienna zależna: prężność pary wodnej

Table 4. Multiple correlation coefficients R and multiple determination coefficients R² for the second variant of the analysis; 1999–2003; dependent variable: vapour pressure

st	p.r.	zmiennie variables	R	R ²
godz. / hour 6 UTC				
K	w	z, v, q	0,57	0,32
Z	w	z, v, q	0,58	0,33
L	w	z, v, q	0,58	0,33
B	w	z, v, q	0,54	0,28
K	l	v, q	0,30	0,08
Z	l	v, q	0,28	0,07
L	l	v	0,20	0,03
B	l	v, q	0,29	0,07
K	j	z, v, q	0,37	0,12
Z	j	z, q	0,36	0,12
L	j	z, v, q	0,32	0,09
B	j	z, v, q	0,34	0,10
K	z	z, q	0,34	0,11
Z	z	z, q	0,33	0,10
L	z	z, q	0,34	0,11
B	z	z, q	0,33	0,11
godz. / hour 12 UTC				
K	w	z, v, q	0,29	0,08
Z	w	z, v, q	0,24	0,05
L	w	v, q	0,25	0,06
B	w	z, v, q	0,24	0,05
K	l	v	0,20	0,03
Z	l	v, q	0,19	0,03
L	l	v	0,16	0,01
B	l	q	0,20	0,03
K	j	z, v, q	0,44	0,19
Z	j	z, v, q	0,26	0,06
L	j	z, v, q	0,32	0,09
B	j	z, v, q	0,27	0,06
K	z	z, q	0,34	0,11
Z	z	z	0,31	0,09
L	z	z, q	0,32	0,10
B	z	z	0,31	0,09

st	p.r.	zmiennie variables	R	R ²
godz. / hour 18 UTC				
K	w	z, v, q	0,32	0,10
Z	w	z, v, q	0,27	0,06
L	w	z, v, q	0,33	0,10
B	w	z, v, q	0,29	0,07
K	l	v	0,14	0,01
Z	l	v	0,12	0,00
L	l		0,12	0,00
B	l		0,09	0,00
K	j	z, v, q	0,45	0,20
Z	j	z, v, q	0,45	0,20
L	j	z, v, q	0,48	0,22
B	j	z, v, q	0,43	0,18
K	z	z, v	0,29	0,07
Z	z	z	0,26	0,06
L	z	z, v, q	0,25	0,06
B	z	z, v	0,25	0,06

Objaśnienia: st – stacja: K – Kopiec, Z – Zbocze, L – Las, B – Brzeg, p.r. – pora roku: w – wiosna, l – lato, j – jesień, z – zima, zmiennie niezależne: z – zachmurzenie, v – prędkość wiatru, q – bilans promieniowania krótkofalowego.

Explanations: st – measurement point: K – Kopiec (Hill top 2), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), B – Brzeg (Reservoir bank), p.r. – season: w – spring, l – summer, j – autumn, z – winter, independent variables: z – cloudiness, v – wind speed, q – short wave solar radiation balance.

W roku 2006, podobnie jak w latach 1999–2003, korelacja między temperaturą powietrza a ciśnieniem pary wodnej przyjmowała wysokie wartości. Jedynie latem o 12 i 18 UTC wartości tego współczynnika przyjęły wartości poniżej 0,70. W 2006 r. więcej niż we wspomnianym pięcioletniu było przypadków, że współczynniki okazały się nieistotne statystycznie, przypisać to jednak należy mniejszej liczebności prób. W obydwu okresach wysokie i istotne statystycznie są współczynniki korelacji między temperaturą powietrza a bilansem promieniowania, choć w przypadku roku 2006 wiosną o godz. 18 UTC znaczenie promieniowania wyraźnie spada. Analizę regresji wielorakiej przeprowadzono tylko dla temperatury powietrza, mając na uwadze jej orientacyjny charakter, wynikający z relatywnie niedużego zbioru wziętego do analizy. Biorąc pod uwagę temperaturę powietrza za zmienną zależną, obliczono współczynnik korelacji wielorakiej R , współczynnik wielorakiej determinacji R^2 oraz statystykę F . We wszystkich przypadkach wartości F okazały się wyższe niż wartości krytyczne odczytane z tablic, zatem należy uznać, że otrzymane współczynniki korelacji wielorakiej są statystycznie istotne. Biorąc pod uwagę tylko zmienne istotne statystycznie, przeprowadzono analizę regresji. Współczynniki R przyjęły wartości 0,33–0,76, a współczynniki R^2 wartości 0,08–0,56 (tab. 5). Świadczy to o silniejszej korelacji między temperaturą a zespołem zmiennych objaśniających, niż to miało miejsce we wcześniejszych analizach, oraz o tym, że te zmienne objaśniają relatywnie niewielką część zmienności temperatury powietrza (najwyżej ok. 50%). Przeanalizowano rozkład wartości reszt i stwierdzono, że jest on bardzo zbliżony do normalnego w przypadku wszystkich analizowanych zbiorów danych. Obliczono współczynniki regresji (standaryzowane β i niestandaryzowane B). Analiza współczynników *beta* istotnych statystycznie (ryc. 5) pokazuje, że podobnie jak w przypadku badań tradycyjnymi metodami największe znaczenie dla kształtowania temperatury powietrza miał bilans promieniowania (ryc. 5c). Najwyższe wartości *beta q* (ok. 0,8) wystąpiły wiosną o godz. 6 i 12 UTC, przy czym w przeciwieństwie do poprzednich okresów wartości z godz. 18 UTC okazały się nieistotne statystycznie. Jesień to druga pora roku, kiedy wartości *beta q* osiągnęły wysokie wartości istotne statystycznie, zarówno w 2006 r., jak i we wcześniejszych okresach, przy czym tylko w 2006 r. o godz. 6 i 12 UTC wartości te były dodatnie (0,6–0,7), a o godz. 18 UTC ujemne (ok. -0,5). Ponadto jedynie w 2006 r. *beta q* osiągnęło wysoką wartość 0,8 latem o godz. 6 UTC i tylko w lesie; w poprzednich okresach wartości latem o godz. 6 były niższe od wartości z późniejszych terminów. Zachmurzenie (ryc. 5a) stanowiło kolejny ważny czynnik kształtujący temperaturę powietrza. W porównaniu z poprzednimi okresami wzrosło jego znaczenie wiosną (ok. 0,4 o godz. 6 UTC), latem zaś pozostało na podobnym poziomie (-0,4). Ponownie zaznaczyła się odrębność warunków panujących w lesie, *beta z* osiągnęło w tym przypadku wyjątkowo dodatnią wartość 0,4 latem o godz. 6 UTC. Prędkość wiatru w poprzednich okresach okazała się istotnym czynnikiem kształtującym temperaturę powietrza głównie zimą. Niestety, dla 2006 r. brak danych z tej pory roku. Warto jednak zauważyć, że wiosną 2006 r. o godz. 18 UTC *beta v* przyjmuje wartości ok. 0,3 dla wszystkich stacji, a w lecie o godz. 18 UTC wartości ujemne (ok. -0,2).

Różnice między danymi z 2006 r. a danymi z poprzednich okresów wynikają przede wszystkim ze stosowania odmiennych systemów pomiarowych, co ma także

Tab. 5. Współczynniki korelacji wielorakiej R oraz współczynniki wielorakiej determinacji R² dla drugiego wariantu analizy; rok 2006; zmienna zależna: temperatura powietrza

Table 5. Multiple correlation coefficients R and multiple determination coefficients R² for the second variant of the analysis; 2006; dependent variable: air temperature

st	p.r.	zmienne variables	R	R ²
godz. / hour 6 UTC				
K	w	z, v, q	0,75	0,55
Z	w	z, v, q	0,76	0,56
L	w		0,35	0,09
B	w	z, v, q	0,76	0,56
K	l		0,47	0,19
Z	l	z	0,46	0,18
L	l	z, v, q	0,74	0,53
B	l	z	0,48	0,21
K	j	z, q	0,59	0,32
L	j	z, q	0,57	0,30
B	j	z, q	0,64	0,39
godz. / hour 12 UTC				
K	w	z, q	0,68	0,45
Z	w	z, q	0,67	0,44
L	w	z, q	0,67	0,43
B	w	z, q	0,66	0,42
K	l	z	0,67	0,43
Z	l	z	0,64	0,38
L	l	z	0,66	0,42
B	l	z	0,64	0,39
K	j	q	0,67	0,43
L	j	q	0,63	0,38
B	j	q	0,66	0,42

st	p.r.	zmienne variables	R	R ²
godz. / hour 18 UTC				
K	w	v	0,33	0,08
Z	w	v	0,33	0,08
L	w	v	0,33	0,08
B	w	v	0,34	0,09
K	l	z, v, q	0,66	0,41
Z	l	z, v, q	0,63	0,37
L	l	z, v, q	0,62	0,37
B	l	z, v, q	0,63	0,37
K	j	q	0,54	0,27
L	j	q	0,56	0,29
B	j	q	0,54	0,26

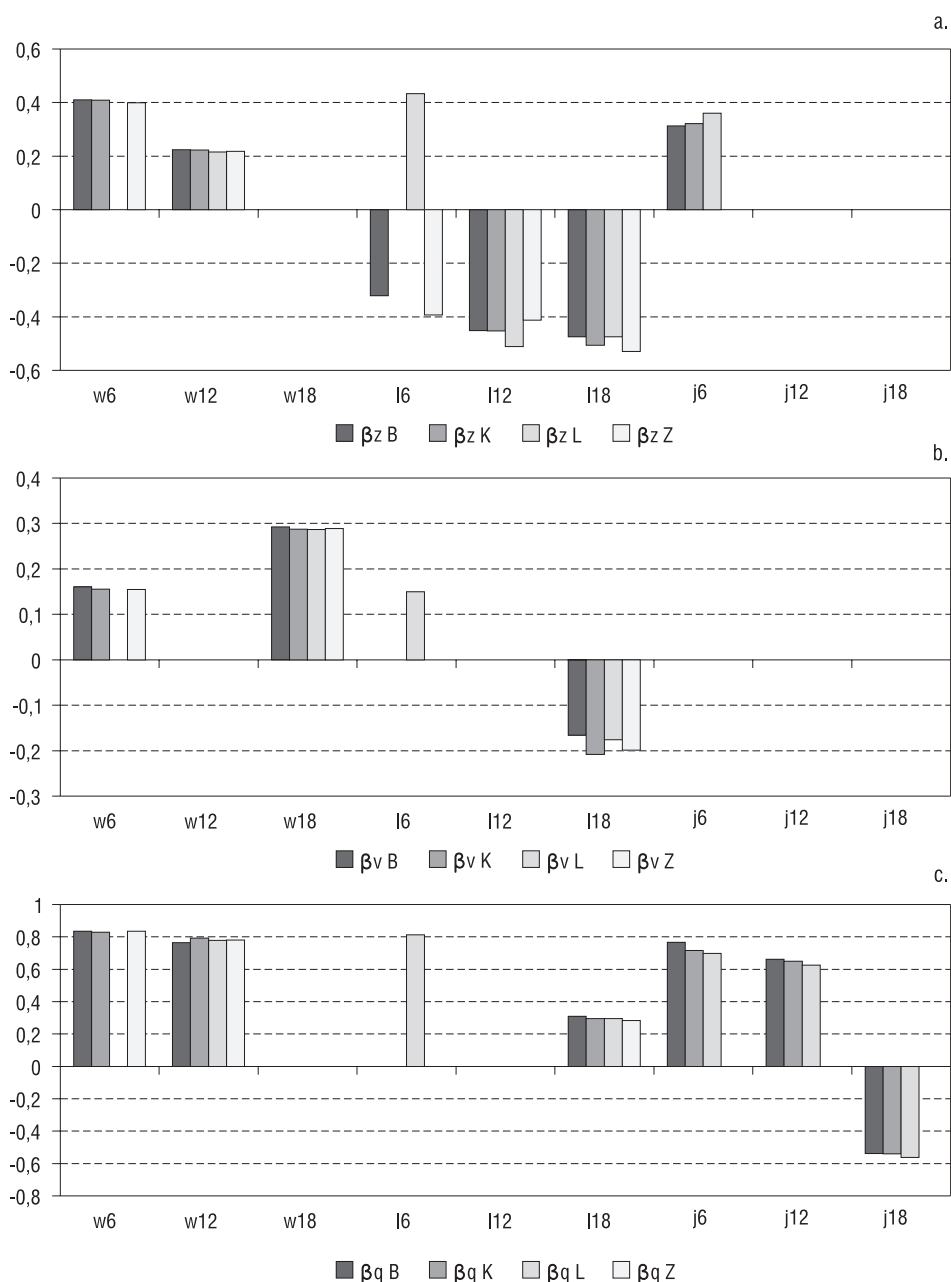
Objaśnienia: st – stacja: K – Kopiec, Z – Zbocze, L – Las, B – Brzeg, p.r. – pora roku: w – wiosna, l – lato, j – jesień, zmiennie niezależne: z – zachmurzenie, v – prędkość wiatru, q – bilans promieniowania krótkofalowego.

Explanations: st – measurement point: K – Kopiec (Hill top 2), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), B – Brzeg (Reservoir bank), p.r. – season: w – spring, l – summer, j – autumn, independent variables: z – cloudiness, v – wind speed, q – short wave solar radiation balance.

wpływ na czas wykonywania niektórych pomiarów. Szczupłość dotychczas zgromadzonych materiałów nie pozwala na wysnuć zbyt daleko idących wniosków, ale wyniki zaprezentowane powyżej stanowią cenną wskazówkę, że zastosowanie nowych przyrządów pozwala uzyskać rezultaty badawcze częściowo weryfikujące dotychczasową wiedzę o mikroklimacie Pogórza Wielickiego.

Objaśnienia: j – jesień, l – lato, w – wiosna, 6, 12, 18 – terminy UTC, K – Kopiec, Z – Zbocze, L – Las, B – Brzeg, βz L – współczynnik *beta z* dla Lasu, itd.

Explanations: w – spring, l – summer, j – autumn; 6, 12, 18 – UTC hours; K – Kopiec (Hill top 2), Z – Zbocze (Slope), L – Las (Forest), B – Brzeg (Reservoir bank), βz L – coefficient *beta z* for Las (Forest), etc.



Ryc. 5. Wartości współczynników β dla: a) zachmurzenia (β_z), b) prędkości wiatru (β_v), c) bilansu promieniowania krótkofalowego (β_q) w poszczególnych porach roku i terminach; zmienna zależna: temperatura powietrza, 2006

Figure 5. β coefficients for: a) cloudiness (β_z), b) wind speed (β_v), c) short wave solar radiation balance (β_q) in particular seasons and measurement hours; dependent variable: air temperature, 2006

6. Podsumowanie i wnioski

Przedstawione powyżej analizy prowadzą do wniosku, że największy wpływ na kształtowanie się temperatury powietrza i prężności pary wodnej ma bilans promieniowania. Drugim co do istotności jest zachmurzenie, najmniejszy zaś wpływ ma prędkość wiatru. Ilościowy wymiar tych zależności ulega jednak zmianom w przebiegu rocznym i dobowym oraz w odniesieniu do rzeźby i użytkowania terenu. Obydwa pięciolecia należy analizować osobno, gdyż prezentują one różne fluktuacje klimatyczne, ponadto badane elementy kształtowały się odmiennie w obydwu pięcioleciach. Dane zamieszczone w artykule Z. Oleckiego (niniejszy tom) świadczą o tym, że w latach 1978–1982 intensywność promieniowania pochłoniętego była większa niż w pięcioleciu 1999–2003, szczególnie w porze przedpołudniowej. Pięciolecie 1999–2003 okazało się znacznie cieplejsze niż okres 1978–1982. Średnie roczne wartości zachmurzenia były w obydwu okresach podobne, ale charakter przebiegu rocznego w Gaiku-Brzezowej uległ zasadniczej zmianie na skutek przeniesienia stacji z doliny na wierzchowinę. Z kolei warunki anemologiczne były w obydwu pięcioleciach bardzo podobne (patrz artykuł A. Bokwy, niniejszy tom).

6.1. Zróżnicowanie sezonowe

Analiza wartości współczynników *beta* (ryc. 1–4) wskazuje na to, że znaczenie poszczególnych elementów w kształtowaniu temperatury powietrza i prężności pary wodnej ulega wyraźnym zmianom sezonowym i dobowym. Przyjęto, że wartości współczynników *beta* wskazują na znaczący udział danego elementu w kształtowaniu temperatury powietrza lub prężności pary wodnej gdy osiągają wartość bezwzględną powyżej 0,2.

Bilans promieniowania w obydwu pięcioleciach miał największy wpływ na kształtowanie temperatury powietrza i prężności pary wodnej wiosną o godz. 6 UTC i jesienią o godz. 12 i 18 UTC. We wszystkich przypadkach wzrost wartości bilansu promieniowania powodował wzrost temperatury i prężności. W latach 1978–1982 *beta q* dla temperatury jako zmiennej zależnej nie przekroczył wartości 0,2 w lecie o godz. 6 UTC i zimą o godz. 18 UTC, natomiast w latach 1999–2003 wartość ta była przekroczona we wszystkich porach roku i terminach, co należy wiązać z przeniesieniem stacji aktywnometrycznej. W przypadku prężności pary wodnej jako zmiennej zależnej zasadnicza różnica dotyczy lata: w pierwszym pięcioleciu nie zanotowano wtedy w ogóle wskaźników *beta q* istotnych statystycznie, a w drugim pięcioleciu takowe pojawiły się o godz. 6 i 12 UTC, osiągając 0,2 dla Brzegu o godz. 12 UTC. Potwierdza to dużą rolę zbiornika wodnego w kształtowaniu bilansu promieniowania, głównie z uwagi na odmiennie od terenów lądowych własności dotyczące pochłaniania i odbijania promieniowania słonecznego. Rola bilansu promieniowania w drugim pięcioleciu była wyraźnie wyższa niż w pierwszym, co jest związane także ze znacznie większym zróżnicowaniem warunków aktywnometrycznych niż nefologicznych i anemologicznych w obydwu pięcioleciach (patrz artykuły Z. Oleckiego i A. Bokwy, niniejszy tom).

W przeciwieństwie do bilansu promieniowania, zachmurzenie miało największy wpływ na temperaturę powietrza latem i zimą, przy czym w pierwszym pięcioleciu

wartość bezwzględna β \approx przekroczyła 0,2 we wszystkich terminach, a w drugim tylko latem o godz. 12 UTC, a zimą o godz. 6 i 12 UTC. Latem wzrost zachmurzenia skutkował spadkiem temperatury, zimą – jej wzrostem. W przypadku prężności pary wodnej zachmurzenie miało największy wpływ na jej kształtowanie się zimą i wiosną, przy czym w latach 1978–1982 we wszystkich terminach, a w latach 1999–2003 wiosną tylko o godz. 6 i 18 UTC. Większe zachmurzenie powodowało zawsze wystąpienie wyższych wartości prężności pary wodnej. Ponadto w drugim pięcioleciu wzrosła rola zachmurzenia jesienią, zwłaszcza o godz. 6 i 18 UTC.

Prędkość wiatru odegrała większą rolę tylko w kształtowaniu temperatury powietrza i tylko zimą.

6.2. Wpływ rzeźby i użytkowania terenu

Porównanie wyników pomiarów z punktów Terasa, Zbocze i Wierchowina z lat 1978–1982 oraz z punktów Zbocze i Kopiec z lat 1999–2003 pozwala ocenić, czy położenie danego obszaru we wklęsłej lub wypukłej formie terenu ma wpływ na wielkość udziału badanych zmiennych w kształtowaniu temperatury powietrza i prężności pary wodnej. Porównanie wyników pomiarów z punktów Zbocze i Las z lat 1978–1982 oraz z punktów Brzeg, Zbocze i Las z lat 1999–2003 pozwala z kolei ocenić, czy rodzaj użytkowania danego obszaru (strefa brzegowa zbiornika wodnego, łąka, las) ma wpływ na wielkość udziału badanych zmiennych w kształtowaniu temperatury powietrza i prężności pary wodnej.

W przypadku temperatury powietrza zarówno w latach 1978–1982, jak i 1999–2003 (ryc. 1 i 3) zróżnicowanie wartości wskaźników β między punktami pomiarowymi jest zazwyczaj nieduże, co wskazuje na brak wpływu rzeźby i użytkowania terenu. Dla prężności pary wodnej w latach 1978–1982 (ryc. 2) również zróżnicowanie wartości wskaźników β między punktami pomiarowymi jest zazwyczaj nieduże, natomiast w latach 1999–2003 (ryc. 4) w kilku przypadkach wartości wskaźników β są zdecydowanie wyższe dla Kopca niż dla pozostałych punktów, co należy tłumaczyć odrębnością mezoklimatyczną wierzchowin pogórskich i lepszym przewietrzaniem tych obszarów, zwłaszcza po wybudowaniu zbiornika, co spowodowało lokalne zmniejszenie szorstkości podłoża.

6.3. Wnioski końcowe

Warunki klimatyczne obydwu rozpatrywanych pięcioleci można porównać, wykorzystując dane ze stacji Dobczyce, z uwagi na jednorodność serii pomiarowej (patrz artykuł D. Limanówki, niniejszy tom). Lata 1978–1982 należały do chłodnej fluktuacji klimatycznej i średnia roczna temperatura powietrza wyniosła 7,5°C. Częstość występowania niżowych sytuacji synoptycznych była bardzo zbliżona do częstości sytuacji wyżowych (po około 48%). Pięciolecie 1999–2003 reprezentowało natomiast warunki panujące w ciepłej fluktuacji klimatycznej, kiedy to średnia roczna temperatura powietrza wzrosła do 8,9°C, a ponadto zanotowano przewagę częstości występowania sytuacji wyżowych (53%) nad niżowymi (45%). Wyższa temperatura w drugim pięcioleciu wiązała się m.in. z większą przezroczystością atmosfery i większym średnim

rocznym usłonecznieniem rzeczywistym, które wzrosło z 1395 godzin (1978–1982) do 1626 godzin (1999–2003). Średnie roczne zachmurzenie było w obydwu okresach bardzo zbliżone: 61,2% w latach 1978–1982 i 63,7% w latach 1999–2003, także liczba dni pogodnych była bardzo podobna: 42 w latach 1978–1982 i 47 w latach 1999–2003. Liczba dni pochmurnych natomiast znacznie wzrosła ze 120 w latach 1978–1982 do 140 w latach 1999–2003. Średnia roczna prędkość wiatru wzrosła nieznacznie, z $2,0 \text{ m}\cdot\text{s}^{-1}$ w latach 1978–1982 do $2,2 \text{ m}\cdot\text{s}^{-1}$ w latach 1999–2003. Zasadnicza odmiennosc obydwu pięcioleci zaznaczyła się zatem przede wszystkim w warunkach termicznych, solarnych i nefologicznych. Można więc postawić pytanie: czy odmiennosc ta znalazła odbicie w intensywnosci oddziaływania czynników makroskalowych na klimat lokalny? Przeprowadzone analizy pozwalają stwierdzić, że w drugim pięcioleciu znacząco zwiększyła się jedynie rola promieniowania słonecznego.

Analiza regresji wielorakiej dała lepsze rezultaty w przypadku temperatury powietrza jako zmiennej zależnej niż w przypadku prężności pary wodnej (wyższe wartości współczynnika R). Otrzymane wyniki pozwalają stwierdzić, że łączny wpływ elementów zależnych od warunków ogólnocykluacyjnych na kształtowanie temperatury powietrza i prężności pary wodnej w skali lokalnej podlega zmienności sezonowej i dobowej. Wartości R powyżej 0,5 wystąpiły w przypadku temperatury powietrza w latach 1978–1982 wiosną o godz. 6 UTC, latem o godz. 12 UTC i jesienią o godz. 12 i 18 UTC. W latach 1999–2003 było to wiosną we wszystkich terminach, latem i jesienią o godz. 12 i 18 UTC i zimą o godz. 12 UTC. Zatem w drugim okresie obserwujemy wzrost łącznego znaczenia warunków ogólnocykluacyjnych w kształtowaniu temperatury powietrza, a z poprzednich analiz wynika, że to głównie zasługa wzrostu znaczenia bilansu promieniowania. W przypadku prężności pary wodnej współczynnik R przekroczył wartość 0,5 w obydwu badanych pięcioleciach tylko wiosną o godz. 6 UTC i w pierwszym pięcioleciu dodatkowo jesienią o godz. 18 UTC, co świadczy o znacznie mniejszym wpływie omawianych czynników ogólnocykluacyjnych na kształtowanie prężności pary wodnej niż na kształtowanie temperatury powietrza.

Zachmurzenie miało największy udział w kształtowaniu przede wszystkim temperatury powietrza latem i zimą, a bilans promieniowania – wiosną i jesienią. Latem i zimą bilans promieniowania osiąga odpowiednio najwyższe i najniższe wartości w roku. Latem wzrasta rola strumienia promieniowania bezpośredniego w kształtowaniu bilansu promieniowania, a zachmurzenie wpływa bezpośrednio na jego wartość. Zimą zmiany zachmurzenia są zwykle związane z czynnikami adwekcyjnymi i w tej porze roku napływ różnych mas powietrza ma większe znaczenie dla kształtowania temperatury powietrza niż bilans promieniowania. Wiosną i jesienią natomiast wartości bilansu promieniowania odpowiednio szybko wzrastają lub maleją na skutek zmian wysokości Słońca nad horyzontem, co przekłada się bezpośrednio na temperaturę powietrza. Rzeźba i użytkowanie terenu nie miały znaczącego wpływu na wielkość udziału badanych zmiennych w kształtowaniu temperatury powietrza i prężności pary wodnej, natomiast w świetle wyników analiz przedstawionych przez K. Matuszyka (niniejszy tom) należy stwierdzić, że zróżnicowanie meoklimatyczne, obserwowane w Gaiuku-Brzezowej, jest wynikiem zjawisk meoklimatycznych, warunkowanych właśnie rzeźbą i użytkowaniem terenu.

Literatura

- Bokwa A., 2000, *Struktura termiczna przygruntowej warstwy powietrza na Pogórzu Wielickim (na przykładzie Gaika-Brzezowej)*. Pr. dokt., mspis, Bibl. Jagiell., Kraków, ss. 116.
- Bokwa A., 2008, *Warunki nefologiczne i anemologiczne na Pogórzu Wielickim w latach 1978–1982 oraz 1999–2003*, niniejszy tom.
- Grzyborowska A., Jawień W., 2008, *Metodyka cyfrowego opracowania termohigrogramów*, niniejszy tom.
- Limanówka D., 2008, *Zmienność klimatu Pogórza Wielickiego w latach 1978–2003 (na przykładzie stacji Dobczyce)*, niniejszy tom.
- Matuszyk K., 2008, *Zróżnicowanie temperatury powietrza i prężności pary wodnej w mikro- i mezoskali na Pogórzu Wielickim*, niniejszy tom.
- Niedźwiedź T., 1973, *Temperatura i wilgotność powietrza w warunkach rzeźby pogórskiej Karpat (na przykładzie doliny Raby koło Gaika-Brzezowej)*, Zesz. Nauk. UJ, Prace Geogr., 3, 7–88.
- Niedźwiedź T., 1975, *Wpływ sytuacji synoptycznych na zróżnicowanie temperatur ekstremalnych powietrza na wiosnę w dolinie Raby*, Zesz. Nauk. UJ, Prace Geogr., 41, 87–95.
- Niedźwiedź T., Ustrnul Z., Cebulak E., Limanówka D., 1994, *Long-term climate variation in Southern Poland due to atmospheric circulation variability*, [w:] R. Heino (red.), *Climate variations in Europe*, Proceedings of the European Workshop on Climate Variations held in Kirkkonummi (Majvik), Finland, 15–18 May 1994.
- Obrębska-Starkłowa B., 1971, *O stosunkach termicznych w dolinach ze szczególnym uwzględnieniem warstwy inwersyjnej*, Folia Geogr., Ser. Geogr.-Phys., 5, 87–104.
- Obrębska-Starkłowa B., 1972, *Beitrag zur Methode der Aussonderung meso- und mikroklimatischen Einheiten in Gebirgen*, Acta Univ. Szegedensis, pars: Acta Climatologica 11, 1–4.
- Obrębska-Starkłowa B., 1984, *Reflection of the orographic patterns in the micro- and mesoclimatic conditions*, GeoJournal, 8.3, 259–263.
- Obrębska-Starkłowa B., 1995, *Differentiation of topoclimatic conditions in a Carpathian foreland valley based on multiannual observations*, Zesz. Nauk. UJ, Prace Geogr., 101.
- Obrębska-Starkel B., 2002, *Influence of the water reservoir on the transformation of the ecoclimate of the Foothill Oak-Hornbeam forest Tilio-Carpinetum in Gaik-Brzezowa*, [w:] Obrębska-Starkel (red.), *Topoclimatic and geocological changes in the Wieliczka Foothills in the surroundings of the Dobczyce Reservoir*, Prace Geogr. Inst. Geogr. i Gosp. Przestrz. UJ, Kraków, 109, 73–96.
- Obrębska-Starkel B., Bokwa A., Matuszyk K., 2005, *Zakres i metody badań klimatu lokalnego i mikroklimatu na Stacji Naukowej IGI GP UJ w Gaiku-Brzezowej w latach 1964–2004*, [w:] K. Krzemień, J. Trepińska, A. Bokwa (red.), *Rola stacji terenowych w badaniach geograficznych*, Inst. Geogr. i Gosp. Przestrz. UJ, Kraków, 47–56.
- Olecki Z., 2008, *Bilans promieniowania krótkofalowego Słońca na Pogórzu Wielickim w latach 1978–1982 i 1999–2003 na podstawie pomiarów w Gaiku-Brzezowej*, niniejszy tom.
- Pruchnicki J., 1987, *Metody opracowań klimatologicznych*, PWN, Warszawa.
- Sobczyk M., 2000, *Statystyka. Podstawy teoretyczne, przykłady, zadania*, Wyd. UMCS, Lublin.
- Starkel L., 1972a, *Charakterystyka rzeźby polskich Karpat (i jej znaczenie dla gospodarki ludzkiej)*, Probl. Zagosp. Ziem Górskich, 10, 75–150.

Starkel L., 1972b, *Karpaty Zewnętrzne i Kotlina Sandomierska*, [w:] M. Klimaszewski (red.), *Geomorfologia Polski*, t. 1, PWN, Warszawa.

STATISTICA Electronic Manual, StatSoft, wersja 6, 1984–2003.

Impact of solar radiation, cloudiness and wind speed on air temperature's and vapour pressure's spatial patterns in micro- and mesoscale in the Wieliczka Foothills

Summary

Multiple regression analysis was used to study the combined influence of solar irradiation, cloudiness and wind speed on air temperature and vapour pressure at the measurement points of the Jagiellonian University research station in Gaik-Brzezowa, which represent various forms of relief and land use of the Wieliczka Foothills (a part of the Carpathian Foothills). The data used come from 1978–1982 (before the construction of the Dobczyce Water Reservoir) and 1999–2003 (after the reservoir's construction). The analysis was based on daily data (6, 12, 18 UTC) from four points in each period. The interaction between the meteorological elements and relief and land use has no constant character in annual and diurnal course (Figures 1–4). Cloudiness was of the greatest importance in controlling mainly the air temperature in summer and winter, while radiation balance in spring and autumn. Land forms and land use had no significant impact on the magnitude of impact of the studied variables in controlling air temperature and vapour pressure. The role of radiation balance increased in the second period.

Translated by the author

*Anita Bokwa
Uniwersytet Jagielloński
Instytut Geografii i Gospodarki Przestrzennej
ul. Gronostajowa 7
30-387 Kraków
email: anita.bokwa@uj.edu.pl*