

Jerzy BORYCZKA, Maria STOPA-BORYCZKA,
Urszula KOSSOWSKA-CEZAK, Jolanta WAWER
Zakład Klimatologii UW

PROGNOZY OKRESOWYCH ZMIAN TEMPERATURY POWIETRZA W EUROPIE W XX-XXI WIEKU I ICH WERYFIKACJA

PREDICTIONS OF PERIODIC CHANGES OF AIR TEMPERATURE IN EUROPE IN 20TH- 21TH CENTURIES AND ITS VERIFICATION

Wprowadzenie

Możliwość przewidywania przyszłych zmian klimatu jest jednym z najważniejszych zadań w badaniach klimatologicznych. Celem pracy jest weryfikacja prognoz zmian temperatury powietrza w nadchodzących latach opracowanych w Zakładzie Klimatologii UW przez zespół pod kierownictwem J. Boryczki i M. Stopy-Boryczki w latach 1984-2007. Upływający czas i wydłużanie się serii pomiarowych temperatury stwarzają obecnie możliwość weryfikacji opracowanych wcześniej prognoz. Ewentualne potwierdzenie ich prawidłowości może dać wartościowe narzędzie do opracowania prognoz temperatury powietrza na następne lata, co jest szczególnie istotne w okresie powszechnie obserwowanego ocieplenia klimatu.

W prognozach na podstawie interferencji cykli przyjęto założenie, że wykryte okresy krótkie, a tym bardziej długie w seriach pomiarowych temperatury powietrza będą powtarzać się nadal. Uzasadnieniem są zbliżone okresy skutków (temperatury powietrza, grubości słoju drzew, poziomu morza Bałtyckiego, substancji organicznych zdeponowanych w osadach jeziornych, zawartości izotopu tlenu $\delta^{18}\text{O}$ w rdzeniach lodowych) i przyczyn (aktywności Słońca, erupcji wulkanicznych –

wskaźnika Dust Veil Index, parametrów Układu Słonecznego), które warunkują okresowe zmiany klimatu Ziemi. Dlatego też sprawdzano, czy są spełnione dwie zasady identyfikacyjne: 1) okresowość skutków i przyczyn jest zbliżona, 2) wahania skutków i przyczyn są synchroniczne (koincydencja ekstremów – minimów i maksimów).

Zastosowanie metody J. Boryczki (1998) „sinusoid regresji” umożliwiło wykrycie okresowości także zjawisk występujących w różnych odstępach czasu, np. erupcji wulkanów czy substancji organicznych zdeponowanych w warstwach osadów jeziornych. Ponadto można było wykryć obecność cykli w nieciągłych seriach pomiarowych, zawierających braki.

Metoda J. Boryczki „sinusoid regresji” polega na dopasowaniu do punktów empirycznych (y_i, t_i) do wyników pomiarów $y_1, \dots, y_n$ wykonanych w dowolnych odstępach czasu $t_1, \dots, t_n$, kolejnych sinusoid regresji o okresie Θ , amplitudzie b i fazie c , z dowolnym odstępem, np. $\Delta\Theta = 0,1$ roku:

$$y_i = a_o + b \sin\left(\frac{2\pi}{\Theta} t_i + c\right) + \varepsilon_i$$

gdzie ε_i to reszta, $\varepsilon^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$ – wariancja resztkowa

Okresy Θ to minima lokalne ciągu wariancji resztkowej (widma): $\varepsilon_1^2, \dots, \varepsilon_n^2$.

Prognozowano według wypadkowej $f(t)$ interferencji k najistotniejszych statystycznie („najsilniejszych”) cykli, także ze składnikiem liniowym at :

$$y = f(t) = a_o + at + \sum_{j=1}^k b_j \sin\left(\frac{2\pi}{\Theta_j} t + c_j\right)$$

W prognozach na podstawie interferencji cykli fundamentalne znaczenie ma obecność analogicznych okresów ok. 8- i 11-letnich, a zwłaszcza długich 100- i 180-letnich w ciągach chronologicznych skutków: temperatury powietrza, grubości stojów drzew i przyczyn: aktywności Słońca, erupcji wulkanów (wskaźników $\log DVI$ i $DVI/\Delta t$, gdzie Δt – to odstęp czasu między erupcjami) i parametrów Układu Słonecznego (siły pływowej na Słońcu ΔG i koncentracji masy planet w płaszczyźnie ekliptyki $-B_z$) (tab. 1).

W zmianach klimatu Ziemi dominującą rolę odgrywa aktywność Słońca i erupcje wulkanów (Lamb, 1974). Świadczy o tym np. silna korelacja przebiegów średnich rocznych wartości temperatury powietrza w Europie w latach 1840-1994 (konsekwentnych 11-letnich) z 10 miast (Paryż, Berlin, Sztokholm, Warszawa, Kraków, Praga, Wiedeń, Tallin, Bazylea i Oksford) z liczbami Wolfa (rys. 1).

Tabela 1. Okresy ok. 100-letnie i 180-letnie, temperatury powietrza (ΔT , °C), słoików drzew rosnących w Europie, aktywności Słońca, erupcji wulkanów i parametrów Układu SłonecznegoTable 1. The close to-100-year and 180-year long periods of air temperature in Europe (ΔT , °C), tree ring widths from Europe, Solar activity, volcanic eruption and astronomical variables

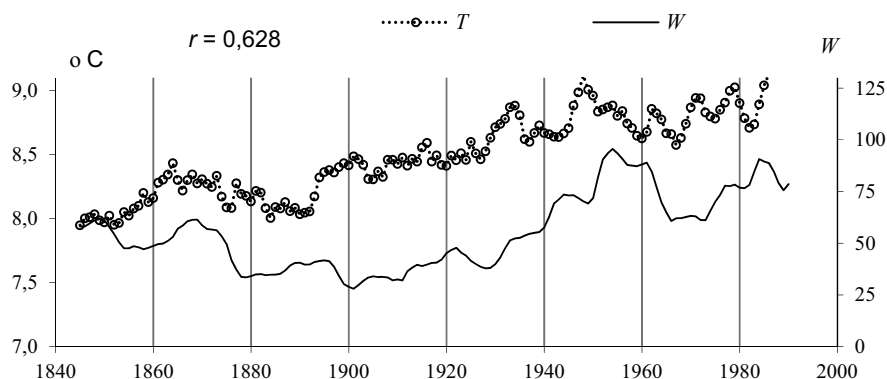
Zmienna	Seria z lat	Okres			
		100-letni		180-letni	
		Θ	ΔT	Θ	ΔT
Temperatura powietrza (zima)					
Warszawa	1779-1998	113,4	1,22	179,0	0,44
Anglia środkowa	1660-1973	99,3	0,44	204,6	0,34
Sztokholm	1756-1994	86,3	0,55	184,6	0,49
Poziom M. Bałtyckiego (Świnoujście)	1811-1990	-	-	184,6	0,464
Słoje drzew w Europie					
Sosna – Kola (Rosja)	1577-1997	109	0,397	186,0	0,280
Sosna – Forfiorddalen (Norwegia)	877-1994	112	0,178	189	0,121
Świerk– Fodara Vedla, Włochy	1598-1990	99	0,083	191,0	0,718
Świerk–Falkenstein (Niemcy)	1540-1995	110	0,298	189	0,414
Modrzew–Pinega 1 (Rosja)	1578-1990	103	0,177	217	0,286
Dąb – Bodensee (Holandia)	1275-1986	112	0,248	197,0	0,373
Aktywność Słońca					
Liczby Wolfa	1700-2010	103,1	0,300	184,1	0,217
Erupcje wulkanów					
logDVI	1680-1974	91,8	0,34	256,5	0,24
logDVI/ Δt		90,5	0,25	206,7	0,348
Parametry Układu Słonecznego					
Siła pływowa na Słońcu (ΔG)	1700-2000	91,4	0,04	170,1	0,190
Moment bezwładności planet (Bz)		84,1	0,36	175,7	0,240

Tendencje średniej rocznej temperatury powietrza (0,713 °C/100 lat) i średnich rocznych liczb Wolfa (26,2/100 lat) określone równaniami prostych regresji są rosnące. Korelacja średniej temperatury powietrza z wymienionych 10 miejscowości w Europie (T) z aktywnością Słońca (W) określona równaniem prostej regresji

$$T = 0,01150 W + 7,86782$$

jest istotna statystycznie na poziomie 0,01 (współczynnik korelacji $r = 0,628$).

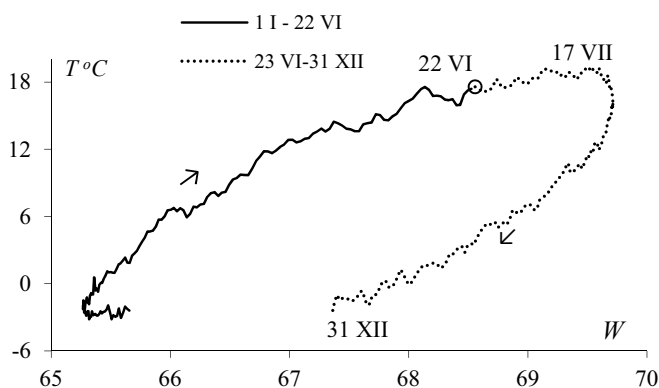
Na szczególną uwagę zasługuje zależność średniego 60-letniego przebiegu rocznego temperatury w Warszawie (Okęcie) w latach 1951-2010 od cyklu



Rys. 1. Zmiany średniej rocznej temperatury powietrza w Europie (T) i aktywności Słońca (liczb Wolfa W) w latach 1840-1994 (średnie konsekwentne 11-letnie)

Fig. 1. Changes of annual mean air temperature (T) in Europe and solar activity (Wolf numbers W) in years 1840-1994 (11- year moving average)

rocznego aktywności Słońca (obserwowanej z Ziemi). Cykl roczny aktywności Słońca jest wywołany ruchem obiegowym Ziemi dookoła Słońca (365,25 dni) i ruchem obrotowym Słońca wokół jego osi (od 25,04 dni na równiku do 31 dni w pobliżu biegunów), nachylonej pod kątem $82^{\circ}45'$ do płaszczyzny ekliptyki (rys. 2).



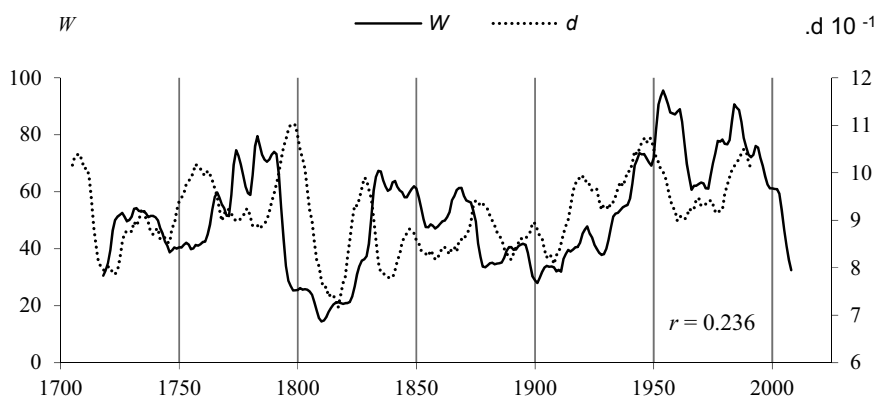
Rys. 2. Zależność temperatury powietrza (T) w Warszawie (1951-2010) od aktywności Słońca (liczb Wolfa W)

Fig. 2. Dependence of air temperature (T) in Warsaw (1951-2010) on solar activity (Wolf numbers, W)

Wzrost średnich dobowych 60-letnich wartości temperatury w miesiącach od stycznia do połowy lipca jest wywołany zarówno zmianą deklinacji Słońca, jak też dodatkowo wzrostem dobowych liczb Wolfa (W), a jej późniejszy spadek do grudnia – mniejszą aktywnością Słońca W .

O wpływie aktywności Słońca na klimat Europy (i Polski) świadczą również synchroniczne wahania średniej szerokości słoików (d) z 5 drzew (sosna, 3 świerki i modrzew) rosnących w Europie i liczb Wolfa (W) w latach 1700-2013 (rys. 3). W tym przypadku są to drzewa: *Pinus silvestris* (Fortfjorddalen, Norwegia, 1877-1994), *Picea abies* (Falkenstein, Niemcy, 1540-1995), Fodara Vedla (Włochy, 1598-1990), Stonnglandes (Norwegia, 1403-1997) i *Larix decidua* (Pinega, Rosja, 1578-1990). Współczynnik korelacji $r = 0,236$ między średnią szerokością słoików drzew (d) i liczbami Wolfa (W) jest istotny na poziomie 0,01 ($r > r_{0,01}$).

Współczynnik korelacji $r = 0,397$ jest największy w przypadku słoików świerka (d) *Picea abies* (Stonnglandes, Norwegia, 1403-1997).



Rys. 3. Wahania średniej szerokości słoików 5 drzew rosnących w Europie (d) i liczb Wolfa (W) w latach 1700-2013 (średnie konsekwentne 11-letnie)

Fig. 3. Fluctuations of the average tree ring widths of 5 trees growing in Europe (d) and Wolf numbers (W) in the years 1700-2013 (11- year moving average)

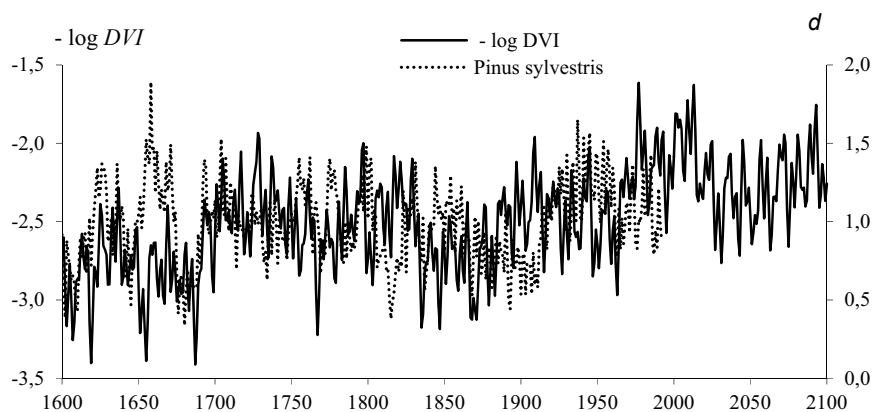
Aktywność Słońca zależy od wskaźnika koncentracji masy planet w Układzie Słonecznym ($-B_z$) względem płaszczyzny ekliptyki (od momentu bezwładności planet ze znakiem minus):

$$-B_z = -\frac{1}{m} \sum_{i=1}^n m_i z_i^2$$

gdzie: m_i – masa i -tej planety, z_i – odległość i -tej planety od płaszczyzny ekliptyki, m – masa wszystkich planet Układu Słonecznego.

Świadczą o tym zarówno zbliżona okresowość, jak też synchroniczne wahania w przebiegu wiekowym aktywności Słońca i wskaźnika koncentracji masy planet Układu Słonecznego względem płaszczyzny ekliptyki ($-B_z$). Aktywność Słońca jest na ogół większa przy większym wskaźniku koncentracji masy ($-B_z$) planet (mniejszym momencie bezwładności planet B_z) względem płaszczyzny ekliptyki (Boryczka, 1998; Boryczka, Stopa-Boryczka, 2015, s. 345).

O wpływie pyłów wulkanicznych (pochłaniających i rozpraszających promieniowanie słoneczne) na klimat Europy świadczy natomiast np. „równoległość” przebiegu wiekowego szerokości słoików np. sosny *Pinus sylvestris* z Vikran w Norwegii (1599-1992) i wskaźnika oczyszczenia atmosfery z pyłów wulkanicznych ($-\log DVI$). Większym wartościom tego wskaźnika odpowiadają na ogół większe szerokości słoików (rys. 4).



Rys. 4. Zmiany szerokości słoików sosny *Pinus sylvestris* z Vikran (1599-1992, Norwegia) i wskaźnika $-\log DVI$ w latach 1600-2100

Fig. 4. Changes tree ring widths of *Pinus sylvestris* Vikran (1599-1992, Norway) and the $-\log DVI$ index in the years 1600-2100

Weryfikacja tych prognoz polega zatem na zbadaniu synchroniczności przebiegów (koincydencji ekstremów) wartości temperatury zmierzonych (T) i prognozowanych $f(t)$ oraz ich korelacji z zastosowaniem testów istotności Fishera-Snedecora i t-Studenta.

Prognozy temperatury były opracowane na podstawie długich serii pomiarów temperatury w różnych miejscach Europy, a dotyczące Warszawy były już częściowo sprawdzane (Boryczka i in., 2012 a, b, c). Teraz zweryfikowano najwcześniejsze prognozy zmian wartości średnich miesięcznych, sezonowych lub rocznych temperatury powietrza w Warszawie na podstawie serii z lat 1779-1979 (Boryczka, 1984; Boryczka i in., 1992), 1779-1990 (Boryczka i in., 2000) i 1779-1998 (Boryczka i in., 2003).

Zweryfikowano również prognozy zmian temperatury powietrza w innych miejscach Europy, wybierając niektóre spośród 40 miast, opublikowane w 3 tomach *Atlasu współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*: zima i lato (Boryczka i in., 2003), styczeń i lipiec (Boryczka i in., 2005) oraz rok (Stopa-Boryczka i in., 2007). Do wybranych miejsc należą: środkowa Anglia (1659-1993), Greenwich (1659-1969), Paryż (1767-1995), Berlin (1769-1990), Moskwa (1780-2002), Sztokholm (1756-1994) i Rzym (1811-1989).

Weryfikacji poddano 18 prognoz, które dotyczą: zimy (5), lata (3), stycznia (3), lipca (3) i roku (4). Jeżeli w publikacjach nie było funkcji trendów czasowych $T=f(t)$ (oprócz wykresów), to weryfikowano tylko te prognozy (sprzed 35 i 25 lat), dla których zachowały się zapisy dawnych obliczeń wartości prognozowanych $f(t)$ (najpierw na dyskietkach. np. *Verbatim* o pojemności 2 MB (MF 2 HD), a później na płytach CD o pamięci 700 MB). Do weryfikacji wykorzystano późniejsze wyniki pomiarów na stacjach: Warszawa (Okęcie, 1951-2015), Londyn (Gatwick, 1951-2012), Paryż (Montsouris, 1951-2011), Berlin (1951-2012), Moskwa (1951-2012), Sztokholm (1951-2012) i Rzym (1951-2012).

W wielu przypadkach dane te pochodzą z innej stacji w danym mieście niż będąca podstawą do prognoz seria historyczna. Nie stanowi to jednak przeszkody do podjęcia weryfikacji tych prognoz, gdyż – jak wspomniano – istotą tej weryfikacji jest określenie przebiegów temperatury, a nie jej wartości.

Materiały źródłowe stanowią średnie miesięczne wartości temperatury powietrza od roku 1951 – z Warszawy do roku 2014 pochodzące z archiwum PIHM i IMGW, a z pozostałych stacji do roku 2012 (tylko z Paryża do 2011), z bazy danych ze strony internetowej European Climate Assessment and Dataset (ECA&D).

Weryfikacja prognoz zmian temperatury powietrza w Warszawie

Prognozy zmian temperatury powietrza na lata 1980-2100 według modelu rekonstrukcyjno-prognostycznego z 1984 r. (lipiec). Prognozy zmian temperatury powietrza w Warszawie na lata 1980-2100 po raz pierwszy opracowano na podstawie danych z lat 1779-1979 (Obserwatorium Astronomiczne), posługując się tzw. modelem rekonstrukcyjno-prognostycznym (Boryczka 1984, s. 165, wzór 133).

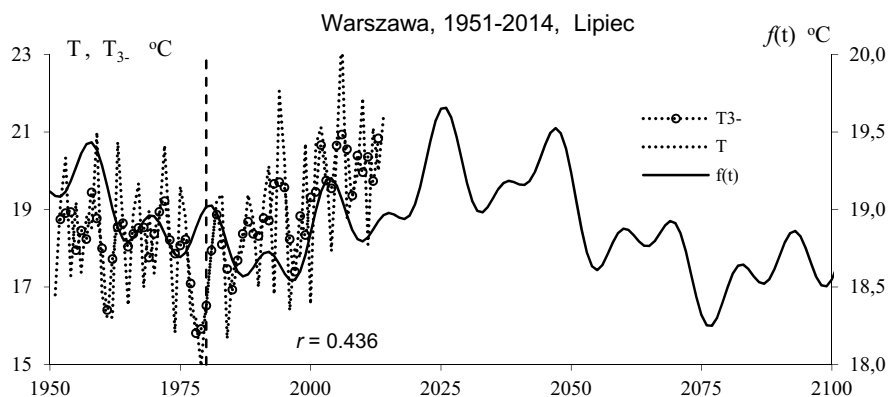
$$y = f(t) = 7,467 + 11,45 \sin(2\pi t - 2,1290) + 0,1552 \sin(2\pi t / 11,2 + 0,791) + 0,1057 \sin(2\pi t / 22 + 1,557) + 0,08462 \sin(2\pi t / 18,6 - 0,8183) + 0,1203 \sin(2\pi t / 90 + 2,531) + 0,5211 \sin(2\pi t / 220 - 2,913) + 0,1429 \sin(6,568784t + 2,013) + 0,07714 \sin(5,997586t - 0,6456) + 0,1019 \sin(6,352998t - 1,830) + 0,1101 \sin(6,213372t + 2,820) + 0,3219 \sin(6,311745t + 2,830) + 0,2629 \sin(6,254625t - 1,178)$$

W modelu rekonstrukcyjno-prognostycznym, opisującym przebieg roczny temperatury powietrza w Warszawie (jednocześnie we wszystkich miesiącach) uwzględnia się interferencję 6 cykli: $\Theta_1 = 1$ rok, $\Theta_2 = 11,2$, $\Theta_3 = 22$, $\Theta_4 = 18,6$, $\Theta_5 = 90$ i $\Theta_6 = 220$ lat oraz dodatkowo modulację cyklu rocznego $\Theta_1 = 1$ przez cykle dłuższe 22, 90 i 220 lat. Modulację amplitudy b_1 i fazy c_1 cyklu rocznego o częstości $\Omega_1 = 2\pi$ przez cykl o częstości mniejszej $\Omega = \frac{2\pi}{\Theta}$ określa suma dwóch sinusoid regresji o częstościach $\Omega_1 + \Omega$ i $\Omega_1 - \Omega$ (z wzorów Eulera).

Model rekonstrukcyjno-prognostyczny, otrzymany na podstawie średnich miesięcznych wartości ($\Delta t = 0,0833$) temperatury powietrza w Warszawie w latach

1779-1979, cechuje się dużym współczynnikiem determinacji $R^2 = 0,929$ oraz małym błędem standardowym $\delta = 2,255$ °C ($n = 2400$) i statystyką Fishera-Snedecora $F_{\text{obl}} = 1298$ o 24 i 2387 stopniach swobody (dla poziomu istotności 0,01, $F_{\text{kr}} = 2,18$). Z modelu $y = f(t)$ można obliczyć wartości temperatury powietrza w kolejnych miesiącach, wstawiając odpowiedni czas t , np. styczeń – $t + 0,0833$, lipiec – $t + 0,5833$, średnia roczna – $t + \frac{c_1}{2\pi} = t + 0,3388$, gdzie $t = 0$ to rok 1778.

Weryfikując ten model, porównano 35-letnią serię (1980-2014) wyników pomiarów temperatury powietrza w lipcu (T – średnich i T_{3-} – średnich konsekwentnych 3-letnich) w Warszawie (Okęcie) z obliczonymi wartościami $f(t)$, prognozowanymi na lata 1980-2014 (rys. 5).



Rys. 5. Zmiany średniej temperatury powietrza w lipcu w Warszawie (Okęcie, 1951-2014); T – wartości średnie, T_{3-} – średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone wg wzoru (Obserwatorium Astronomiczne, 1779-1979, z prognozą na lata 1980-2100

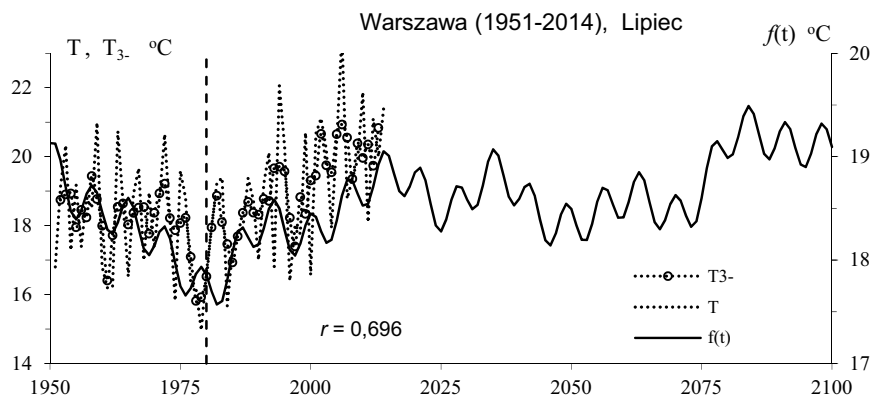
Fig. 5. Changes of mean air temperature in July in Warsaw (Okęcie, 1951-2014); T – measured values, T_{3-} – 3-year moving average, $f(t)$ – values calculated after formula (Astronomical Observatory, 1779-1979), with a forecast for the years 1980-2100

Na ogół jest dobra zgodność między minimami i maksimami temperatury według pomiarów (T_{3-}) i prognoz $f(t)$. Szczególnie wyróżnia się lipiec, w którym współczynnik korelacji $r = 0,436$ ($n = 35$) jest istotny na poziomie 0,01 ($r_{0,01} = 0,435$).

Prognozy zmian temperatury na lata 1980-2100 z 1992 r. (lipiec). Wiarygodne są prognozy zmian temperatury powietrza w Warszawie na lata 1980-2100 opracowane na podstawie danych z Obserwatorium Astronomicznego z lat 1779-1979 (Boryczka i in., 1992, lipiec – s. 295 (wzór 7'), s.335, rys. 279 b). Przykładowo porównano wartości zmierzone na Okęciu, średnie konsekwentne 3-letnie, z prognozowanymi na lata 1980-2014. W lipcu trend czasowy $f(t)$ ze składnikiem

liniowym $at = 0,00006t$ jest superpozycją 6 cykli obecnych w widmie temperatury (Obserwatorium Astronomiczne), w tym najdłuższych 75 i 158 lat (rys. 6):

$$T = f(t) = 18,56 + 0,00006t + 0,2148\sin(-3,046 + 2\pi t/7) + 0,0523\sin(0,8547 + 2\pi t/15) + 0,194\sin(0,004 + 2\pi t/23) + 0,0962\sin(0,4704 + 2\pi t/52) + 0,3957\sin(0,3372 + 2\pi t/75) + 0,2749\sin(2,341 + 2\pi t/158)$$



Rys. 6. Zmiany średniej temperatury powietrza w lipcu w Warszawie (Okęcie, 1951-2014); T – wartości średnie, T_3 – średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone wg wzoru (Obserwatorium Astronomiczne, 1779-1979, z prognozą na lata 1980-2100)

Fig. 6. Changes of mean air temperature in July in Warsaw (Okęcie, 1951-2014); T – measured values, T_3 – 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values after formula (Astronomical Observatory, 1779-1979), with forecast for the years 1980-2100

Współczynnik korelacji $r = 0,460$ między średnimi wartościami temperatury (T) i prognozowanymi $f(t)$ w lipcu jest istotny na poziomie 0,01 ($r_{0,01} = 0,449$), a współczynnik korelacji $r = 0,696$ między średnimi konsekwentnymi 3-letnimi (T_3) i prognozowanymi $f(t)$ – na poziomie 0,001 ($r_{0,001} = 0,554$).

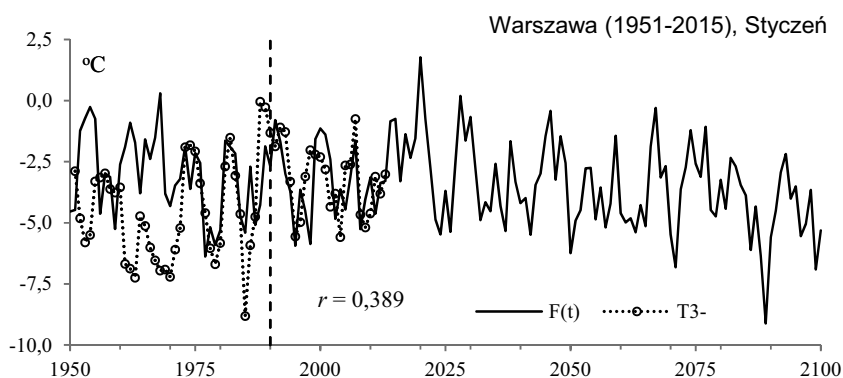
Prognozy średniej temperatury powietrza w lipcu w Warszawie (1779-1979) na podstawie wypadkowej $T = f(t)$ interferencji 6 cykli (7, 15, 23, 52, 75 i 158 lat) obecnych w widmie są bardziej wiarygodne ($R=0,696$) od wcześniejszych prognoz $y = f(t)$, według bardziej ogólnego modelu rekonstrukcyjno-prognostycznego, opisującego jednocześnie zmiany średniej temperatury powietrza we wszystkich 12 miesiącach ($R = 0,436$).

Prognozy zmian temperatury na lata 1991-2100 z 2000 r. (styczeń, zima). Najbardziej wiarygodne są prognozy tendencji temperatury powietrza w Warszawie na lata 1991-2100 opracowane na podstawie danych z Obserwatorium Astronomicznego z lat 1779-1990 (Boryczka i in., 2000, styczeń – s. 110, zima – s. 117). Dla przykładu porównano średnie wartości temperatury powietrza w styczniu i w zimie według pomiarów w Warszawie (Okęcie) z lat 1951-2015 z prognozowanymi na lata 1991-2100.

W styczniu funkcja trendu czasowego $T = F(t)$ bez składnika liniowego ($at = 0$) jest superpozycją 12 cykli obecnych w widmie oscylacji temperatury (Obserwatorium Astronomiczne), w tym najdłuższych okresów 122,7 i 204,7 lat:

$$T = F(t) = -3,734 + 1,016 \sin(2\pi t/2,6 + 2,426) + 0,6558 \sin(2\pi t/3,5 - 0,6561) + 0,6535 \sin(2\pi t/4,8 + 2,718) + 0,7148 \sin(2\pi t/6,6 + 0,6532) + 0,8569 \sin(2\pi t/7,7 - 1,821) + 1,056 \sin(2\pi t/9,3 + 0,7635) + 0,5900 \sin(2\pi t/13,0 + 0,5444) + 0,5849 \sin(2\pi t/15,4 + 1,928) + 0,5959 \sin(2\pi t/27,5 - 1,162) + 0,5427 \sin(2\pi t/62,5 - 0,2586) + 0,5881 \sin(2\pi t/122,7 + 2,761) + 1,166 \sin(2\pi t/204,7 + 3,00)$$

Zgodność wyników pomiarów temperatury powietrza w Warszawie w styczniu z prognozami na lata 1991-2015 według modelu $T = F(t)$ bez składnika liniowego ($at = 0$) jest na ogół dobra. Świadczą o tym synchroniczne wahania zmierzonych wartości temperatury powietrza (T_3) na Okęciu i prognozowanych $F(t)$ (rys. 7).



Rys. 7. Zmiany średniej temperatury powietrza w styczniu w Warszawie (Okęcie, 1951-2015); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $F(t)$ – wartości obliczone wg wzoru (Obserwatorium Astronomiczne, 1779-1990), z prognozą na lata 1991-2100

Fig. 7. Changes of mean air temperature in January in Warsaw (Okęcie, 1951-2015); T_3 – measured values, 3-year moving average, $F(t)$ – calculated values after formula (Astronomical Observatory, 1779-1990), with forecast for the years 1991-2100

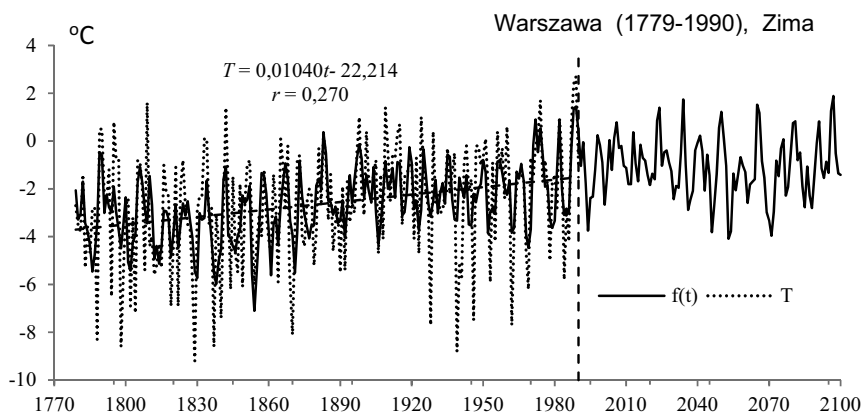
Potwierdzeniem tej oceny jest dość duży współczynnik korelacji $r = 0,389$ między zmierzonymi średnimi ruchomymi 3-letnimi (T_3) i prognozowanymi $F(t)$, który jest większy od wartości krytycznej $r_{0,05} = 0,381$ na poziomie 0,05 ($n = 25$).

W zimie funkcja trendu czasowego $T = f(t)$ ze składnikiem liniowym $at = 0,01025t$ jest superpozycją 12 cykli obecnych w widmie oscylacji temperatury (Obserwatorium Astronomiczne), w tym najdłuższych okresów 113,1 i 218,3 lat:

$$T = f(t) = -3,721 + 0,01025t + 0,5218 \sin(2\pi t/2,6 - 1,332) + 0,5674 \sin(2\pi t/3,5 + 0,5448) + 0,6281 \sin(2\pi t/5,2 + 0,06199) + 0,4266 \sin(2\pi t/5,7 + 2,484) + 0,7091 \sin(2\pi t/7,7 - 0,7349) + 0,7349 \sin(2\pi t/8,3 - 2,368) + 0,4920 \sin(2\pi t/8,7 - 0,3439) + 0,4082 \sin(2\pi t/12,9 + 0,1191) + 0,4379 \sin(2\pi t/15,2 + 2,252) + 0,4685 \sin(2\pi t/18,0 - 3,097) + 0,5029 \sin(2\pi t/113,1 + 1,197) + 0,2097 \sin(2\pi t/218,3 + 2,497)$$

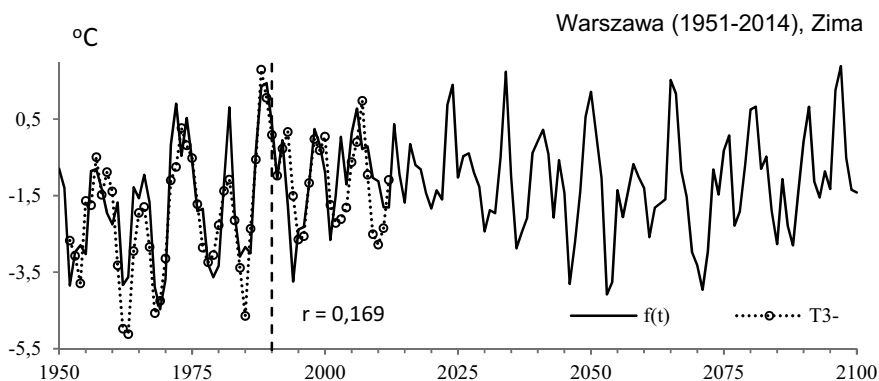
Wypadkową $T = f(t)$ interferencji tych cykli temperatury powietrza w Warszawie w odniesieniu do wyników pomiarów (T) w latach 1779-1990 przedstawiono na rys. 8.

Coraz cieplejsze zimy w Warszawie (o $1,04^{\circ}\text{C}/100$ lat w latach 1779-1990 są efektem nałożenia się kilkunastu okresów o długości: 2,6; 3,5; 5,2; 5,7; 7,7; 8,3; 8,7; 12,9; 15,2; 18,0; 113,1 i 218,3 lat.



Rys. 8. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Warszawie (Obserwatorium Astronomiczne, 1779-1990); T – wartości zmierzzone, $f(t)$ – wartości obliczone (ze składnikiem liniowym), z prognozą na lata 1991-2100

Fig. 8. Changes of mean air temperature in winter in Warsaw (Astronomical Observatory, 1779-1990); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (including the linear component), with forecast for the years 1991-2100



Rys. 9. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Warszawie (Okęcie, 1951-2014); T_3 – wartości zmierzzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (Obserwatorium Astronomiczne, 1779-1990), z prognozą na lata 1991-2100

Fig. 9. Changes of mean air temperature in winter in Warsaw (Okęcie, 1951-2014); T_3 – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (Astronomical Observatory, 1779-1990), with forecast for the years 1991-2100

Na ogół synchroniczne są wahania średnich konsekwentnych 3-letnich zmierzonych wartości temperatury powietrza w Warszawie (Okęcie) w 24-leciu 1991-2014 w zimie (XII-II) z prognozowanymi według interferencji tych cykli, z równań $f(t)$. Współczynnik korelacji $r = 0,169$ między średnimi konsekwentnymi 3-letnimi wartościami T_3 i prognozowanymi $f(t)$ nie jest istotny nawet na poziomie 0,05 (rys. 9).

Współczynnik korelacji między średnimi w miesiącach zimowych (styczeń, luty, grudzień) w kolejnych latach $r = 0,277$ jest natomiast zbliżony do wartości krytycznej na poziomie istotności 0,05, $r_{0,05} = 0,385$.

Weryfikacja prognoz zmian temperatury powietrza w innych miastach Europy

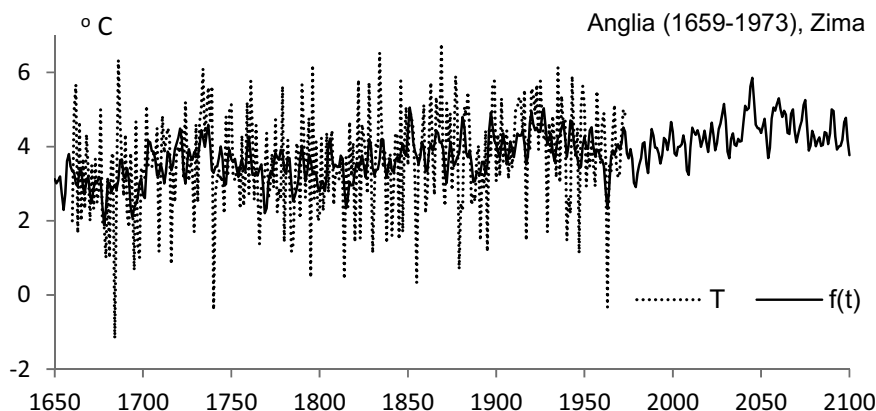
Prognozy zmian temperatury w środkowej Anglii na lata 1974-2100 z 2003 r. (zima, lato). Zweryfikowano prognozy temperatury powietrza w środkowej w Anglii w zimie i lecie w latach 1974-2100 (Boryczka i in., 2003, str. 51, str. 92-93). Prognozy te były opracowane na podstawie serii G. Manley'a (1974), tj. danych z ponad 300 lat (1659-1973). Prognozy temperatury powietrza w środkowej Anglii w zimie i lecie oraz średniej rocznej w Greenwich otrzymano według interferencji cykli o okresach Θ , amplitudach b i fazach c , $f(t)$ – ze składnikiem liniowym at i $F(t)$ – gdy $at = 0$ (tab. 2).

Tabela 2. Okresy Θ , amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w środkowej Anglii (1659-1973) i Greenwich (1763-1969)

Table 2. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Central England (1659-1973) and Greenwich (1763-1969)

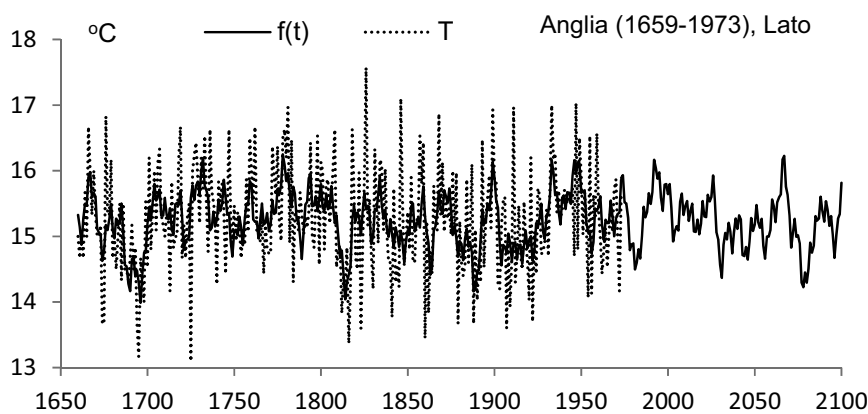
Anglia środkowa (seria Manley'a)						Greenwich		
Zima (XII-II)			Lato (VI-VIII)			Rok (I-XII)		
Θ lat	b °C	c	Θ	b °C	c	Θ lat	b °C	c
3,8	0,2375	0,9613	8,3	0,1420	1,5810	3,1	0,217	-2,315
5,7	0,2413	2,4024	10,0	0,1650	3,1170	7,8	0,221	0,164
7,7	0,2476	-1,0155	12,8	0,1790	0,3080	11,2	0,138	2,866
14,8	0,2991	0,8132	15,4	0,1710	-0,7400	12,8	0,180	0,434
17,9	0,1972	0,4918	24,0	0,2340	0,7530	25,2	0,186	-1,192
23,9	0,1837	-1,6594	32,8	0,1760	2,0070	41,3	0,124	0,395
67,4	0,1667	-1,9611	38,7	0,1290	0,2750	79,1	0,194	-2,004
99,3	0,1929	-1,4847	55,1	0,1420	-0,3900	98,1	0,034	-0,464
166,9	0,2399	-0,6724	72,1	0,1480	2,3920			
			102,5	0,0730	1,0460			
			204,6	0,1840	-2,5300			

Są one wypadkową nakładania się 9 (w zimie) i 11 (w lecie) cykli obecnych w widmach temperatury powietrza, w tym najdłuższych: zima – 99,3 i 166,9 lat, ze składnikiem liniowym $a_0 + at = 1,971515 + 0,003075t$, oraz lato – 102,5 i 204,6 lat, ze składnikiem liniowym $15,61793 - 0,00020 t$ (rys. 10-11).



Rys. 10 Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Anglii (1659-1973); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone, z prognozą na lata 1974-2100

Fig. 10. Changes of mean air temperature in winter in England (1659-1973); T – measured values, $f(t)$ – calculated values, with forecast for the years 1974-2100

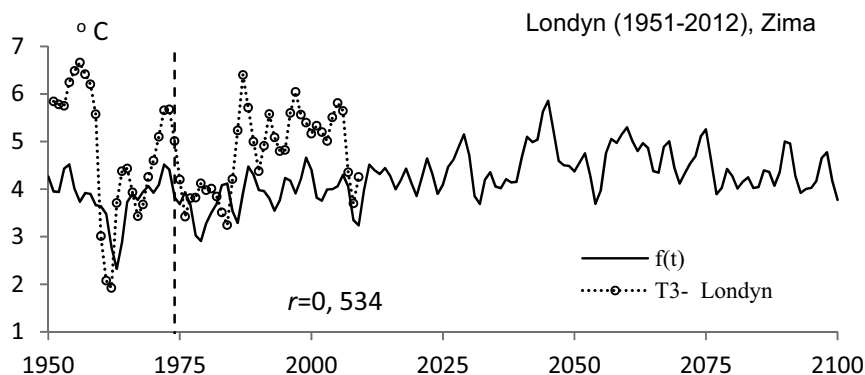


Rys 11. Zmiany średniej temperatury powietrza w lecie w Anglii (1659-1973); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone, z prognozą na lata 1974-2100

Fig. 11. Changes of mean air temperature in summer in England (1659-1973); T – measured values, $f(t)$ – calculated values, with forecast for the years 1974-2100

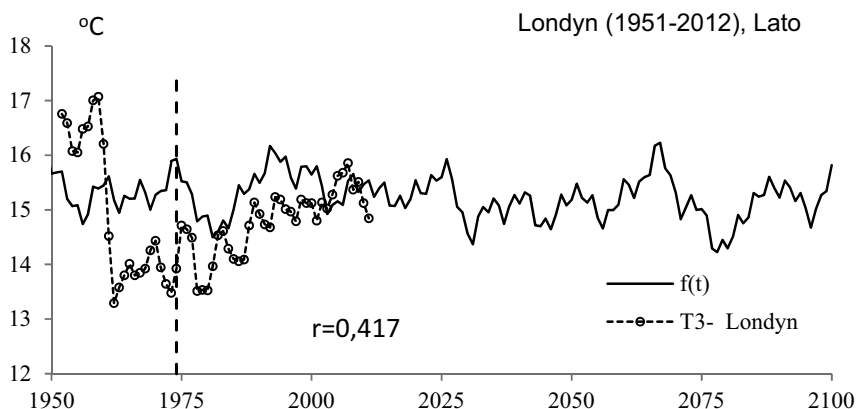
Prognozy te zweryfikowano na podstawie średnich miesięcznych wartości temperatury powietrza zmierzonych w Londynie (Gatwick) w latach 1951-2012. O dość dobrej zgodności wyników pomiarów T z temperaturą prognozowaną $f(t)$

w zimie i w lecie z wyprzedzeniem 39 lat (1974-2012) świadczą synchroniczne wahania w obu seriach (koincydencja ekstremów) (rys. 12-13).



Rys. 12. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Anglii (Londyn, 1951-2012); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwtywne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1659-1973), z prognozą na lata 1974-2100

Fig. 12. Changes of mean air temperature in winter in England (London, 1951-2012); T_3 – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1659-1973), with forecast for the years 1974-2100



Rys. 13. Zmiany średniej temperatury powietrza w lecie w Anglii (Londyn, 1951-2012); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwtywne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1659-1973), z prognozą na lata 1974-2100

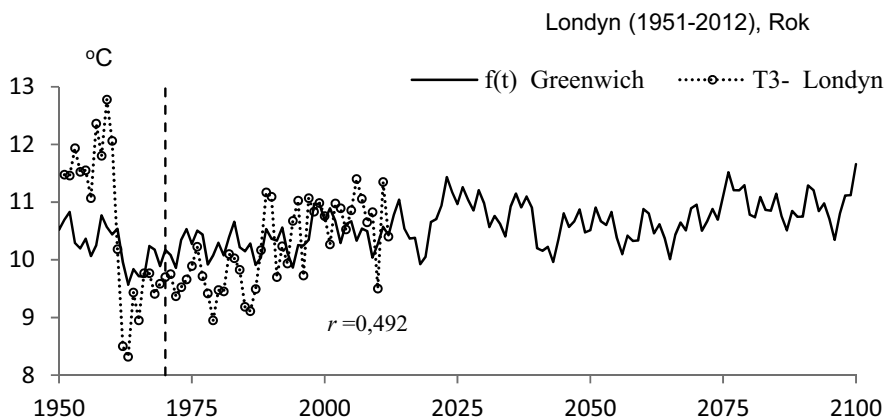
Fig. 13. Changes of mean air temperature in summer in England (1951-2012); T_3 – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1659-1973), with forecast for the years 1974-2100

Wiarygodność prognoz wynika także z dość dużych współczynników korelacji między wartościami zmierzonymi w Londynie (T_3) i obliczonymi według interferencji cykli temperatury $f(t)$ w środkowej Anglii: zima – $r = 0,414 > r_{0,05}$ i lato – $r = 0,317 > r_{0,10}$ ($r_{0,05} = 0,325$, $r_{0,10} = 0,275$, które są istotne na poziomie 0,05).

W przypadku średnich konsekwentnych 3-letnich wartości temperatury współczynniki korelacji są większe: zima – $r = 0,535 > r_{0,01}$ i lato – $r = 0,417 \approx r_{0,01}$ i są istotne na poziomie 0,01 ($r_{0,01} = 0,418$).

Prognozy zmian temperatury w Greenwich na lata 1970-2100 z 2007 r. (rok). Zweryfikowano także prognozy średniej rocznej temperatury powietrza (I-XII) w Greenwich w latach 1970-2100 (Stopa-Boryczka i in., 2007, str. 100, rys. 12).

Synchroniczne są wahania średnich rocznych (I-XII) wartości temperatury T w Londynie (Gatwick) i prognozowanych wartości $f(t)$ według cykli w Greenwich na lata (1974-2012) (rys. 14). O trafności prognoz temperatury powietrza w Greenwich $f(t)$ świadczy przede wszystkim duży współczynnik korelacji między średnią roczną temperaturą powietrza w Londynie (T) i wartościami obliczonymi według interferencji cykli $f(t)$ temperatury w Greenwich: rok (I-XII) – $r = 0,492 > r_{0,01}$ ($n = 43$), który jest istotny na poziomie 0,01 ($r_{0,01} = 0,393$). W przypadku średnich konsekwentnych 3-letnich współczynnik korelacji jest większy: $r = 0,536 > r_{0,001}$ i jest istotny na poziomie 0,001 ($r_{0,001} = 0,489$).



Rys. 14. Zmiany średniej rocznej temperatury powietrza w Londynie (1951-2012); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (Greenwich, 1763-1969), z prognozą na lata 1970-2100

Fig. 14. Changes of yearly mean air temperature in London (1951-2012); T_3 – measure values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (Greenwich, 1763-1969), with forecast for the years 1970-2100

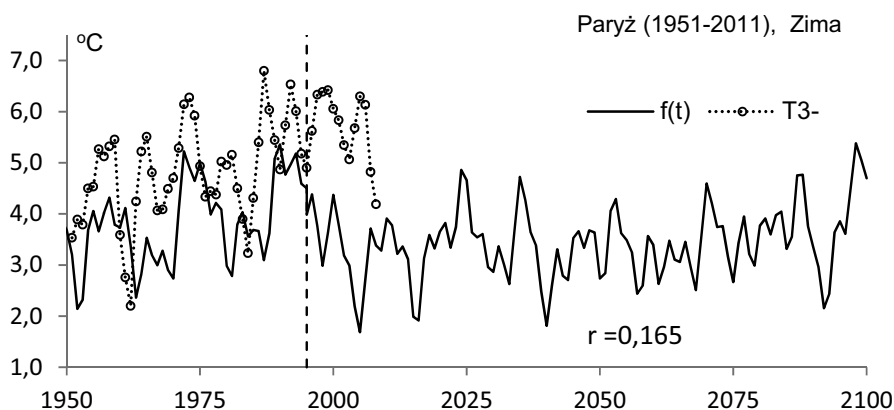
Prognozy zmian temperatury w Paryżu na lata 1996-2100 z 2003 i 2005 r. (zima, styczeń). Zweryfikowano także prognozy temperatury powietrza w Paryżu w zimie (Boryczka i in., 2003, s.71, s.132, rys. 62a) i w styczniu w latach 1996-2100 (Boryczka i in., 2005, s. 73, rys. 4.22a i s. 113, rys. 4.62a).

Prognozy temperatury powietrza w Paryżu w zimie i styczniu otrzymano według interferencji cykli o okresach θ , amplitudach b i fazach c (tab. 3).

Tabela 3. Okresy Θ , amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w Paryżu (1767-1995)Table 3. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Paris (1767-1995)

Paryż (1767-1995)					
Zima			Styczeń		
Θ lat	b °C	c	Θ lat	b °C	c
3,5	0,425	-0,805	2,6	0,615	-2,6708
5,8	0,382	1,370	3,1	0,587	-2,8987
8,8	0,383	-0,557	5,5	0,579	-1,6426
10,9	0,187	-2,217	7,7	0,685	-1,4399
12,5	0,340	2,536	11,6	0,619	2,5753
15,5	0,321	-1,477	17,0	0,554	1,4406
18,4	0,262	-0,075	25,3	0,343	1,3910
20,3	0,193	-0,170	62,4	0,502	2,8407
25,1	0,228	-2,292			
31,5	0,144	-0,027			
36,9	0,119	1,737			
56,7	0,245	2,134			
81,6	0,243	-1,540			

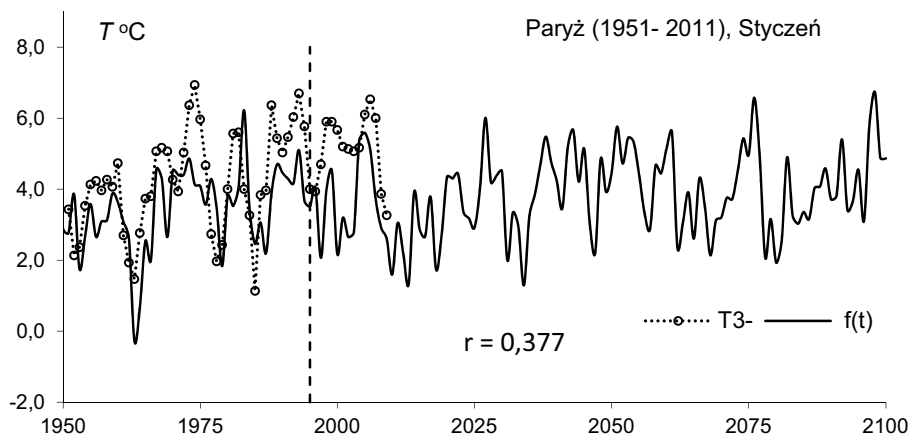
Prognozy te zweryfikowano na podstawie średnich wartości temperatury powietrza w zimie i styczniu zmierzonych w Paryżu (Montsouris) w latach 1951-2011. Oceną zgodności wyników pomiarów T z prognozowaną temperaturą powietrza $f(t)$ w zimie są porównania ich 16-letnich przebiegów (1996-2011). Mimo małego współczynnika korelacji $r = 0,165$, przebiegi wieloletnie są zbliżone (rys. 15).



Rys. 15. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Paryżu (1951-2011); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1767-1995), z prognozą na lata 1996-2100

Fig. 15. Changes of mean air temperature in winter in Paris (1951-2011); T_3 – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1767-1995), with a forecasts for the years 1996-2100

W styczniu zaś wahania zmierzonych wartości T_3 i prognozowanych $f(t)$ z wyprzedzeniem 16 lat są na ogół zbieżne w czasie. Współczynnik korelacji $r = 0,377$ wartości zmierzonych T_3 jest zbliżony do wartości krytycznej $r_{0,1} = 0,426$ na poziomie istotności 0,10 (rys. 16).



Rys. 16 Zmiany średniej temperatury powietrza w styczniu w Paryżu (1951-2011); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1767-1995), z prognozą na lata 1996-2100

Fig. 16. Changes of air temperature in January in Paris (1951-2011); T_3 – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1767-1995), with forecasts for the years 1996-2100

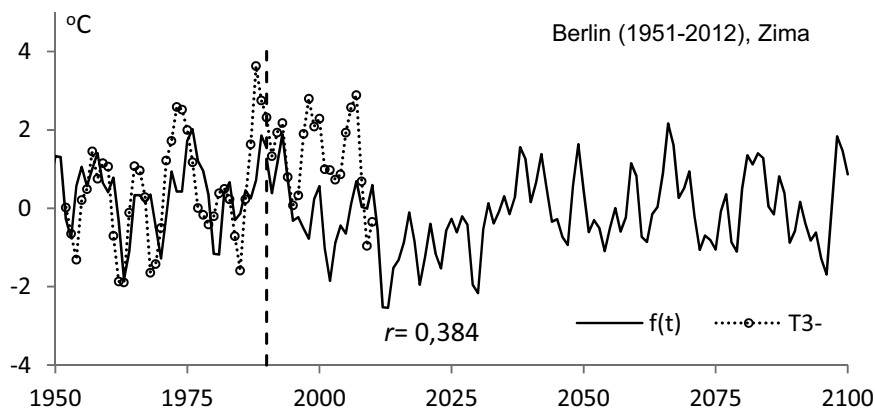
Prognozy zmian temperatury w Berlinie na lata 1991-2100 z 2003 r. (zima, lato). Najpierw zweryfikowano prognozy temperatury powietrza w Berlinie w zimie (XII-II) i lecie (VI-VIII) w latach 1974-2100 (Boryczka i in., 2003, s. 54, rys. 5a-5b, s. 98-99, rys. 45a-45b) oraz roku (I-XII) (Stopa-Boryczka i in., 2007, str.78 – rys. 3.13 i s. 99 – rys. 3.53, s. 118 – tab. 3.33).

Prognozy temperatury powietrza w Berlinie w zimie, lecie i roku otrzymano według interferencji cykli o okresach Θ , amplitudach b i fazach c (tab. 4).

Prognozy temperatury powietrza w zimie i w lecie zweryfikowano na podstawie średnich wartości zmierzonych w Berlinie (Dahlem) w latach 1951-2012. O dość dobrej zgodności wyników pomiarów (średnich konsekwentnych 3-letnich (T_3)) z prognozowaną temperaturą powietrza $f(t)$ w zimie z wyprzedzeniem 22 lat (1991-2012) świadczą synchroniczne wahania (koincydencja ekstremów) (rys. 17-18). Współczynnik korelacji $r = 0,384$ wartości zmierzonych T_3 i prognozowanych $f(t)$ jest istotny na poziomie 0,1 ($r_{0,1} = 0,360$) i jest zbliżony do $r_{0,05} = 0,423$). Natomiast w lecie współczynnik korelacji między zmierzonymi wartościami temperatury T w latach 1991-2012 i prognozowanymi $f(t)$ jest równy zero – $r = -0,086 \approx 0$.

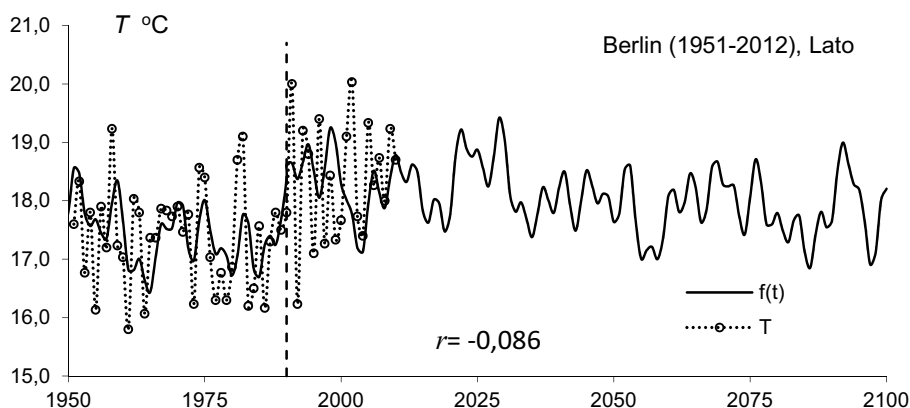
Table 4. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Berlin (1769-1990)
 Tabela 4. Okresy Θ , amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w Berlinie (1769-1990)

Berlin (1769-1990)								
Zima			Lato			Rok		
Θ lat	b °C	c	Θ lat	b °C	c	Θ lat	b °C	c
3,5	0,566	-0,909	3,9	0,348	-0,443	5,5	0,225	-1,552
5,5	0,490	-1,612	5,9	0,200	2,270	6,5	0,167	1,012
8,3	0,517	1,753	7,8	0,283	0,025	7,8	0,365	0,226
10,2	0,315	2,725	10,2	0,158	1,018	11,2	0,140	2,662
15,4	0,502	-0,284	13,6	0,225	2,485	12,9	0,144	0,786
18,3	0,299	2,962	16,6	0,216	0,964	14,0	0,166	0,975
22,5	0,271	-2,726	19,4	0,214	-2,364	15,2	0,136	1,773
26,7	0,168	-0,117	24,2	0,219	-1,762	41,2	0,246	-0,879
32,0	0,071	2,753	27,8	0,088	-2,958	71,9	0,132	-3,081
41,1	0,331	-1,813	30,9	0,069	3,084	170,4	0,276	0,429
66,3	0,459	1,959	40,8	0,214	3,125			
212,8	0,556	1,648	54,2	0,115	2,082			
			76,2	0,203	-1,332			
			131,2	0,232	-1,194			



Rys. 17. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Berlinie (1951-2012); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1769-1990), z prognozą na lata 1991-2100

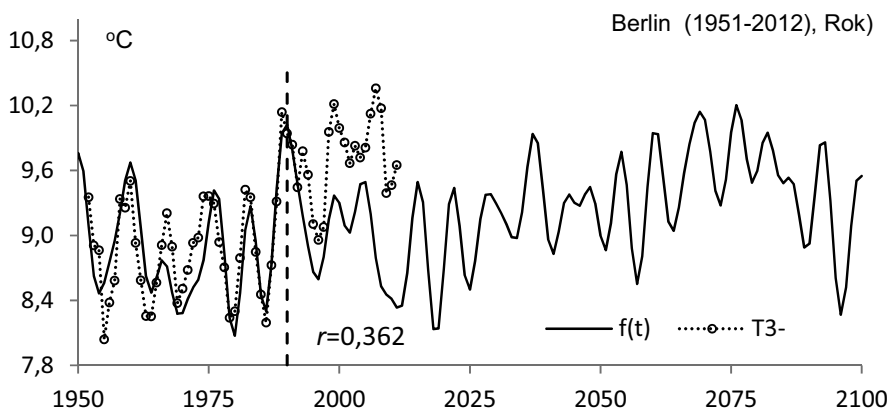
Fig. 17. Changes of mean air temperature in winter in Berlin (1951-2012); T_3 – measured values, 3-year moving averages, $f(t)$ – calculated values (1769-1990), with forecasts for the years 1991-2100



Rys. 18. Zmiany średniej temperatury powietrza w lecie w Berlinie (1951-2012); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone (1769-1990), z prognozą na lata 1991-2100

Fig. 18. Changes of mean air temperature in summer in Berlin (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (1769-1990), with forecasts for the years 1991-2100

Prognozy zmian temperatury w Berlinie na lata 1991-2100 z 2007 r. (rok). Zweryfikowano także prognozy średniej rocznej temperatury powietrza (I-XII) w Berlinie w latach 1970-2100 (Stopa-Boryczka i in., 2007). Otrzymano je na podstawie interferencji cykli temperatury o okresach θ , amplitudach b i fazach c (tab. 4).



Rys. 19. Zmiany średniej rocznej temperatury powietrza w Berlinie (1951-2012); T_{3-} – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1769-1990), z prognozą na lata 1991-2100

Fig. 19. Changes of yearly mean air temperature in Berlin (1951-2012); T_{3-} – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1769-1990), with forecasts for the years 1991-2100

O trafności prognoz średniej rocznej temperatury powietrza w Berlinie $f(t)$ świadczy przede wszystkim dość duży współczynnik korelacji $r = 0,362$ między zmierzoną średnią roczną konsekwentną 3-letnią temperaturą powietrza (T_3) i obliczoną $f(t)$ według interferencji cykli, który jest istotny na poziomie 0,10 ($r_{0,10} = 0,360$, $n = 22$) (rys. 19).

O poprawności prognoz świadczą też synchroniczne wahania (koincydencja minimów i maksimów) w przebiegu wieloletnim (1991-2012) średnich rocznych wartości temperatury T_3 i prognozowanych $f(t)$.

Prognozy zmian temperatury w Moskwie na lata 2003-2100 z 2005 i 2007 r. (styczeń, rok). Poddano też weryfikacji prognozy średniej miesięcznej temperatury powietrza w styczniu w Moskwie na lata 2003-2100 (Boryczka i in., 2005, s. 69 – rys. 4.18a, s. 109 – rys. 4.58) i średniej rocznej (Stopa-Boryczka i in., 2007, s. 82 – rys. 257, s. 82 – rys. 3.26, s. 105 – rys. 3.56, s. 121 – tab. 3.46).

Temperaturę powietrza w Moskwie prognozowano na podstawie interferencji cykli o okresach Θ , amplitudach b i fazach c , $f(t)$ – ze składnikiem liniowym $at \neq 0$ (tab. 5, rys. 20).

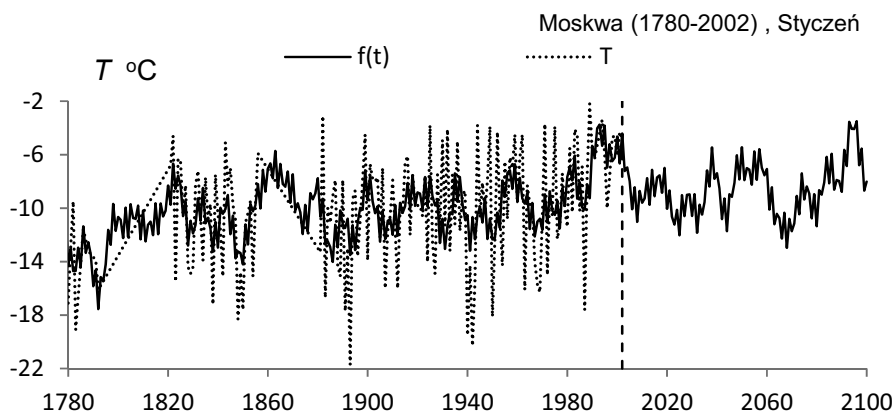
Tabela 5. Okresy, amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w Moskwie (1780-2002)

Table 5. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Moscow (1780-2002)

Moskwa (1780-2002)					
Styczeń			Rok		
Θ lat	b °C	c	Θ lat	b °C	c
2,4	1,2791	0,2538	5,7	0,2630	1,7352
9,3	0,7953	0,4555	7,0	0,1890	1,8224
11,4	0,8650	2,8932	7,9	0,1920	1,5992
19,5	1,0882	-1,0722	11,3	0,2330	-0,6399
31,9	0,7486	-1,1346	25,1	0,0970	-2,7457
45,5	1,0042	1,6836	60,2	0,1210	0,2890
59,9	0,8813	0,2365	79,0	0,2000	-0,8028
85,4	0,4547	-1,1146	152,3	0,6180	1,3101
136,9	0,8426	-1,9512			

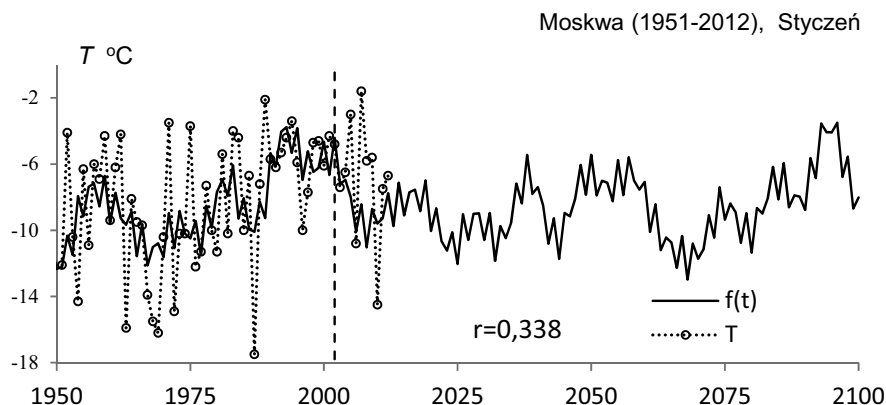
O poprawności prognoz temperatury powietrza w Moskwie świadczą przede wszystkim synchroniczne wahania (koincydencja ekstremów – minimów i maksimów) w przebiegu wieloletnim (2003-2012) średniej miesięcznej wartości temperatury w styczniu i średniej rocznej (T) w odniesieniu do wartości prognozowanych $f(t)$ (rys. 21 i 22). Ze względu na małą liczbę przypadków $n = 10$ nie można ocenić istotności statystycznej współczynnika korelacji $r = 0,338$. Traci

też sens obliczanie średniej konsekwentnej 3-letniej, gdyż wtedy otrzymuje się ujemną wartość r .



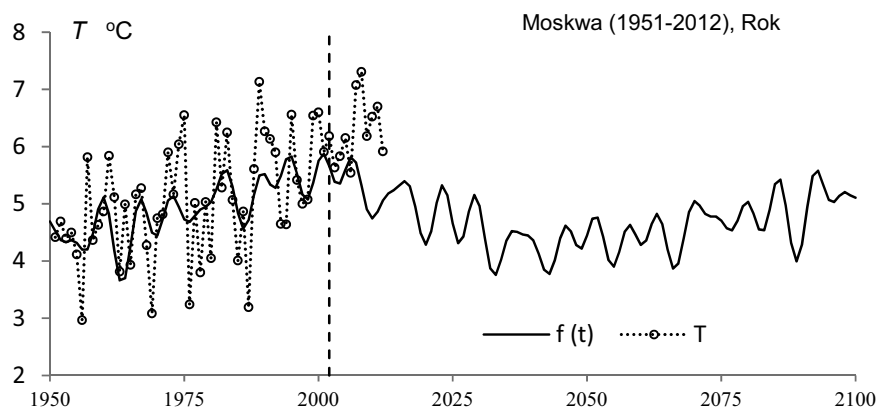
Rys. 20. Zmiany średniej temperatury powietrza w styczniu w Moskwie (1780-2002); T – wartości zmierzone, $f(t)$ i $F(t)$ – wartości obliczone, z prognozą na lata 2003-2100

Fig. 20. Changes of mean air temperature in January in Moscow (1780-2002); T – measured values, $f(t)$ and $F(t)$ – calculated values, with forecasts for the years 2003-2100



Rys. 21. Zmiany średniej temperatury powietrza w styczniu w Moskwie (1951-2012); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone, z prognozą na lata 2003-2100

Fig. 21. Changes of mean air temperature in January in Moscow (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values, with forecasts for the years 2003-2100



Rys. 22 Zmiany średniej rocznej temperatury powietrza w Moskwie (1951-2012); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone (1780-2002); z prognozą na lata 2003-2100

Fig. 22. Changes of yearly mean air temperature in Moscow (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (1780-2002); with forecasts for the years 2003-2100

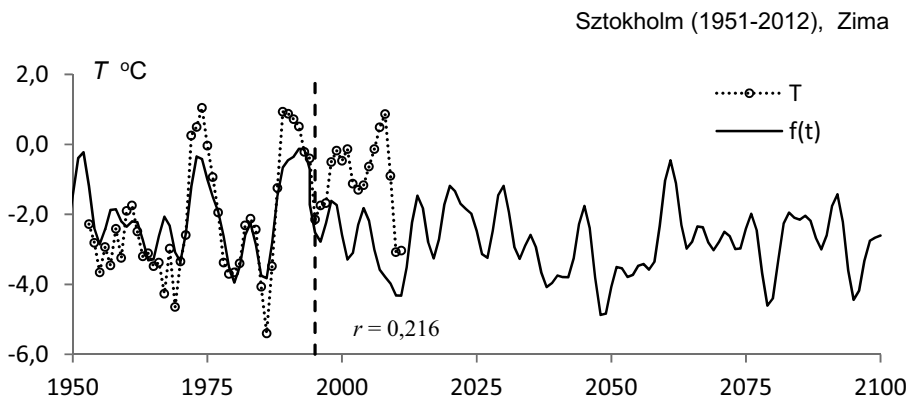
Prognozy zmian temperatury w Sztokholmie na lata 1995-2100 z 2003 i 2007 r. (zima, rok). Zweryfikowano prognozy temperatury powietrza w Sztokholmie w latach 1974-2100 w zimie (Boryczka i in., 2003, s. 79, rys. 30a, s.148, rys.70a) i w roku (I-XII) (Stopa-Boryczka i in., 2007, s. 86 – rys. 3.38, s. 118 – rys.3.78 i s.124 – tab. 3.58).

Tabela 6. Okresy Θ , amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w Sztokholmie (1768-1994)

Table 6. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Stockholm (1768-1994)

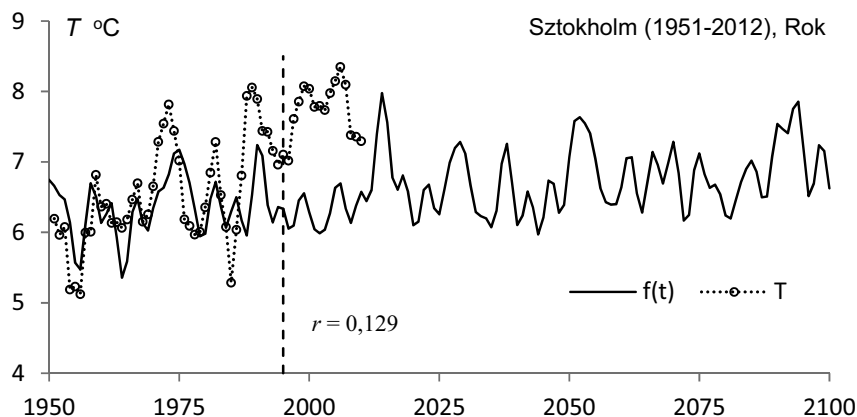
Sztokholm (1768-1994)					
Zima			Rok		
Θ lat	$b^{\circ}\text{C}$	c	Θ lat	$b^{\circ}\text{C}$	c
5,2	0,522	-0,568	4,0	0,1953	-1,8131
7,8	0,659	0,577	4,7	0,2203	-1,5501
10,0	0,321	-0,260	7,8	0,2943	0,3368
14,0	0,525	0,839	11,4	0,1605	2,3971
17,9	0,242	0,609	13,0	0,2472	2,0445
19,7	0,278	0,732	19,6	0,2574	-2,6845
22,2	0,581	1,852	39,3	0,2043	-0,5438
29,0	0,273	2,700	79,4	0,0325	-1,3492
34,3	0,311	0,427			
39,7	0,256	1,417			
50,4	0,046	0,761			
60,8	0,135	1,031			
86,3	0,278	-0,173			

Temperaturę powietrza w Sztokholmie w zimie i średnią roczną prognozowano na podstawie interferencji cykli o okresach θ , amplitudach b i fazach c , $f(t)$ – ze składnikiem liniowym $at \neq 0$ (tab. 6).



Rys. 23. Zmiany średniej temperatury powietrza w zimie w Sztokholmie (1951-2012; T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone (1756-1994), z prognozą na lata 1995-2100

Fig. 23. Changes of air temperature in winter in Stockholm (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (1756-1994), with forecasts for the years 1995-2100



Rys. 24. Zmiany średniej rocznej temperatury powietrza w Sztokholmie (1951-2012); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone (1756-1994), z prognozą na lata 1995-2100

Fig. 24. Changes of yearly mean air temperature in Stockholm (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (1756-1994), with forecast for the years 1995-2100

Prognozy temperatury powietrza w Sztokholmie w latach 1995-2012 w zimie i roku zweryfikowano, porównując zmierzone średnie miesięczne wartości temperatury (T) z prognozowanymi $f(t)$. Współczynniki korelacji $r = 0,216$ w całym przedziale 1995-2012 nie jest istotny statystycznie na poziomie $< 0,10$, bowiem

$r_{0,10} = 0,400$ ($n = 18$) (rys. 23-24). Na uwagę natomiast zasługują synchroniczne wahania (koïncydencja minimów i maksimów) zmierzonych wartości temperatury powietrza w zimie (T) i prognozowanej $f(t)$, mimo małego współczynnika korelacji $r = 0,216$. Koïncydencja ekstremów zmierzonych wartości temperatury (T) i prognozowanych $f(t)$ występuje także w przypadku średniej rocznej przy jeszcze mniejszym współczynniku korelacji $r = 0,129$.

Prognozy zmian temperatury w Rzymie na lata 1992-2100 z 2003 i 2005 r. (lato, lipiec). Najpierw zweryfikowano prognozy temperatury powietrza w lecie (VI-VIII) w latach 1991-2100 (Boryczka i in., 2003, s. 75, rys. 26b, s.141, rys. 66b), a następnie w lipcu Boryczka i in., 2005, s. 77, rys. 4.26 b, s. 116, rys. 4.65 b).

Temperaturę powietrza w Rzymie w latach 1992-2100 prognozowano na podstawie interferencji cykli o okresach Θ , amplitudach b i fazach c (tab. 7)

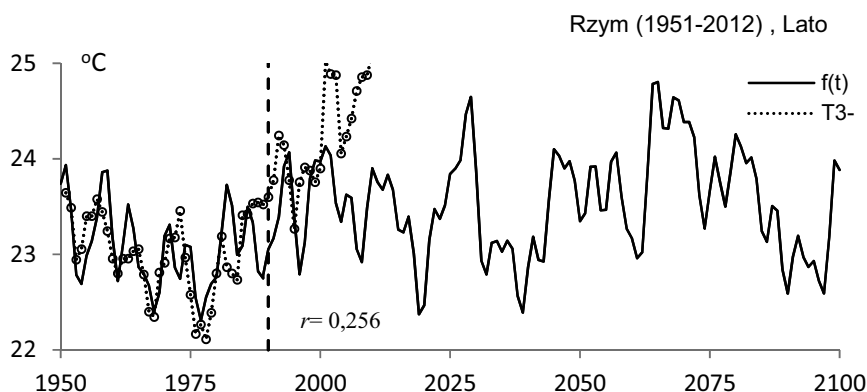
Tabela 7. Okresy Θ , amplitudy b i fazy c cykli temperatury powietrza w Rzymie (1811-1991)

Table 7. Periods Θ , amplitudes b and phases c of air temperature in Rome (1811-1991)

Rzym (1811-1991)					
Lato			Lipiec		
Θ lat	b °C	c	Θ lat	b °C	c
3,9	0,251	-0,240	3,9	0,329	-0,347
5,9	0,245	2,554	4,4	0,234	-0,410
7,1	0,137	-3,094	5,9	0,374	2,373
9,0	0,176	-0,683	8,2	0,212	0,553
10,7	0,206	0,204	9,2	0,285	3,048
13,8	0,239	2,273	10,9	0,298	2,073
17,2	0,233	1,337	20,2	0,288	-0,104
20,5	0,260	2,283	30,7	0,229	-2,755
25,6	0,174	0,796	64,1	0,540	-0,170
40,3	0,125	-0,888			
64,6	0,361	1,423			
139,5	0,244	3,125			

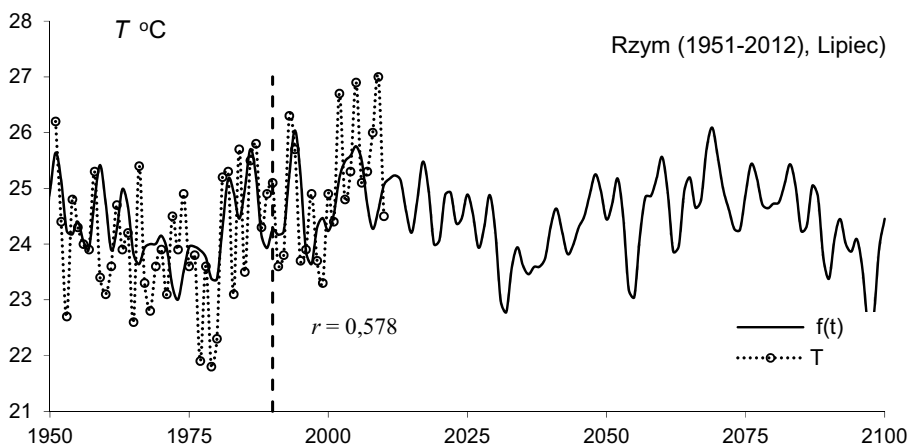
Prognozy te zweryfikowano na podstawie średnich miesięcznych wartości temperatury powietrza zmierzonych w latach 1951-2012. Wahania wartości zmierzonych T_3 w lecie i prognozowanych $f(t)$ są podobne, jednak współczynnik korelacji między T_3 i $f(t)$ jest mały ($r = 0,236$) (rys. 25).

Wahania zmierzonych średnich miesięcznych wartości temperatury powietrza w lipcu (T) i prognozowanych $f(t)$ z wyprzedzeniem 23 lat (1990-2012) są na ogół zbieżne w czasie. Współczynnik korelacji $r = 0,578$ wartości zmierzonych T i prognozowanych $f(t)$ jest większy od wartości krytycznej $r_{0,01} = 0,537$ na poziomie 0,01 (rys. 26).



Rys. 25 Zmiany średniej temperatury powietrza w lecie w Rzymie w lecie (1951-2012); T_3- – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1811-1991), z prognozą na lata 1992-2100

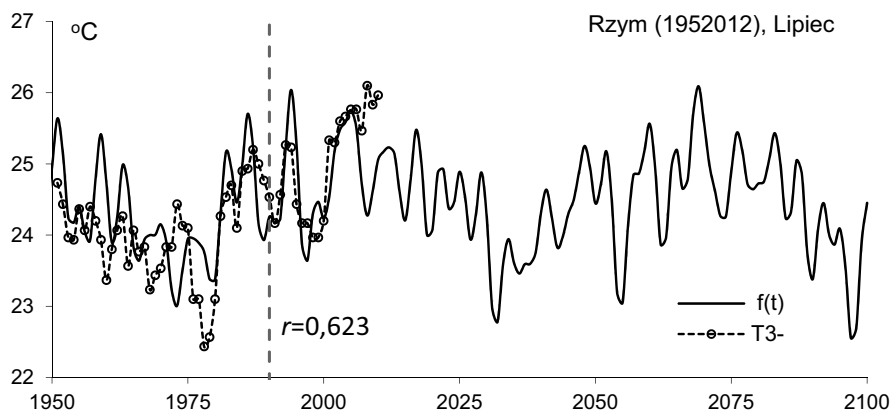
Fig. 25. Changes of mean air temperature in summer in Rome (1951-2012); T_3- – measured values, 3-year moving average, $f(t)$ – calculated values (1811-1991), with forecasts for the years 1992-2100



Rys. 26 Zmiany średniej temperatury powietrza w lipcu w Rzymie (1951-2012); T – wartości zmierzone, $f(t)$ – wartości obliczone (1811-1991), z prognozą na lata 1992-2100

Fig. 26. Changes of mean air temperature in July in Rome (1951-2012); T – measured values, $f(t)$ – calculated values (1811-1991), with forecasts for the years 1992-2100

Jeszcze lepsza jest zbieżność ekstremów średnich konsekwentnych 3-letnich wartości temperatury powietrza w lipcu w Rzymie w latach 1990-2012 i prognozowanych $f(t)$. Współczynnik korelacji między T_3- i $f(t)$ wynosi $r = 0,623$ i jest istotny prawie na poziomie 0,001 ($r_{0,001} = 0,640$ (rys. 27)).



Rys. 27. Zmiany średniej temperatury powietrza w lipcu w Rzymie w lipcu (1951-2012); T_3 – wartości zmierzone, średnie konsekwentne 3-letnie, $f(t)$ – wartości obliczone (1811-1991), z prognozą na lata 1992-2100

Fig. 27. Changes of air temperature in Rome in July (1951-2012) T_3 – measured values, 3-year moving average $f(t)$ – calculated values (1811-1991), with forecasts for the years 1992-2100

Podsumowanie

Szczególne znaczenie ma weryfikacja modelu rekonstrukcyjno-prognostycznego (pierwszego z roku 1984), opisującego jednym wzorem przebieg roczny i wiekowy temperatury powietrza w Warszawie (łącznie wszystkich miesięcy), uwzględniającego interferencję 6 cykli: $\Theta_1 = 1$ rok, $\Theta_2 = 11,2$, $\Theta_3 = 22$, $\Theta_4 = 18,6$, $\Theta_5 = 90$ i $\Theta_6 = 220$ lat wraz z modulacją cyklu rocznego ($\Theta_1 = 1$) przez cykle dłuższe. Na ogół jest dobra zgodność między 35-letnią serią (1980-2014) wyników pomiarów temperatury powietrza w Warszawie (Okęcie) w lipcu i prognoz $f(t)$. Szczególnie wyróżnia się lipiec, w którym współczynnik korelacji $r = 0,436$ ($n = 35$) jest istotny na poziomie 0,01.

Dość dobre są też prognozy temperatury powietrza w Warszawie w styczniu na lata 1991-2100 z roku 2000, opracowane na podstawie danych z Obserwatorium Astronomicznego z lat 1779-1990 według interferencji 12 cykli, w tym najdłuższych okresów 122,7 i 204,7 la (bez składnika liniowego at). Współczynnik korelacji $r = 0,389$ między zmierzonymi średnimi konsekwentnymi 3-letnimi (T_3) i prognozowanymi $F(t)$ jest istotny na poziomie 0,05.

Pozytywnie należy też ocenić prognozy zmian temperatury powietrza w środkowej Anglii w latach 1974-2100 opracowane według serii G. Manley'a z ponad 300 lat 1659-1973, uwzględniające interferencję 9 cykli temperatury w zimie (z 99,3 i 166,9 lat) i 11 cykli w lecie (z 102,5 i 204,6 lat).

O dość dobrej zgodności zmierzonych wartości temperatury powietrza w Londynie (Gatwick) w latach 1951-2012 z temperaturą prognozowaną $f(t)$ w zimie i w lecie z wyprzedzeniem 39 lat (1974-2012) świadczą synchroniczne wahania w obu seriach (koincydencja ekstremów). Współczynniki korelacji między wartościami zmierzonymi w Londynie (T_3) i obliczonymi według interferencji cykli temperatury $f(t)$ w środkowej Anglii: zima – $r = 0,414$ i lato – $r = 0,317$ są istotne na poziomie 0,05.

O trafności prognoz temperatury powietrza w Greenwich $f(t)$ świadczy przede wszystkim duży współczynnik korelacji $r = 0,492$ między średnią roczną temperaturą powietrza w Londynie (T) i obliczoną według interferencji cykli $f(t)$ temperatury w Greenwich (istotny na poziomie 0,01).

Nie wiadomo dlaczego w prognozach temperatury powietrza w Berlinie współczynnik korelacji wartości zmierzonych T_3 w zimie w Berlinie (Dahlem) i prognozowanych $f(t)$ na lata 1991-2012 wynosi $r = 0,384$, a w lecie jest zbliżony do zera ($r = -0,086$).

Synchroniczne są wahania (zbliżone ekstrema) w przebiegu wieloletnim (2003-2012) średniej wartości temperatury w styczniu w Moskwie i wartości prognozowanych $f(t)$. Ze względu na małą liczbę przypadków ($n = 10$) traci sens ocena istotności statystycznej dość dużego współczynnika korelacji $r = 0,338$.

Okazało się, że najbardziej wiarygodne są prognozy $f(t)$ średniej temperatury powietrza w lipcu w Rzymie, z wyprzedzeniem 23 lat (1889-2012). Współczynnik korelacji $r = 0,578$ wartości zmierzonych (średnich miesięcznych T) i prognozowanych $f(t)$ jest istotny na poziomie 0,01. Na uwagę zasługuje „równoległość” przebiegów (koincydencja ekstremów) średnich konsekwentnych 3-letnich wartości temperatury powietrza w lipcu w Rzymie w latach 1990-2012 i prognozowanych $f(t)$ oraz wyjątkowo duży współczynnik korelacji $r = 0,623$ między T_3 i $f(t)$, istotny prawie na poziomie 0,001.

Synchroniczne wahania i istotna korelacja zmierzonych (T_3) i prognozowanych $f(t)$ wartości temperatury powietrza w Warszawie i innych miejscach Europy (środkowa Anglia, Greenwich, Londyn, Paryż, Berlin, Moskwa, Sztokholm i Rzym) z wyprzedzeniem wielu lat daje podstawę do pozytywnej oceny metody „sinusoid regresji” wykrywania cykli i ich interferencji, zastosowanej w prognozach.

Według pozytywnej oceny weryfikowanych prognoz zmian temperatury powietrza w Warszawie i innych miastach Europy można oczekiwać znacznego ochłodzenia klimatu w połowie XXI wieku.

Literatura

- Boryczka, J. 1984, *Model deterministyczno-stochastyczny wielookresowych zmian klimatu*. Rozprawy Uniwersytetu Warszawskiego, Wyd. UW, Warszawa, ss. 272.
- Boryczka J., 1998, *Zmiany klimatu Ziemi*. Wyd. Akademiczne DIALOG, Warszawa.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., 2015, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych*, t. 33, *Zmiany wiekowe klimatu Europy z uwzględnieniem prognoz w XXI wieku i ich weryfikacja*. Wyd. UW, Warszawa, ss. 444.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Baranowski D., Kirschenstein M., Błażek E., Skrzypczuk J., 2003, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*. t. 17, *Mroźne zimy i upalne lata w Polsce*. Wyd. UW, Warszawa, ss. 297.
- Stopa-Boryczka M., Boryczka J., Bijak Sz., Cebulski R., Błażek E., Skrzypczuk J., 2007, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych*, t. 20-21. *Cykliczne zmiany klimatu Europy w ostatnim tysiącleciu według danych dendrologicznych*. Wyd. UW, Warszawa, ss. 266.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Kicińska B., Żmudzka E., 1992, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*, t. 7. *Zmiany wiekowe klimatu Polski*, Wyd. UW, Warszawa, ss. 438.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Kossowska-Cezak U., Wawer J., 2012 a, *Verification forecasts concerning of periodic changes in the climate of Warsaw in the period*, [w:] *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*, t. 28. *Stan zanieczyszczenia atmosfery w Warszawie i innych miastach Polski*. Wyd. UW, 431-451
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Kossowska-Cezak U., Wawer J., 2012 b, *Verification of forecasts of periodic changes in the climate of Warsaw in the period 1779-2010*, *Miscellanea Geographica*, t.16, 16-22.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Kossowska-Cezak U., Wawer J., 2012 c, *Weryfikacja prognoz okresowych zmian temperatury powietrza w Warszawie w latach 1779-2010*. *Prz. Geof.*, 57, 3-4, 343-362.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Lorenc H., Kicińska B., Błażek E., Skrzypczuk J., 2000, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*, t. 14, *Prognoza zmian klimatu Warszawy w XXI wieku*, Wyd. UW, Warszawa, ss. 300.
- Boryczka J., Stopa-Boryczka M., Pietras K., Bijak S., Błażek E., Skrzypczuk J., 2005, *Atlas współzależności parametrów meteorologicznych i geograficznych w Polsce*, t. 19, *Cechy termiczne klimatu Europy*. Wyd. UW, Warszawa, ss. 184.
- Lamb H.H., 1974, *Volcanic dust in the atmosphere with a chronology and assessment of meteorological*. *Phil. Transactions Roy. Soc.*, 226.
- Manley G., 1974, *Central England temperatures: monthly means 1659 to 1973*. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 100.

Streszczenie

Zweryfikowano prognozy klimatu powstałe w Zakładzie Klimatologii UW, opracowane na podstawie najdłuższych w danym czasie serii obserwacyjnych w Europie: Warszawa (1779-1979), środkowa Anglia (1660-1973), Greenwich (1763-1969), Paryż (1757-1995), Berlin (1769-1990), Moskwa (1780-2002), Sztokholm (1756-1994) i Rzym (1811-1989). Porównano zmierzone wartości temperatury powietrza (T) w latach 1951-2012 z prognozowanymi $f(t)$ z wyprzedzeniem wieloletnim (w Warszawie 35 lat, 1951-2014). Dobrą sprawdzalnością cechują się prognozy temperatury powietrza w Warszawie na lata 1980-2010 i 1991-2010 z lat 1984 i 2000, według cykli wykrytych metodą J. Boryczki (1998) „sinusoid regresji” w seriach wyników pomiarów. Ta pozytywna ocena prognoz wynika z synchronicznych przebiegów wieloletnich wartości zmierzonych i obliczonych (wypadkowa

interferencji cykli), a także z istotnej statystycznie korelacji T i $f(t)$ na poziomie 0,05. Synchroniczność wahań zmierzonych wartości temperatury powietrza i prognozowanych w Warszawie i innych miejscach Europy świadczy o poprawności metody „sinusoid regresji” wyznaczania cykli zastosowanej w prognozach (interferencji).

Słowa kluczowe: temperatura powietrza, sinusoida regresji, okres, interferencja, prognozy, weryfikacja

Summary

This paper offers a verification of the climate forecasts developed at the Department of Climatology of the University of Warsaw as part of a series of observations in Europe: Warsaw (1779-1979), Central England (1660-1973), Greenwich (1763-1969), Paris (1757-1995), Berlin (1769-1990), Moscow (1780-2002), Stockholm (1756-1994) and Rome (1811-1989). The air temperatures (T) recorded in 1951-2010 were compared with those predicted $f(t)$, i.e. 31, 43 and 20 years in the future. Accurate predictions of air temperatures in Warsaw in 1980-2012 and 1991-2010 from 1984 and 2000 were obtained by using the cycles identified by applying the sinusoidal regression method to a series (Boryczka, 1998). The good accuracy of these forecasts is a result of a similar progression of measured and forecast values over a number of years. The synchronicity of air temperature fluctuations in Europe and forecasted, corroborated the correctness of the applied research methods and periodic forecasts concerning the climate changes. The longest cycles of air temperatures over approximately 100- and 180-year periods determined on the basis of a not very long measurement series, also proved reliable; they are still present in the chronological sequences of the ring widths of some trees growing in Europe.

Key words: air temperature, regression sinusoid, period, interference, forecast, verification

Jerzy Boryczka

Maria Stopa-Boryczka

Urszula Kossowska-Cezak

Jolanta Wawer

jkborycz@uw.edu.pl

mmstopab@uw.edu.pl

–

jgwawer@uw.edu.pl

Zakład Klimatologii, Wydział Geografii i Studiów Regionalnych, Uniwersytet Warszawski