

## Agroklimatyczna norma średniej temperatury powietrza w Polsce na lata 2011–2020

Tadeusz Górski, Jerzy Kozyra\*

Zakład Agrometeorologii i Zastosowań Informatyki  
Instytut Uprawy Nawożenia i Gleboznawstwa – Państwowy Instytut Badawczy  
ul. Czartoryskich 8, 24-100 Puławy

**Abstrakt.** Wobec wyraźnych tendencji wzrostowych temperatury, stwierdzanych od ok. 40 lat, tzw. normy klimatyczne, czyli uśredniane wartości zanotowane w przeszłym wielolecu, nie mogą stanowić wystarczającej podstawy do bieżących analiz agroklimatycznych. Do opisu agroklimatu niezbędne jest wprowadzanie elementów prognostycznych. Wobec niepewności co do przyczyn zmian i dalszej ewolucji klimatu, najmniej zawodną metodą prognostyczną są proste techniki ekstrapolacyjne.

Przedstawiono weryfikację sporządzonej w 2001 r. prognozy średniej temperatury w Polsce na lata 2001–2010. Prognoza dobrze przewidywała średnią temperaturę roku, wiosny i jesieni, lecz błędnie oceniła amplitudę roczną, która wzrosła, a nie zmalała, jak to zakładano. Tym niemniej ważne w agrometeorologii charakterystyki, jak początek i koniec okresu wegetacyjnego, sumy stopniodni w długich okresach, zostały ocenione z niewielkimi tylko błędami. W całości prognoza okazała się bez porównania dokładniejsza niż opis oparty na trzydziestoletniej normie (1971–2000).

Ekstrapolując tendencję wzrostową temperatury (0,3°C na dekadę) oraz utrzymując się przesunięcie fazowe na korzyść wiosny (co może być wynikiem zmian oscylacji północnoatlantyckiej, NAO), sporządzono prognozę średniej temperatury w Polsce na dekadę 2011–2020, która to prognoza będzie podstawą agroklimatycznych rekomendacji w tych latach. Przedstawiono mapę średniej temperatury roku, a zmianę warunków termicznych zilustrowano mapami prawdopodobieństwa dojrzewania kukurydzy w dwóch okresach.

**słowa kluczowe:** agrometeorologia, NAO i temperatura, prognoza dziesięcioletnia, rozkład roczny temperatury, temperatura średnia

---

Autor do kontaktu:

Jerzy Kozyra  
e-mail: kozyr@iung.pulawy.pl  
tel. 81 8863421 w. 236

*Praca wpłynęła do Redakcji 15 kwietnia 2011 r.*

---

\*Praca wykonana w ramach tematu statutowego IUNG-PIB nr 4.1.9. Fenologia roślin i terminy prac polowych w warunkach różnych scenariuszy zmian klimatu

### WPROWADZENIE

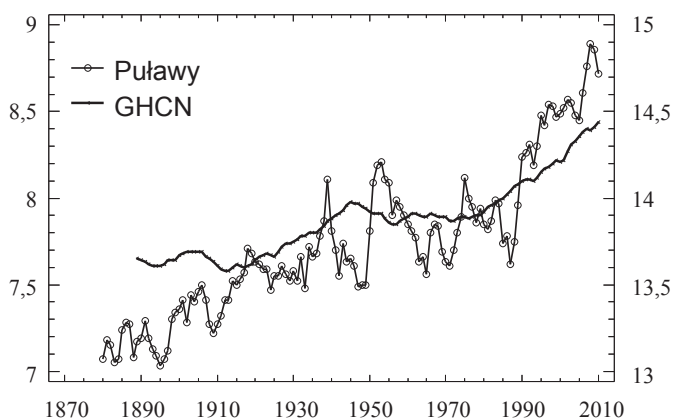
Podstawę analiz agroklimatycznych i opartych na nich rekomendacji dla praktyki rolniczej stanowią zbiory danych o pogodzie w jej czasowej i przestrzennej zmienności, często usystematyzowane w tzw. normy. W przypadku warunków termicznych klasyczna klimatologia postulowała korzystanie z jak najdłuższych serii obserwacyjnych, zaś Światowa Organizacja Meteorologiczna (WMO) zaleca do konstrukcji norm uwzględnianie ostatniego trzydziestolecia. Powszechna do niedawna praktyka wykorzystywania standardów opartych na przeszłości musi jednak być modyfikowana (Górski, 2007) wobec powszechnie stwierdzanych zmian klimatu (Heino i in., 2008), zwłaszcza wzrostowych tendencji temperatury (Hansen i in., 2010). Analizy dotyczące warunków aktualnych bądź w bliskiej perspektywie czasowej, choć budowane na przeszłych obserwacjach, muszą zawierać także elementy prognozy.

Celem pracy jest przedstawienie metod stosowanych w omawianym zakresie w Instytucie Uprawy Nawożenia i Gleboznawstwa (IUNG) oraz ustalenie normy średniej temperatury na dekadę 2011–2020.

### MATERIAŁ I METODY

Podstawowy materiał meteorologiczny pochodził z Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej (IMGW). Wykorzystywano ponadto także niektóre dane ze stacji meteorologicznych IUNG; szczególną rolę odgrywała tu stacja puławska, o najbardziej homogenicznych notowaniach spośród 6 stacji polskich z najdłuższymi ciągami (Wibig i in., 2004).

Sprawa „globalnego ocieplenia” jest żywo dyskutowana wśród geofizyków i klimatologów, nierzadko reprezentujących przeciwstawne poglądy. Przedmiotem kontrowersji jest sam fakt wzrostu średniej temperatury globu, a także rola człowieka w tych zmianach. Jak się wydaje, pierwszą kwestię rozstrzygnęła empiria. Wszystkie kolejne dekady



Rys. 1. Przebieg dziesięcioletnich średnich wartości temperatury powietrza ( $t^{\circ}\text{C}$ ) w Puławach (lewa rzędna) i na globie łącznie z oceanami (GHCN, 2010). Rok odpowiada końcowi dekady.

Fig. 1. Course of the consecutive mean decadal air temperatures ( $t^{\circ}\text{C}$ ) at Puławy (left ordinate) and the global temperature including oceans (GHCN, 2010). Year means the end of the decade.

w skali globu są coraz cieplejsze (rys. 1), a rok 2010 może być uznany za najcieplejszy (choć nie w Polsce) od początku notowań meteorologicznych (Hansen i in., 2010). Przyjmujemy więc występowanie trwałej tendencji temperatury, a jej skalę oceniamy na podstawie polskich materiałów. Co się tyczy przyczyn ocieplenia (naturalne, antropogenne), to zajmowanie stanowiska w tej sprawie nie jest niezbędne do opracowania prognozy na najbliższą dekadę, choć hipotezę „efektu szklarniowego” uważamy za najbardziej prawdopodobną.

Co najmniej kilka ośrodków na świecie od 30–40 lat tworzy prognozy przyszłych klimatów (tzw. scenariusze) oparte zwykle na modelach globalnej cyrkulacji (GCM), przy założeniu określonych zmian w atmosferze; często za pewien standard przyjmuje się założenie o podwojeniu ilości dwutlenku węgla. Prognozy te tyczą okresów odległych o kilkadziesiąt lub więcej lat. Natomiast metody prognoz dla bliskiej perspektywy (decadal prediction) znajdują się dopiero na wstępnym etapie badań (Mehel i in., 2009), mimo podkreślania ich oczywistej przydatności w bieżącym planowaniu. Zasadniczą trudność w budowie prognoz dekadowych stwarza mała stosunkowo rola (low signal-to-noise ratio) trwałego trendu w krótkim okresie w porównaniu do przewidywalnych i nieprzewidywalnych czynników akcesorycznych (Murphy i in., 2010). Próba sprawdzenia przydatności jednego ze scenariuszy GCM do prognozy dekadowej w Polsce wykazała, że prostsze metody dały mniejsze błędy (Degirmendzić i in., 2004).

W tej sytuacji do budowy prognozy dekadowej stosujemy zwykle metody ekstrapolacyjne.

Opis zróżnicowania przestrzennego średniej temperatury w Polsce przedstawiony był w postaci modelu (Górski, 2005), zbudowanego na podstawie zweryfikowanych i zhomogenizowanych danych z ponad dwustu stacji meteorologicznych z pięćdziesięciolecia 1941–1990. Zasadnicza idea modelu polega na opisie cyklu rocznego temperatury metodami analizy harmonicznej i wyrażeniu współczynników Fouriera w funkcji współrzędnych geo-

graficznych. Funkcje ciągłe w przestrzeni spełniają rolę aproksymant stochastycznych i eliminują ew. „szumy” (błędy notowań i lokalizacji pomiarów), choć mogą również zaniedbywać rzeczywiste osobliwości terenowe. Dlatego też do modelu wprowadzono poprawki na cechy terenu, mające wpływ na średnią temperaturę. Dla terenów płaskich lub lekko sfalowanych, typowych dla znacznej większości pól uprawnych w Polsce, poprawka jest zerowa.

W prognozach temperatury na najbliższą dekadę wartość średnią określano ekstrapolując tendencję wzrostową w ciągu poprzednich 30 lat; dla dekady 2001–2010 były to lata 1971–2000. Przy nieznacznym zróżnicowaniu przestrzennym można było dla Polski przyjąć wartość średnią równą  $0,3^{\circ}\text{C}$  na dekadę. Ponieważ wyraźne tendencje wzrostowe wystąpiły dopiero po 1970 r., do średniej z lat 1941–1990 (określonej w modelu) dodano  $0,9^{\circ}\text{C}$ , ( $0,03 \cdot (2005 - 1975)$ ) aby otrzymać wartość ekstrapolowaną (prognozę) na środek dekady 2001–2010. Tę samą wartość trendu stosuje się do dekady 2011–2020.

Zmiany rozkładu sezonowego temperatury oceanów na podstawie różnic między temperaturą rzeczywistą poszczególnych miesięcy w ostatnim dwudziestolecu a danymi z modelu. Przebieg roczny tych różnic aproksymowano tylko dwiema harmonikami (współczynniki Fouriera od  $a_0$  do  $b_2$ ), wychodząc z założenia, że wprowadzenie dalszych może uprawomocnić drobne niepowtarzalne fluktuacje, występujące zwykle w krótkich seriach.

W naszym przypadku współczynniki Fouriera można zapisać i obliczyć w formie równania regresji wielokrotnej [1]:

$$f(k) = 0,5 a_0 + a_1 \cos k + b_1 \sin k + a_2 \cos 2k + b_2 \sin 2k$$

gdzie:  $f(k)$  – wartość funkcji,  
 $a_0, a_1, b_1, a_2, b_2$  – współczynniki Fouriera,  
 $k$  – kolejny dzień w roku w mierze kątowej.

Do modeli opisujących cykl roczny temperatury nie wchodziły współczynniki statystycznie nieistotne.

## WYNIKI I DYSKUSJA

### Prognoza na lata 2001–2010

Prognozę sporządzono w 2001 r. Porównując rzeczywiste dane z lat 1981–2000 z danymi z modelu otrzymano różnice, które potraktowano jako poprawki na przyszłą dekadę. Cykl roczny poprawek przedstawiono jako [2]:

$$t_p = 0,9 + 0,3 \cos(k+15) + 0,4 \sin(k+15) + 0,27 \cos(2(k+15))$$

gdzie:  $t_p$  – poprawka dodawana do modelu ( $^{\circ}\text{C}$ ),  
 $k$  – kolejny dzień roku,  
 $(k+15)$  – wyraz przedstawiany w mierze kątowej.

Rozpatrując notowania z około 40 stacji synoptycznych IMGW, nie znaleziono podstaw do różnicowania przestrzennego poprawek. Wobec niepewności towarzyszącej wszystkim przesłankom metody, wyrażonym wprost bądź *implicite*, weryfikacja nie mogła być przeprowadzona przed zebraniem rzeczywistych danych. Tabela 1 przedstawia błędy prognozy na dekadę 2001–2010 dla danych z dziewięciu stacji synoptycznych IMGW, których notowania pozyskano z NOAA (2010), oraz stacji w Puławach.

Dokładność uzyskiwanych wyników określają ich błędy: średni (systematyczny, *bias* – B) i średniokwadratowy (RMSE), oddający zmienność poszczególnych elementów zbioru.

$$B = \frac{\sum_{i=1}^n R_i - M_i}{n}$$

$$RMSE = \left( \frac{\sum_{i=1}^n (R_i - M_i)^2}{n} \right)^{0.5}$$

gdzie:  $R_i$  – wartość zmierzona,  
 $M_i$  – wartość obliczona (z modelu),  
 $n$  – liczebność zbioru.

Przedstawioną prognozę temperatury średniej rocznej można uznać za dobrą. Błąd średni w zbiorze 10 stacji i 12 miesięcy wyniósł  $+0,13^{\circ}\text{C}$ , największy był dla Warszawy:  $+0,32^{\circ}\text{C}$ . Ponieważ model (bez poprawek na cechy terenu) tyczy płaskich lub lekko sfalowanych pól uprawnych, należało spodziewać się małej dodatniej różnicy w zbiorze stacji lokowanych na peryferiach miast (zwykle na lotniskach). W przypadku Puław już wcześniej oceniono „efekt miasta” na  $+0,2^{\circ}\text{C}$  (Górski, 1995). Błąd średniokwadratowy wszystkich wyników (10 stacji x 12 miesięcy) wyniósł  $0,67$ .

Również faza cyklu rocznego została oceniona prawidłowo. Średni błąd temperatury wiosny (marzec – maj) wyniósł  $+0,2^{\circ}\text{C}$ , jesieni (wrzesień – listopad)  $+0,3^{\circ}\text{C}$ ; tylko w listopadzie wystąpiły znaczne błędy.

Zdecydowanie negatywnie należy ocenić prognozę amplitudy rocznej. Średni błąd temperatury zimy (grudzień–luty) sięgnął  $-0,5^{\circ}\text{C}$ , zaś lata (czerwiec–sierpień)  $+0,7^{\circ}\text{C}$ . Zamiast spodziewanego spadku amplitudy nastąpił jej wzrost; zdarzyły się mroźne zimy i wyjątkowo upalne lata.

Z punktu widzenia potrzeb agrometeorologii i fenologii roślin uprawnych prognoza stanowi udane przybliżenie rzeczywistych stosunków; tyczy to np. dat początku i końca okresu gospodarczego i wegetacyjnego oraz sum temperatur efektywnych. W przypadku kukurydzy, u której liczy się sumy temperatury efektywnej (stopniodni) ponad  $6^{\circ}\text{C}$  między datami temperatury normalnej  $11^{\circ}\text{C}$  wiosną

i  $10^{\circ}\text{C}$  jesienią, średni błąd wyniósł  $+61$  stopniodni, co przy średniej ok. 1600 oznacza błąd względny 4% (po uwzględnieniu „efektów miasta” błąd ten maleje do 3%). Warunki termiczne uprawy kukurydzy były w rzeczywistości więc tylko minimalnie lepsze niż prognozowano.

Alternatywą przedstawionej prognozy mogło być przyjęcie za podstawę normy danych z trzydziestolecia 1971–2000. Zbiorcze błędy takiej prognozy zawiera tabela 1. Średni błąd wyniósłby  $+0,68^{\circ}\text{C}$ , błąd średniokwadratowy 1,00, zaś błąd stopniodni dla kukurydzy przekroczyłby 10%. Zaniżone zostałyby oceny długości okresów gospodarczego i wegetacyjnego. Wniosek: nawet niezbyt udana prognoza oparta na ekstrapolacji daje wyniki nieporównywalnie lepsze niż założenie stacjonarności rozkładu temperatury.

Prognoza normy termicznej na dekadę 2001–2010 była podstawą szeregu publikowanych i niepublikowanych szczegółowych opracowań z zakresu agrometeorologii (Model Agroklimatu, 2001; Zaliwski i Górski, 2005), w tym map agroklimatycznych (Kozyra, 2004; Kozyra i Górski, 2004; Kozyra i in., 2005; Nieróbca i in., 2008), a także opracowań o charakterze popularnonaukowym i wdrożeniowym (Doroszewski i in., 2008; Kozyra i in., 2009). Według opracowanego algorytmu średniej temperatury powietrza w Polsce na lata 2001–2010 określono również normy klimatyczne dla miesięcy i roku oraz długość okresu wegetacyjnego dla gmin województwa dolnośląskiego (Kozyra, 2007). Po zakończeniu dekady można ocenić, że prognoza ta – choć niedoskonała – dobrze spełniła zadanie, dla którego była sporządzana.

Przed przystąpieniem do budowy nowej prognozy, warto określić źródła błędów poprzedniej. Ocena wsteczna (*hindcast*) wynikająca z porównania rzeczywistych wartości temperatury z modelem daje następujący obraz zmian [3]:

$$t_p = 1,0 + 0,39 \sin(k-5) + 0,32 \sin(2(k+35))$$

gdzie:  $t_p$  – poprawka dodawana do modelu ( $^{\circ}\text{C}$ ),  
 $k$  – kolejny dzień roku,  
 $(k-5)$ ,  $(k+35)$  – wyrazy w mierze kątowej.

Średni błąd średniej rocznej temperatury byłby oczywiście zerowy, sumy stopniodni byłyby bliskie rzeczywistym, ale nie dałoby się – używając tylko dwóch harmonik – przedstawić ściśle wartości miesięcznych temperatury. Średni błąd listopada wyniósłby  $+1,0^{\circ}\text{C}$ , grudnia  $-0,7^{\circ}\text{C}$ , a lipca  $+0,6^{\circ}\text{C}$ , a błąd średniokwadratowy całości  $0,55^{\circ}\text{C}$ , co mało różni się od błędu prognozy. Wprowadzenie dalszych harmonik oczywiście zmniejszyłoby te błędy, ale jest rzeczą wątpliwą, czy można zalecać używanie ich w prognozach, gdzie powielaliby przejściowe oscylacje (szumy).

Porównując wzór [3] z wzorem [2], stwierdzamy, że błędem było wprowadzenie współczynnika  $a_1$  (członu  $\cos k$ ), który miał oddawać obniżenie amplitudy rocznej, występujące w okresie 1981–2000. Średnia amplituda (różnica lipiec–styczeń) w 110-letnim (1871–1980) zbiorze puławskim wyniosła  $22,0^{\circ}\text{C}$ , zaś w dwudziestolecu

Tabela 1. Wyniki weryfikacji prognozy średniej temperatury na lata 2001–2010 w dziesięciu stacjach meteorologicznych. Znak ujemny oznacza temperaturę rzeczywistą niższą od prognozowaną

Table 1. Results of verification of the decadal (2001–2010) forecast of the mean temperature in ten meteorological stations. Negative sign means that actual temperature was lower than forecast.

Stacja Station	Miesiąc; Month												B	B30	S t6
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII			
Łeba	-0,6	-0,1	-0,5	0,2	0,3	-0,2	0,6	0,7	0,3	-0,3	0,5	<b>-1,0</b>	-0,01	0,63	51
Elbląg	-0,3	0,5	0,3	0,9	0,3	-0,6	0,8	<b>1,1</b>	0,6	-0,1	0,9	-0,9	0,28	0,67	66
Szczecin	-0,4	0,3	-0,1	0,6	0,5	-0,1	<b>1,0</b>	<b>1,0</b>	0,4	-0,1	0,9	-0,9	0,27	0,65	85
Białystok	-0,2	0,1	0,2	0,2	-0,6	<b>-1,1</b>	0,7	0,6	-0,5	-0,3	<b>1,0</b>	<b>-1,2</b>	-0,09	0,64	-26
Poznań	-0,4	0,2	-0,2	0,7	0,2	0,0	<b>1,2</b>	<b>1,2</b>	0,4	0,1	<b>1,0</b>	<b>-1,0</b>	0,28	0,79	91
Warszawa	-0,2	0,3	0,2	0,5	0,2	-0,2	<b>1,4</b>	<b>1,1</b>	0,3	0,3	<b>1,1</b>	<b>-1,1</b>	0,32	0,76	83
Włodawa	-0,1	0,1	0,3	-0,3	0,0	-0,5	<b>1,3</b>	<b>1,1</b>	0,1	0,4	0,8	<b>-1,5</b>	0,14	0,65	63
Wrocław	-0,6	0,0	-0,6	0,2	0,1	0,0	0,7	0,8	-0,2	-0,1	0,6	<b>-1,5</b>	-0,04	0,74	44
Kraków	-0,8	-0,4	-0,5	0,3	0,4	0,3	<b>1,0</b>	<b>1,0</b>	-0,4	-0,1	-0,1	<b>-1,9</b>	-0,12	0,63	68
Puławy	-0,1	0,1	-0,3	0,5	0,4	0,0	<b>1,4</b>	<b>1,1</b>	-0,1	0,1	0,8	-0,9	0,26	0,55	86
RMSE													0,67	<b>1,00</b>	
B	-0,4	0,1	-0,1	0,4	0,2	-0,3	<b>1,0</b>	<b>1,0</b>	0,1	0,0	0,8	<b>-1,2</b>	0,13		61
B30	0,1	0,5	0,3	<b>1,1</b>	0,7	0,7	<b>1,9</b>	<b>1,2</b>	0,9	0,3	<b>1,6</b>	-0,3		<b>0,68</b>	<b>166</b>

RMSE – błąd średniokwadratowy; Root mean square error

B – średni błąd modelu; Bias of the model

B30 – średni błąd „normy” 1971–2000; Bias of the 1971–2000 normals

S t6 – błąd sumy temperatur efektywnych (ponad 6°C) w okresie maj–wrzesień; Bias of growing degree-days (above 6°C) in the May–September period

1981–2000 tylko 20,5°C, co przyjęliśmy za oznakę trwałych zmian, zwłaszcza że sąd taki był zgodny z ogólnym wówczas przekonaniem, iż temperatura w zimie przyrasta szybciej niż w lecie. W rzeczywistości w latach 2001–2010 amplituda ta wyniosła 22,8°C.

Współczynnik  $b_1$  ( $\sin k$ ), prawidłowo oddał przesunięcie fazowe na korzyść wiosny, jakie zaszło rzeczywiście w ostatnich latach. W Puławach średnia różnica temperatury wiosny (marzec–maj) i jesieni (wrzesień–listopad), wynosząca w latach 1871–1980 -0,52°C, wzrosła w dwudziestolecie 1981–2000 do +0,38°C i utrzymała się na poziomie +0,20°C w dekadzie 2001–2010, mimo wystąpienia roku o skrajnej przeciwstawnej tendencji (2006).

Zadaniem współczynnika  $a_2$  ( $\cos 2k$ ) było poprawienie proporcji między niektórymi miesiącami; nie spełnił jednak on swej roli, ponieważ proporcje te (np. niska stosunkowo temperatura listopada względem grudnia w latach 1981–2000) nie utrzymały się w następnej dekadzie.

### Prognoza na lata 2011–2020

Wyrównując przebieg roczny różnic między wartościami z modelu (1941–1990) a danymi z lat 1991–2010 otrzymano następujący wzór, stanowiący podstawę prognozy na lata 2011–2020 [4]:

$$t_p = 1,2 + 0,54 \sin k + (0,1 + 0,02 \lambda) \sin (2k)$$

gdzie:  $t_p$  – poprawka dodawana do modelu (°C),  
 $k$  – kolejny dzień roku w mierze kątowej,  
 $\lambda$  – długość geograficzna (stopnie).

Współczynnik  $b_1$  (0,54) jest średnią mało zmiennych wartości z 15 stacji rozmieszczonych mniej więcej równomiernie w Polsce. Współczynnik  $b_2$  wykazuje dość regularny wzrost (współczynnik korelacji  $r = 0,73$ ) ku wschodowi (od 0,41 w Słubicach do 0,63 w Białymstoku); przedstawiono go więc w funkcji długości geograficznej. Ten człon równania oddaje niektóre nieregularności przebiegu rocznego, zwłaszcza szybki względny wzrost temperatury od grudnia do stycznia i od czerwca do lipca, który wystąpił w ostatnich dekadach. W Puławach w okresie 1941–1990 średnia różnica między temperaturą grudnia i stycznia wynosiła 3,0°C, zaś w latach 1991–2010 tylko 0,7°C. W przypadku lipca i czerwca różnice kształtowały się na poziomie odpowiednio 1,5°C i 2,3°C. Przy tej okazji może wrócić pytanie, czy warto w ogóle w prognozie uwzględniać drugą harmonikę, zwłaszcza że po pierwszej prognozie (2001–2010) oceniono ją źle. Ponieważ brak tu jasnych przesłanek wyboru metody, zastosujemy prostą wskazówkę heurystyczną, mówiącą o tym, że prawdopodobieństwo zbliżonych charakterystyk jest jednak większe między bliskimi niż odległymi okresami.

Zasadniczą rolę we wzorze [4] odgrywa człon pierwszy, przedstawiający, podobnie jak we wzorze [2], przesunięcie fazowe na korzyść wiosny, utrzymujące się od ok. 30 lat. W tym przypadku za wprowadzeniem członu przemawia także argument pozastatystyczny, mianowicie wzmocnienie oscylacji północnoatlantyckiej (North Atlantic Oscillation – NAO), która zwykle przedstawiana jest indeksem opartym na południkowym gradiencie ciśnienia na Północnym

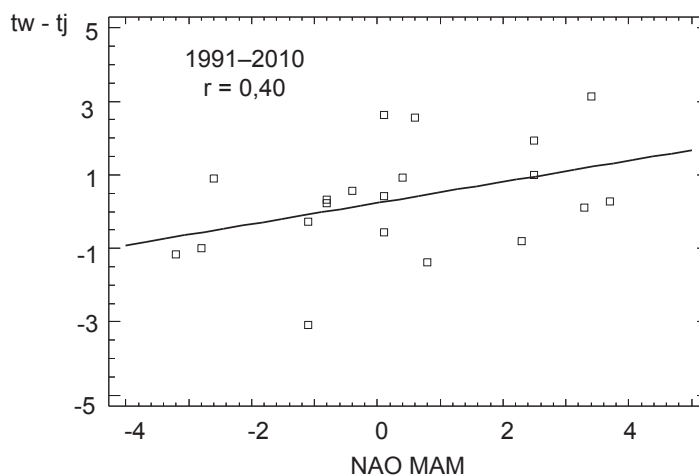
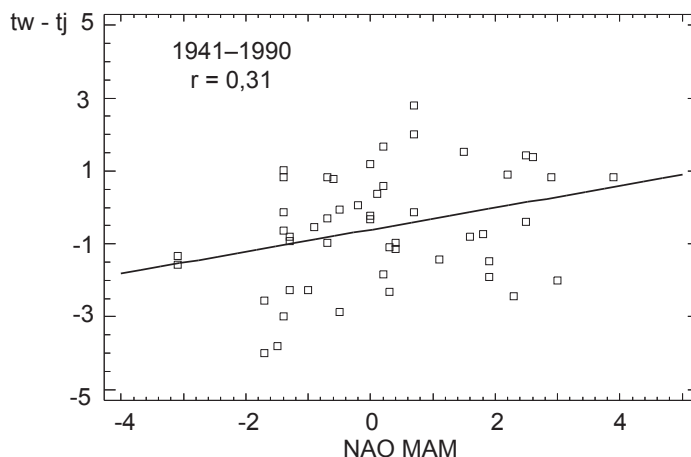
Atlantyku (Marsz i Styszyńska, 2001). Przy dużym spadku ciśnienia ku północy (tzw. pozytywna faza NAO z indeksem dodatnim) przeważa na Atlantyku cyrkulacja zachodnia, w zimie i wiosną podwyższająca temperaturę w Europie. Korelacje między indeksem NAO a temperaturą w Polsce są bardzo wyraźne (Kozłowski i Michalska, 2010), a w ślad za tym kształtują się związki NAO z fenologią w Polsce. Tak np. D'Odorico i in. (2002) określili współczynnik korelacji indeksu NAO i terminu zakwitania czeremchy (*Prunus padus*) w Puławach na  $-0,64$ , a zakwitania robinii (*Robinia pseudacacia*) na  $-0,22$ . Według naszych obliczeń (niepublikowane), w przypadku lilaka (*Syringa vulgaris*) współczynnik ten w latach 1946–2010 wyniósł  $-0,39$ . Z tych trzech gatunków najwcześniej kwitnie czeremcha z największym współczynnikiem korelacji, a najpóźniej robinia z najmniejszym, co świadczy o silniejszym oddziaływaniu NAO wcześniej niż późną wiosną.

Zmiany NAO, zwłaszcza w kierunku dodatnim indeksu, bywają wiązane ze zwiększeniem ilości gazów szklarniowych w atmosferze. Tak np. Stephenson i in. (2006) przetestowali 15 różnych modeli GCM i w 13 przypadkach znaleźli potwierdzenie oddziaływania  $CO_2$  na NAO. W ostatnich dekadach zachodziły wyraźne zmiany w rozkładzie NAO, zwłaszcza w kierunku pozytywnym indeksu (Hurrell i Van Loon, 1997), ale także w przesunięciu centrum oddziaływania ku wschodowi. Związki między NAO a temperaturą w środkowej Europie stały się znacznie ściślejse w dwudziestolecie 1978–1997 w porównaniu z poprzednim (Jung i in., 2003).

Być może, w związkach NAO z temperaturą i fenologią tkwią pewne wartości prognostyczne, użyteczne w bieżącym gospodarowaniu rolniczym (Kim i McCarl, 2005).

Na rysunku 2 przedstawiono związki między indeksem NAO (według Hurrell, 2011) a różnicą temperatury wiosny i jesieni w Puławach. W okresie 1991–2010 indeks i różnice były przesunięte w kierunku dodatnim, a korelacja między zmiennymi nieco wyższa w porównaniu z okresem bazowym dla modelu temperatury (1941–1990). Ponieważ w świetle powyższych uwag można zakładać, że wysoki średni indeks NAO utrzyma się lub nawet wzrośnie, znaczenie członu  $b_1$  ( $0,54 \sin k$ ) we wzorze [4] jest oczywiste.

W tabeli 2 podano prognozowane wartości temperatury średniej w 11 stacjach meteorologicznych oraz wielkości pochodne: długość okresu wegetacyjnego i sumę temperatur efektywnych dla kukurydzy. Wydłużenie okresu wegetacyjnego w stosunku do poprzedniego dziesięciolecia



Rys 2. Związki średniego indeksu NAO wiosny (MAM, marzec–maj) z różnicą temperatury (tw - tj) wiosny i jesieni (wrzesień–listopad) w Puławach w dwóch okresach. Średnie wartości indeksu NAO wynosiły w pierwszym okresie  $+0,16$ , w drugim  $+0,35$ ; średnie wartości różnicy odpowiednio  $-0,58$  i  $+0,34$ .

Fig. 2. Relations of the NAO index for spring (MAM, March–May) with the difference of spring and autumn (September–November) temperatures (tw - tj) in two periods at Puławy. The mean values of NAO index were  $+0,16$  in the first period and  $+0,35$  in the second one; the mean values of the differences were  $-0,58$  and  $+0,34$  respectively.

będzie umiarkowane, ponieważ data końca okresu prawie się nie zmieni. Tabela zakłada tło pól uprawnych, dlatego też, w przypadku miast, przy sprawdzonej prognozie można spodziewać się nadwyżki średniej temperatury rzędu  $0,1–0,3^{\circ}C$ , podobnie jak w prognozie poprzedniej.

Prognozowaną średnią temperaturę roku ( $tr$   $^{\circ}C$ ) dla każdego pola w Polsce można uzyskać na podstawie algorytmu [5]:

$$tr = 38,8 - 0,505 \varphi - 0,161 \lambda + 0,0287 (\varphi - 49)(\lambda - 14) + -0,0001021 ((\varphi - 45)(\lambda - 14))^2 - 0,000133 \varphi h + 0,0000767 \lambda h + 0,44 W$$

gdzie:  $\varphi$ ,  $\lambda$ ,  $h$  – współrzędne geograficzne,

$W$  – wskaźnik topografii. Dla płaskich lub lekko sfalowanych pól wskaźnik jest zerowy (Górski, 2005).

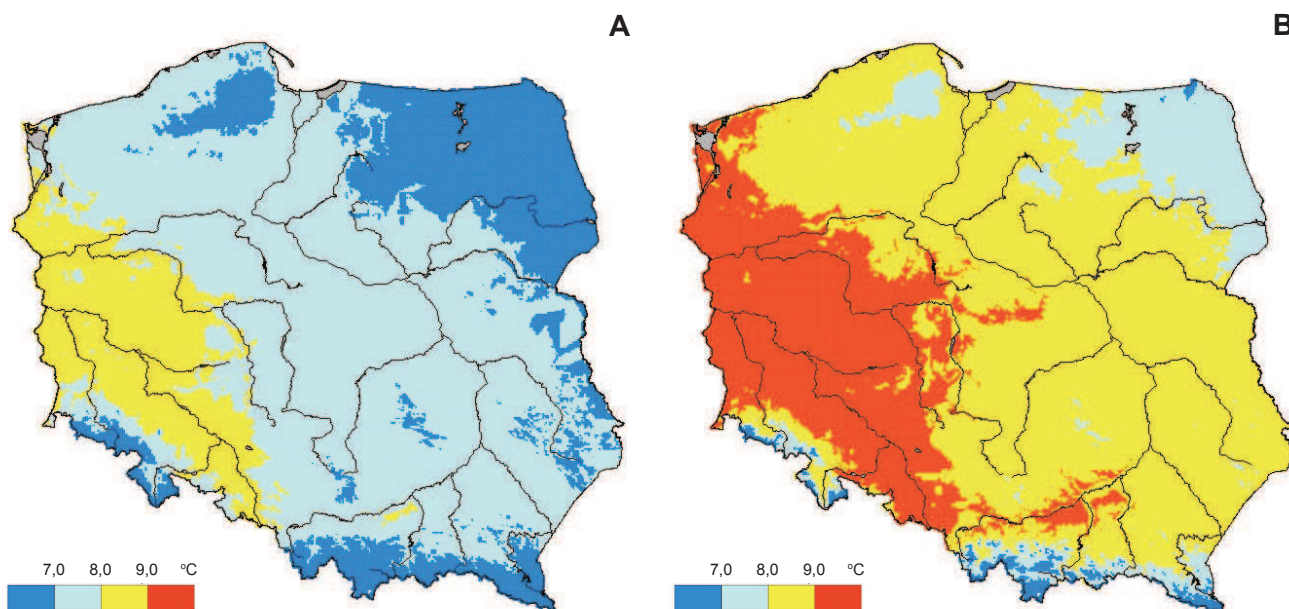
Tabela 2. Prognoza średniej temperatury na lata 2011–2020

Table 2. Forecast of the mean temperature for 2011–2020 decade.

Stacja Station	Miesiąc; Month												Średnia Mean	ow	S t6
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII			
Łeba	0,5	1,1	3,6	6,8	11,2	15,0	17,8	17,7	14,4	9,6	4,8	1,9	8,7	226	1423
Elbląg	-1,3	-0,3	3,1	7,9	13,0	16,6	18,8	18,1	14,1	8,7	3,6	0,4	8,6	220	1581
Szczecin	0,5	1,4	4,7	8,7	13,4	17,0	18,9	18,2	14,7	9,6	4,7	1,8	9,5	238	1664
Białystok	-3,2	-2,0	2,0	8,0	13,8	17,0	18,9	17,9	13,5	7,5	2,3	-1,2	7,9	210	1583
Poznań	-0,5	0,7	4,4	9,2	14,2	17,6	19,4	18,5	14,5	9,0	3,9	0,9	9,4	231	1734
Warszawa	-1,9	-0,6	3,4	8,9	14,3	17,6	19,5	18,6	14,3	8,4	3,2	-0,1	8,9	222	1723
Włodawa	-2,8	-1,4	2,7	8,6	14,1	17,3	19,2	18,3	13,9	7,9	2,7	-0,8	8,4	214	1662
Wrocław	-0,2	1,3	5,1	9,8	14,5	17,8	19,6	18,8	14,9	9,5	4,4	1,3	9,8	237	1815
Kraków	-1,3	0,4	4,6	9,6	14,3	17,4	19,3	18,6	14,6	9,1	4,0	0,5	9,3	232	1753
Puławy	-2,1	-0,7	3,4	9,0	14,4	17,5	19,5	18,6	14,3	8,4	3,2	-0,3	8,8	221	1722
Lesko	-2,8	-0,9	3,3	8,7	13,5	16,5	18,5	17,7	13,8	8,2	3,0	-0,7	8,3	220	1568

ow – długość okresu wegetacyjnego (dni); duration of vegetation period (days)

S t6 – suma temperatur efektywnych (ponad 6°C) dla kukurydzy; growing degree-days (above 6°C) for maize



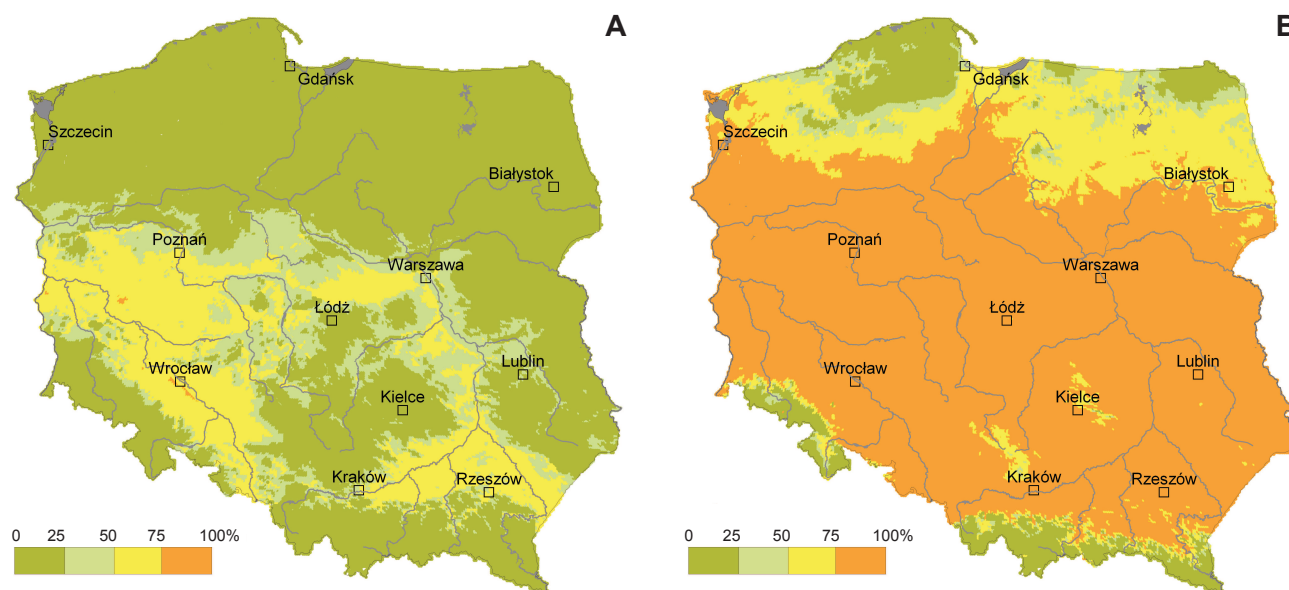
Rys. 3. Średnia temperatura w latach 1941–1990 (A) według modelu średniej temperatury opracowanego przez Górskiego (2005) oraz prognozowana na lata 2011–2020 (B)

Fig. 3. Mean air temperature in Poland in the years 1941–1990 (A) and the temperature predicted for 2011–2020 (B).

Na rysunku 3 zaprezentowano mapy średniej temperatury roku opracowane dla normy z lat 1941–1990 i 2011–2020. Na opracowanej mapie numerycznej rozkładu średniej rocznej temperatury w Polsce dla normy 2011–2020, na znaczących obszarach średnia roczna temperatura roku przekracza wartość 9°C, natomiast według analogicznej mapy opracowanej dla normy 1941–1990 (Górski, 2005), obszarów takich nie stwierdzano. Spodziewany wzrost temperatury umożliwi szerszą introdukcję gatunków i od-

mian o wysokich wymaganiach cieplnych, na co wskazuje ocena warunków termicznych do uprawy późno dojrzewających odmian kukurydzy (FAO 290) w Polsce (rys. 4) dla okresu bazowego (1941–1990) i prognozowanej normy klimatycznej na lata 2011–2020.

Zarówno dane o temperaturze, jak i kalkulacje dotyczące prawdopodobieństwa dojrzewania roślin ciepłolubnych można znaleźć na stronach internetowych IUNG.



Rys. 4. Prawdopodobieństwo dojrzenia kukurydzy (FAO 290) w latach 1941–1990 (A) według modelu średniej temperatury opracowanego przez Górskiego (2005) oraz prognozowane na lata 2011–2020 (B)  
 Fig. 4. Probability of maize (FAO 290) ripening in the years 1941–1990 (A), and the probability predicted for 2011–2020 (B).

## PODSUMOWANIE

Wobec wzrostowych tendencji temperatury powietrza stosowanie norm opartych na przeszłym wielolecu doprowadza do dużych błędów w analizach agroklimatycznych. Prognozy dziesięcioletnie, oparte na ekstrapolacji obserwowanych ostatnio tendencji w wartościach średnich i rozkładzie sezonowym, dają znacznie większą dokładność. Wydaje się, że prognozy wartości średniej i przesunięcia fazowego są pewniejsze niż prognoza amplitudy cyklu rocznego.

## LITERATURA

- D’Odorico P., Yoo J., Jaeger S., 2002. Changing seasons: an effect of the North Atlantic Oscillation? *J. Clim.*, 15: 435-445.
- Degirmendźić J., Kożuchowski K., Żmudzka E., 2004. Changes of air temperature and precipitation in Poland in the period 1951-2000 and their relationship to atmospheric circulation. *Internation. J. Climatol.*, 24: 291-310.
- Doroszewski A., Kozyra J., Mizak K., Nieróbca A., 2008. Ocena warunków termicznych dla uprawy winorośli w Janowcu. *Winnice MPW*, 2: 5-6.
- GHCN, 2010. [www.ncdc.noaa.gov/sota/global/](http://www.ncdc.noaa.gov/sota/global/)
- Górski T., 1995. Tendencje w wieloletnim przebiegu temperatury w Puławach. W: *Gleby i Klimat Lubelszczyzny*. LTN Lublin, ss. 203-211.
- Górski T., 2005. Model średniej temperatury powietrza w Polsce. *Acta Agrophys.*, 125: 73-83.
- Górski T., 2007. Changes in Poland’s agroclimatic conditions over the last century. *Papers on Global Change, IGBP PAS*, 14: 55-67.
- Hansen J., Ruedy R., Sato M., Lo K., 2010. Global surface temperature change. *Rev. Geophys.*, 48.
- Heino R. i in., 2008. Past and current climate change. *Regional Climate Studies*, ss. 35-131.
- Hurrell, 2011. [www.cgd.ucar.edu/cas/jhurrell/indices/html](http://www.cgd.ucar.edu/cas/jhurrell/indices/html)
- Hurrell J.W., Van Loon H., 1997. Decadal variations in climate associated with the North Atlantic Oscillation. *Clim. Change*, 36: 301-326.
- Jung T., Hibner M., Ruprecht E., Kleppek S., Gulev S.K., Zolina O., 2003. Characteristics of the recent eastward shift of interannual NAO variability. *J. Clim.*, 16: 3371-3382
- Kim M-K., McCarl B.A., 2005. The agricultural value of information on the North Atlantic Oscillation: yield and economic effects. *Clim. Change*, 71: 117-139.
- Koźmiński C., Michalska B., 2010. Effect of the North Atlantic Oscillation on extreme air temperatures at the Polish Baltic coast. *Acta Agrophys.*, 16: 79-91.
- Kozyra J., 2004. Climatic conditions for millet cultivation in Poland. *CagM Report No. 94*, 34-35, WMO, Genewa, Switzerland.
- Kozyra J., 2007. Charakterystyka klimatu. W: *Stan i zmiany właściwości gleb użytkowanych rolniczo w województwie dolnośląskim w latach 2000-2005*; red. T. Stuczyński, Urząd Marszałkowski Województwa Dolnośląskiego, IUNG-PIB, Puławy-Wrocław, 15-27.

- Kozyra J., Górski T., 2004.** Wpływ zmian klimatu na uprawę roślin w Polsce. W: *Klimat – Środowisko – Człowiek*. Polski Klub Ekologiczny, Wrocław, 41-50.
- Kozyra J., Nieróbca A., Mizak K., 2009.** Zmiany klimatyczne a rolnictwo w Polsce: ocena zagrożeń i sposoby adaptacji. Wyd. NFOŚiGW. 116 str.
- Kozyra J., Pudelko R., Mizak K., 2005.** Wykorzystanie Modełu Agroklimatu Polski do analiz agrotopoklimatycznych na przykładzie gminy Korczyn, *Acta Agrophys.*, 6(1): 133-144.
- Marsz A., Styczyńska A., 2001.** Oscylacja Północnego Atlantyku a temperatura nad Polską. Wyd. Akademii Morskiej, Gdynia, 101 ss.
- Meehl G.A. i in., 2009.** Decadal prediction. Can it be skillful? *Bull. Am. Meteorolog. Soc.*, October: 1467-1485.
- Model Agroklimatu, 2001. [www.ipm.iung.pulawy.pl/MA/Model\\_AK.asp?lang=1](http://www.ipm.iung.pulawy.pl/MA/Model_AK.asp?lang=1)
- Murphy J. i in., 2010.** Towards prediction of decadal climate variability and change. *Sciences*, 1: 287-304.
- Nieróbca A., Kozyra J., Mizak K., 2008.** Zmiany warunków termicznych dla uprawy kukurydzy w Polsce. W: *Problemy Agrotechniki oraz wykorzystania kukurydzy i sorgo*; red. T. Michalski, UP Poznań, 26-30.
- NOAA 2010.** Monthly Climatic Data. [www7.ncdc.noaa.gov/IPSMCDW/mcdw.html](http://www7.ncdc.noaa.gov/IPSMCDW/mcdw.html)
- Stephenson D.B., Pavan V., Collins M., Junge M.M., Quadrelli M., 2006.** North Atlantic Oscillation response to transient greenhouse gas forcing and the impact on European winter climate: a CMIP2 multi-model assessment. *Clim. Dynamics*, 27: 401-420
- Wibig J., Fortuniak K., Kłysik K., 2004.** Rekonstrukcja serii temperatury powietrza w Łodzi z okresu 1903-2000. 19-33. W: *100 lat obserwacji meteorologicznych w Łodzi*; red. C.K. Kłysik, LTN, Łódź.
- Zaliwski A., Górski T., 2005.** Prawdopodobieństwo dojrzenia kukurydzy - aplikacja internetowa. *Inż. Rol.*, 8(68): 401-408.

*T. Górski, J. Kozyra*

## AGROCLIMATIC NORMALS OF MEAN AIR TEMPERATURE IN POLAND OVER THE YEARS 2011–2020

### Summary

Since a positive trend of mean air temperature was observed over the last 40 years, the climatic “normals” i.e. averaged past observations ought not be used as a sole base for the agroclimatic analyses. The description of the recent climate needs also some prognostic measures. Because of the uncertainty of the causes and further evolution of climate, the least unreliable methods seem to be the extrapolation techniques.

Paper presents a verification of a previously (2001) built forecast of mean temperature in Poland for the 2001–2010 decade. The mean year temperature, as well as temperatures of spring and autumn were quite well foreseen, but the error of the yearly amplitude assessment was significant. Nevertheless, the features important in agrometeorology, as beginning and end of the growing period, and growing degree-days in longer periods, were assessed with only small errors. The forecast turned out to be much better than the description based on the 30-year (1971–2000) normals.

Using extrapolations of the actual tendency of temperature (+0,3°C per decade), and of the phase shift towards spring (which may be related to the changes of NAO), a new forecast of mean temperature in Poland for the 2011–2020 decade was built. The forecast will be a base for the agrometeorological recommendations over this period.

A map of the mean temperature in Poland is presented. The change of thermic conditions is illustrated by two maps presenting the probabilities of maize ripening in different periods. More detailed data on the temperature in every locality and over any period of the year, are accessed on the internet pages of the IUNG.

**key words:** agrometeorology, NAO and temperature, decadal prediction, annual course of temperature, mean temperature