

ZMIENNOŚĆ TEMPERATURY POWIETRZA W SZCZECINIE
W LATACH 1949-2008

Andrzej Gregorczyk¹, Bożena Michalska²

¹Katedra Agronomii, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny
ul. Pawła VI 3, 71-459 Szczecin
email: andrzej.gregorczyk@zut.edu.pl

²Zakład Meteorologii i Klimatologii, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny
ul. Pawła VI 3, 71-459 Szczecin

Streszczenie. W pracy badano trend liniowy i cykliczność średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie w ostatnim 60-leciu. W tym celu zastosowano metodę regresji liniowej oraz analizę widmową, opartą na analizie szeregów czasowych Fouriera. W ostatnim dwudziestolecu (1989-2008) zauważono występujące w tym okresie lata o ekstremalnej średniej temperaturze: zimny rok 1996 (7,09°C) i ciepły 2007 rok (10,28°C). Stwierdzono występowanie dodatniego trendu liniowego średniej rocznej temperatury o współczynniku regresji 0,0242°C·rok⁻¹. Wykazano także cykliczność zmian analizowanej temperatury powietrza o dominującym okresie około 8,6 lat. Do dokładniejszego określenia tendencji zmian wymagane są dłuższe serie pomiarowe temperatury.

Słowa kluczowe: temperatura, trend liniowy, analiza widmowa, cykliczność

WSTĘP

Obserwowany w ostatnich dekadach wzrost globalnej temperatury powietrza określany jest zwykle liniowymi równaniami regresji (Boryczka 2001, Fortuniak i in. 2001, Kożuchowski 2004, Lorenc 2000). Obliczona przez Kożuchowskiego i Żmudzką (2001), na podstawie 50-letnich serii (1951-2000) średnich rocznych wartości, temperatura powietrza w Polsce wykazuje znaczący wzrost w tempie blisko 0,2°C na dekadę. W tym okresie szczególnie wyróżnia się ostatnie 20-lecie, w którym przyrost temperatury w porównaniu ze średnią z okresu 1951-1980 wyniósł aż 0,5°C.

Podstawowy element klimatu, jakim jest temperatura powietrza ulega naturalnym zmianom w czasie, a więc wahaniom dobowym, sezonowym, rocznym

i wieloletnim, a także zmianom antropogenicznym, wynikającym ze wzrostu zawartości pyłu w atmosferze i gazów szklarniowych lub innych form działalności człowieka (Boryczka i Stopa-Boryczka 2004).

Cykliczność naturalna zmian klimatu wywołana jest ruchem obrotowym Ziemi, ruchem Ziemi wokół Słońca oraz zmianą aktywności Słońca (Boryczka 2001), zaś zmiany klimatu związane z czynnikiem antropogenicznym cechuje stała tendencja zmian, czyli trend liniowy (Michalska 2009, Miler i Miler 2000). W ogólności powyższe zjawiska należy traktować – w ujęciu statystycznym – jako niestacjonarny proces stochastyczny.

Wartość obserwowanej cechy (na przykład średniej temperatury rocznej) w okresach wieloletnich rozpatruje się jako funkcję zmiennej czasowej $Y(t)$ oraz zakłóceń losowych. Zakładając model addytywny,

$$Y(t) = M + T + C + \varepsilon \quad (1)$$

można wyróżnić w nim następujące składowe szeregu czasowego:

M – przeciętny poziom zjawiska,

T – trend,

C – cykl długookresowy,

ε – składnik losowy.

W wypadku niestacjonarnych procesów stochastycznych, w badaniu zjawisk cyklicznych odpowiednią metodą jest analiza widmowa (spektralna), oparta na analizie szeregów funkcyjnych Fouriera (Miler i Miler 2000). Pozwala ona poznać, jaki jest udział wahań o określonym poziomie częstotliwości w ogólnej wariancji procesu. Celem analizy widmowej jest dekompozycja oryginalnego szeregu czasowego na podstawowe funkcje cosinus i sinus o różnych częstotliwościach (a tym samym okresach):

$$y(t) = a_0 + \sum_{k=1}^q [a_k \cos(2\pi \nu_k \cdot t) + b_k \sin(2\pi \nu_k \cdot t)] \quad (2)$$

gdzie: a_0 , a_k , b_k – stałe współczynniki,

$\nu_k = k/q$ – częstotliwość,

q – maksymalna liczba składowych harmoniczných.

Między częstotliwością wahań a ich okresem T_k istnieje zależność:

$$\nu_k = 1/T_k \quad (3)$$

Duże wartości współczynników przy funkcji sinus lub cosinus informują o znacznej okresowości w badanym paśmie częstotliwości. Funkcje sinus i cosinus

są ortogonalne (nieskorelowane), dlatego można zsumować kwadraty ich współczynników dla każdej częstotliwości i w ten sposób otrzymać periodogram P_k :

$$P_k = (a_k^2 + b_k^2) \frac{n}{2} \quad (4)$$

gdzie: n jest długością szeregu czasowego.

Wartości periodogramu – świadczące o ważności danego cyklu – interpretuje się w kategoriach wariancji, odpowiadającej wahaniom o konkretnej częstotliwości (lub okresie).

W praktyce, gdy interesujące jest wykrycie okresowości, należy przed przystąpieniem do analizy usunąć z szeregu średnią i trend liniowy, a także wygładzić dane w celu zmniejszenia szumu losowego.

Celem pracy było obliczenie i opisanie tendencji zmian – w formie trendu liniowego i okresowości - średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie w latach 1949-2008.

ZAKRES BADAŃ I METODY

Badaniom poddano szereg czasowy średniej rocznej temperatury powietrza, obliczonej z wartości miesięcznych, zebranych ze stacji meteorologicznej w Szczecinie-Dąbiu ($53^{\circ}24'$, $14^{\circ}37'$, 1 m n.p.m.) za lata 1949-2008. Analizy statystyczne wykonano, wykorzystując pakiet Statistica 9,0. Obliczono podstawowe statystyki opisowe szeregu czasowego.

Trend aproksymowano linią prostą:

$$y(x) = a_0 + a_1x \quad (5)$$

gdzie: x – rok,

a_0 – wyraz wolny,

a_1 – współczynnik kierunkowy.

Dalsze analizy przeprowadzono z danymi bez średniej i trendu liniowego oraz stosując wygładzanie przez okno widmowe Hamminga o szerokości 5. Celem wygładzania była identyfikacja obszarów częstotliwości, które mają największy wkład w ogólną strukturę harmoniczną analizowanego szeregu temperatur powietrza. Przeprowadzone obliczenia pozwoliły na znalezienie największej wartości periodogramu P_k , której odpowiada tzw. okres dominujący.

Istotność okresowości zweryfikowano testem Kołmogorowa-Smirnowa d Bartletta dla jednej próbki oraz testem kappa Fishera, który podaje przewyższenie maksymalnej wartości periodogramu powyżej wartości średniej (Banaszkiewicz 2003).

Następnie zbudowano addytywny model zmian temperatury, zawierający jednocześnie trend liniowy i okres dominujący T:

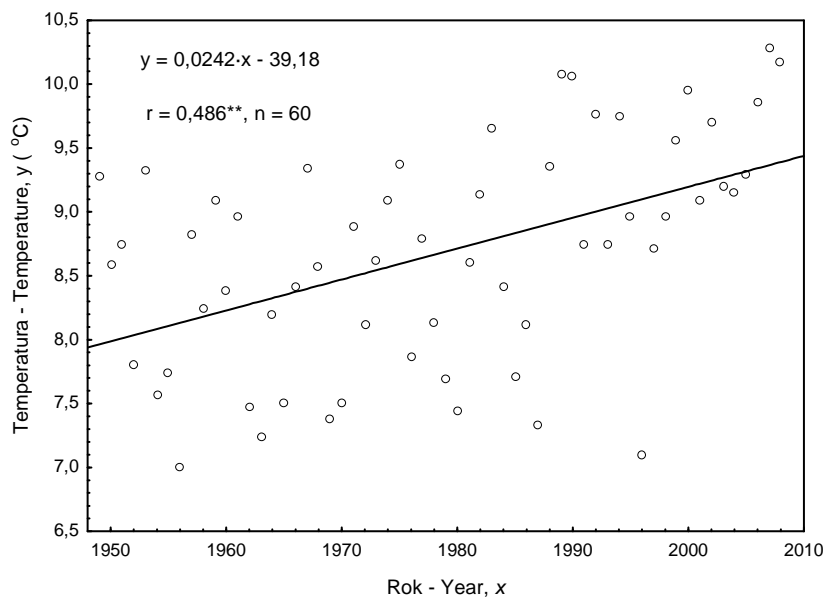
$$y(x) = a_0 + a_1 x + a \cos\left(\frac{2\pi}{T} x\right) + b \sin\left(\frac{2\pi}{T} x\right) \quad (6)$$

Obliczeniowy problem szeregu czasowego (6) został rozwiązany za pomocą algorytmu regresji wielorakiej.

WYNIKI I DYSKUSJA

Średnia roczna temperatura w badanym 60-leciu wyniosła $8,68^\circ\text{C}$, przy odchyleniu standardowym $0,87^\circ\text{C}$, a mediana była równa $8,74^\circ\text{C}$. Natomiast w ostatnim dwudziestoleciu (1989-2008) stwierdzono wyraźnie większą średnią roczną temperaturę, równą $9,36^\circ\text{C}$, medianę $9,43^\circ\text{C}$ oraz odchylenie standardowe $0,74^\circ\text{C}$.

Zauważono istotny statystycznie trend liniowy (rys.1), w którym dodatni współczynnik regresji $0,0242^\circ\text{C}\cdot\text{rok}^{-1}$ może świadczyć o postępującym ociepleniu klimatu w rejonie Szczecina. Model liniowy objaśnia wariancję średniej rocznej temperatury w 23,6 %.

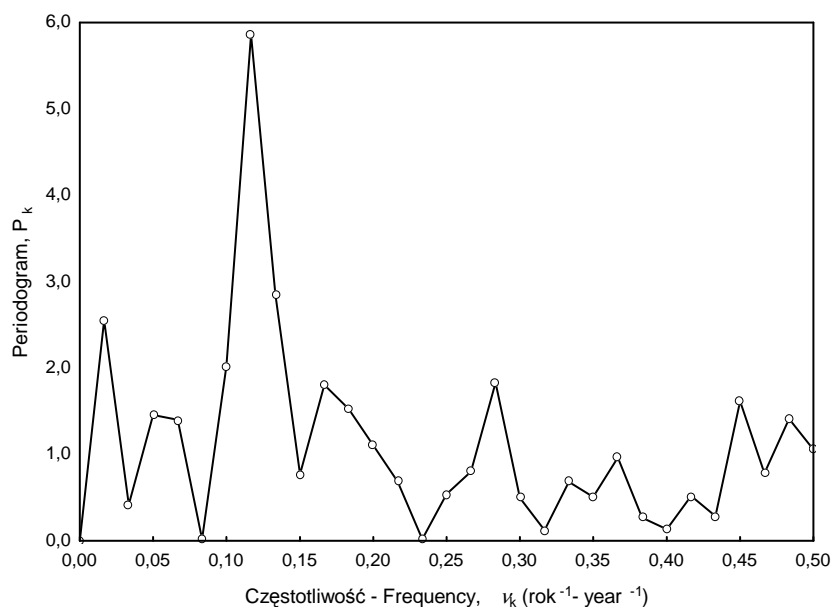


Rys. 1. Trend liniowy zmian średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie

Fig. 1. Linear trend of changes of mean annual air temperature in Szczecin

Zdaniem Boryczki i Stopy-Boryczki (2004) tendencja rosnąca temperatury powietrza, zwłaszcza zimą, jest wypadkową nakładania się cykli naturalnych. Coraz cieplejsze zimy w Warszawie (o $1,03^{\circ}\text{C}/100$ lat w latach 1779-2000) są efektem nałożenia kilku okresów: 3,5; 5,5; 8,3; 12,9; 18,0; 38,3; 66,7; 131,1; 218,3, a ich wypadkowa wyjaśnia wzrost temperatury powietrza podczas zim o $0,93^{\circ}\text{C}/100$ lat. Na zmienność antropogeniczną przypada zaledwie $0,1^{\circ}\text{C}/100$ lat.

Na podstawie źródłowej serii pomiarów skonstruowano periodogram, w którym jego wartości zostały wykreślone względem częstotliwości (rys. 2). Zakres częstotliwości zawiera się w przedziale od 0 do $30/60 = 0,50 \text{ rok}^{-1}$ z krokiem $1/60$, co praktycznie odpowiada okresowości wahań temperatury od 2 do 60 lat.



Rys. 2. Periodogram średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie w latach 1949-2008
Fig. 2. Periodogram of mean annual air temperature in Szczecin in the period of 1949-2008

Z własnych obliczeń i zamieszczonego wykresu periodogramu wynika, że największa jego wartość $P_k = 5,86$ odpowiada częstotliwości $7/60 = 0,117 \text{ rok}^{-1}$, czyli okresowi $T = 8,57 \text{ lat} \approx 8,6 \text{ lat}$ i jest to okres dominujący. Dwie sąsiednie wartości ($6/60 = 0,100 \text{ rok}^{-1}$ i $8/60 = 0,133 \text{ rok}^{-1}$) również charakteryzują się dość dużymi wartościami P_k , jednak są one wynikiem tzw. przeciekania częstotliwości maksymalnej i nie powinny być rozważane w analizie widmowej (Kot 1999). Równie znaczna wartość periodogramu ($2,55$) jest równoważna częstotliwości $1/60 = 0,0167 \text{ rok}^{-1}$, czyli okresowi $60,0 \text{ lat}$, lecz tak długa periodyczność nie

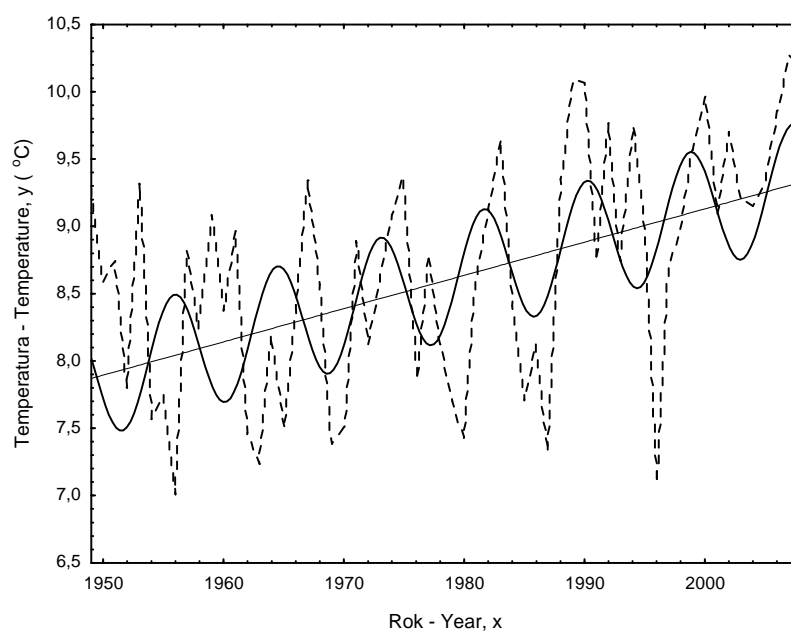
znajduje merytorycznego uzasadnienia w analizie wyjściowego 60-wyrazowego szeregu czasowego temperatury.

Oprócz okresu dominującego można wyróżnić jeszcze dwa stosunkowo silne cykle średniej rocznej temperatury w Szczecinie o okresowości 3,5 roku ($P_k = 1,83$) oraz 6,0 lat ($P_k = 1,81$).

Otrzymane rezultaty posłużyły do zbudowania modelu zmian średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie w latach 1949-2008, uwzględniającego jednocześnie trend liniowy i dominującą cykliczność wahań.

$$y(x) = -40,27 + 0,0247x + 0,349 \cos\left(\frac{2\pi}{8,57}x\right) + 0,287 \sin\left(\frac{2\pi}{8,57}x\right) \quad (7)$$

Wykres estymowanej harmonicznego funkcji regresji (7) - na tle pierwotnych danych - przedstawiono na rysunku 3. Analizując powyższy rysunek, zauważa się wyraźny trend liniowy średniej rocznej temperatury powietrza (tzw. współczynnik ocieplenia wynosi $2,47^\circ\text{C}/100\text{lat}$) oraz około 8,5-letnią dominującą cykliczność wahań badanej cechy. Na uwagę zasługuje też występowanie w Szczecinie w ostatnim dwudziestoleciu lat ze skrajnymi temperaturami powietrza: zimny rok 1996 ($7,09^\circ\text{C}$) i ciepły 2007 rok ($10,28^\circ\text{C}$).



Rys. 3. Trend i cykliczność zmian średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie

Fig. 3. Trend and periodic character of changes of mean annual air temperature in Szczecin

Dość znaczna wartość współczynnika determinacji ($R^2 = 34,7\%$) świadczy o adekwatności zastosowanego modelu, mimo że w równaniu została uwzględniona tylko jedna składowa periodogramu.

Miętus (1996) na podstawie długoletniej serii obserwacyjnej (1836-1990) oszacował wzrost średniej rocznej temperatury powietrza w rejonie polskiego wybrzeża Bałtyku na $0,7^\circ\text{C}/100\text{lat}$, wskazując na osłabienie tego wzrostu od połowy lat 20. ubiegłego wieku. Z badań Michalskiej (2009) nad zmiennością temperatury powietrza na Pomorzu wynika, że w latach 1951-2005 średnia roczna temperatura wzrastała, w zależności od regionu, w tempie od $0,1^\circ$ do $0,3^\circ\text{C}/10\text{ lat}$.

Boryczka i Stopa-Boryczka (2004) udowodnili wahania temperatury powietrza w Warszawie o okresie 8,3 lat. Z kolei 7,7-letnią cykliczność temperatury powietrza w Polsce w latach 1951-1990 stwierdziła Żmudzka (1995), a także Miętus (1996) dla polskiego wybrzeża Bałtyku i Lorenc (1993) dla ośrodków w Polsce o ograniczonej antropogeniczności. Podobną cykliczność wykazuje też temperatura powietrza w Poznaniu w latach 1848-1995 (Miler i Miler 2000). Z powyższych rozważań wynika, że obliczona w niniejszej pracy cykliczność temperatury powietrza w Szczecinie ok. 8,6 lat, w 60-letnim przedziale czasowym, nie odbiega znacząco od wartości charakteryzujących inne regiony kraju.

Wyniki analizy widmowej serii miesięcznych i rocznych wartości temperatury powietrza w Polsce wykazują istnienie składowych cyklicznych o różnych zakresach wahań. Istotny statystycznie jest cykl 8-letni, który objaśnia w 53% wariancję średniej rocznej temperatury, zaś cykle 5,4-letni i 10,2-letni tylko odpowiednio w 24% i 19% (Fortuniak i in. 2001). O dominacji około 8-letniego cyklu średniej rocznej temperatury powietrza w Europie pisze również Boryczka (2001), wyjaśniając tę zmienność nakładaniem się efektów planetarnych sił pływowych na Słońcu ze znacznie większymi siłami pływowymi Księżyca i Słońca.

Do określenia tendencji i cykli zmian temperatury powietrza wymagane są możliwie długie serie pomiarowe, gdyż na podstawie krótkich szeregów, które pomijają cykliczne wahania elementów klimatu, trendy zmian czasowych nie mogą być ekstrapolowane.

WNIOSKI

1. Stwierdzono występowanie dodatniego trendu liniowego o współczynniku regresji $0,024^\circ\text{C}\cdot\text{rok}^{-1}$ średniej rocznej temperatury powietrza w Szczecinie w latach 1949-2008.

2. Wykazano cykliczność zmian analizowanej temperatury powietrza o dominującym okresie około 8,6 lat.

3. W ostatnim dwudziestoleciu (1989-2008) zauważono występujące w tym okresie lata o ekstremalnej średniej temperaturze: zimny rok 1996 (7,09°C) i ciepły 2007 rok (10,28°C).

PIŚMIENNICTWO

- Banaszkiewicz B., 2003. Zmienność temperatury powietrza i opadów atmosferycznych w Polsce północnej i jej wpływ na produktywność rolniczą klimatu. W: Zastosowania metod statystycznych w badaniach naukowych II, StatSoft Kraków, 371-380.
- Boryczka J., 2001. Klimat Ziemi, przeszłość, teraźniejszość, przyszłość. Prace i Studia Geogr. Wyd. UW, Warszawa, t. 29, 55-71.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., 2004. Cykliczne wahania temperatury i opadów w Polsce w XIX-XXI wieku. Acta Agrophysica, 3(1), 21-33.
- Fortuniak K., Kożuchowski K., Żmudzka E., 2001. Trendy i okresowość zmian temperatury powietrza w Polsce w drugiej połowie XX w. Przegląd Geofiz. 46(4), 283-303.
- Kot S.M., 1999. Prognozowanie i analiza szeregów czasowych. StatSoft Kraków.
- Kożuchowski K., 2004. Skala i tendencje współczesnych zmian temperatury powietrza w Polsce. W: Skala, uwarunkowania i perspektywy współczesnych zmian klimatycznych w Polsce, pod red. K. Kożuchowskiego. Uniw. Łódzki, 25-46.
- Kożuchowski K., Żmudzka E., 2001. Ocieplenie w Polsce: skala i rozkład sezonowych zmian temperatury w drugiej połowie XX w. Przegląd Geofiz. 46(1-2), 81-90.
- Lorenc H., 1993. Symptomy zmian klimatu w strefach ograniczonych wpływów antropogennych. Materiały Badawcze, IMGW Warszawa, Seria Meteorologia – z. 19, s.52.
- Lorenc H., 2000. Studia nad 220-letnią (1779-1998) serią temperatury powietrza w Warszawie oraz ocena jej wiekowych tendencji. IMGW Warszawa, Seria Meteorologia – 31.
- Miętus M. 1996. Zmienność temperatury i opadów w rejonie polskiego wybrzeża Bałtyku i jej spodziewany przebieg do roku 2030, Materiały Badawcze, IMGW Warszawa, Seria: Meteorologia, 26.
- Michalska B., 2009. Variability of air temperature in north western Poland. In: Environmental aspects of climate change. Monograph edited by Z. Szwejkowski. University of Warmia and Mazury in Olsztyn. S. 89-107.
- Miler A. T., Miler M., 2000. Trendy i okresowości zmian temperatury oraz opadów dla Poznania w latach 1848-2000. Zesz. Nauk. PKoszal. Wydz. Bud. Inż. Środ., Inż. Środ., 22, 945-956.
- Żmudzka E., 1995. Tendencje i cykle zmian temperatury powietrza w Polsce w latach 1951-1990. Przegląd Geofiz. 40(2), 129-139.

VARIABILITY OF AIR TEMPERATURE IN SZCZECIN
IN THE YEARS 1949-2008*Andrzej Gregorczyk¹, Bożena Michalska²*¹Department of Agronomy, West Pomeranian University of Technology
ul. Pawła VI 3, 71-459 Szczecin
email: andrzej.gregorczyk@zut.edu.pl²Department of Meteorology and Climatology, West Pomeranian University of Technology
ul. Pawła VI 3, 71-459 Szczecin

Abstract. The present work deals with the study of the linear trend and the cyclic character of the annual mean of air temperature in Szczecin in the last 60 years. For this purpose, the method of linear regression was applied as well as the spectrum analysis based on the analysis of Fourier time series. In the last 20 years (1989-2008), the following years of extreme mean temperatures were observed: cold year 1996 (7.09°C) and warm year 2007 (10.28°C). The occurrence of a positive linear trend of the annual mean temperature of the regression coefficient 0.0242°C year⁻¹ was recorded. It was shown that the changes of the analysed air temperature are of a cyclic character and the dominant period of the changes amounts to about 8.6 years. To determine the tendencies of the changes more accurately, longer temperature measurement series are required.

Keywords: temperature, linear trend, spectrum analysis, cyclic character