

Andrzej A. MARSZ¹, Anna STYSZYŃSKA²

¹ Polskie Towarzystwo Geofizyczne,

Oddział Bałtycki

e-mail: aamarsz127@gmail.com

ORCID: 0000-0002-1962-8004

² Stowarzyszenie Klimatologów Polskich,

e-mail: astys19@wp.pl

ORCID: 0000-0001-8763-9154

INTENSYWNOŚĆ CYRKULACJI TERMOHALINOWEJ NA ATLANTYKU PÓŁNOCNYM A SUSZE W POLSCE

Intensity of Thermohaline Circulation in the North Atlantic and Droughts in Poland

Abstract: The work considers the cause of the frequency of droughts occurrence variability in Poland. It was proven, that the frequency of droughts shows statistically significant relationship with intensity of thermohaline circulation (THC) in the North Atlantic. In periods of occurrence of positive phase the THC frequency of droughts' occurrence in Poland grows up and it is about 3.6 times greater, than in periods of occurrence of negative phase the THC. The sign and the value of coefficient characterizing the THC determines the drought occurrence and its duration time. Changeability of the THC is not however the only factor influencing on droughts' occurrence. The analyses show, that the probability of the Spring and Summer droughts' occurrence in a year with a positive THC phase is considerably larger, if in period of Winter preceding the drought, the sign of NAO index will be positive. At present (the year 2019) we are presumably already after the culmination of the positive phase of the THC, lasting from the year 1989. As the long-term course of the THC changeability shows the quasi- periodicity, we can presume, that the strong positive trend of occurrence of droughts, lasting from the 80' of 20th century, will undergo break down.

Key words: Poland, droughts frequency, North Atlantic, thermohaline circulation, NAO

SFORMUŁOWANIE ZAGADNIENIA

Okresy niedoborów wody w glebie i obniżenia poziomu wód podziemnych określa się mianem suszy. Do identyfikacji suszy i wyznaczenia okresów jej trwania na obszarze Polski stosuje się kilka podejść metodycznych, opierających się na różnych wskaźnikach (Kozmiński 1986, Łabędzki, Bąk 2002, 2004, 2014; Łabędzki 2004, 2006, Lorenc i in. 2006, Kanecka-Geszke, Smarzyńska 2007, Tokarczyk 2008, 2010, Ziernicka-Wojtaszek 2012, Doroszewski i in. 2014, Somorowska 2016, Kowalczyk 2017, Szyga-Pluta 2018). Pewne różnice zaznaczają się również w samych definicjach suszy i klasyfikacjach susz (Łabędzki 2004, Kręgiel, Jarosińska 2009, Baran-Gurgul, Bodziony 2015). Najczęściej stosowana klasyfikacja susz wyróżnia cztery ich rodzaje: atmosferyczną (meteorologiczną – powsta-

Wpłynęło: 3.12.2019

Zaakceptowano: 26.04.2021

Zalecany sposób cytowania / Cite as: Marsz A.A., Styszyńska A., 2021, Intensywność cyrkulacji termohalinowej na Atlantyku Północnym a susze w Polsce, *Prace i Studia Geograficzne*, 66.1, Wydział Geografii i Studiów Regionalnych Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa, 63–80, DOI: 10.48128/pisg/2021-66.1-05.

jąca na skutek niedoboru lub braku opadów i narastającego w czasie niedosytu wilgotności), glebową (rolniczą – występującą, gdy przy dużym parowaniu i niedoborze wody dla roślin w strefie aeracji dochodzi do zmian w stanie roślinności – spadku biomasy i ograniczenia plonowania), hydrologiczną (odnoszącą się do okresu obniżenia zasobów wód powierzchniowych i zmniejszania się przepływów w rzekach poniżej przepływów granicznych) i hydrogeologiczną (objawiającą się obniżeniem poziomu wód podziemnych poniżej stanów średnich, wysychaniem cieków i studni). Rzadziej wyróżnia się dodatkowo suszę społeczno-ekonomiczną będącą skutkiem wymienionych wyżej rodzajów susz i objawiającą się niedoborami wody przeznaczonej na cele gospodarczo-komunalno-bytowe. Wystąpienie suszy zawsze pociąga za sobą straty materialne, społeczne i w środowisku. Szczególnie duże straty ponosi rolnictwo i leśnictwo, a w ostatnich latach pogłębiające się susze stwarzają coraz więcej problemów również w gospodarce komunalnej, żegludze śródlądowej, przemyśle i energetyce.

Występowanie susz na obszarze Polski (i Europy Środkowej) wykazuje nierównomierny rozkład w funkcji czasu – zaznaczają się dłuższe okresy, w których częstość susz jest mniejsza od przeciętnych i okresy, w których częstość susz jest wyraźnie większa, w tym występują serie kolejno po sobie następujących lat suchych (Kaznowska 2006, Lorenc i in. 2006, Lorenc 2011, Bartczak i in. 2014).

H. Lorenc i współautorzy (2006, s.2) stwierdzają, że przyczyny utrzymywania się serii lat suchych są trudne do określenia, a najbardziej prawdopodobną z nich jest występowanie „epok cyrkulacyjnych”. Częstość typów cyrkulacji atmosferycznej „sprzyjających tworzeniu się i rozwojowi susz” w niektórych epokach wzrasta, w innych maleje. Dodatkowo, zdaniem H. Lorenc (2011, s. 6), czynnikiem sprzyjającym wzrostowi częstości występowania susz może być „ocieplanie się klimatu”, stanowiące efekt działalności antropogenicznej.

K. i T. Brysiowie (2005, s. 19–20), analizując przebieg wartości klimatycznego bilansu wodnego (KBW) we Wrocławiu-Swojcu, wykazują grupowanie się ekstremów w pewnych dekadach i ich brak w pozostałych okresach, co daje ich „falowy” przebieg. Przyczynę występujących zmian w przebiegu i zaznaczającej się quasi-okresowości zmian wartości KBW cytowani badacze widzą w zmienności charakteru cyrkulacji atmosferycznej („epoki NAO”) oraz prawdopodobnie w sekularnych zmianach aktywności słonecznej. Podobne, długookresowe „falowanie” przedstawia w okresie 1901–2002 krzywa standaryzowanych minimalnych rocznych wartości wskaźnika surowości suszy Palmera w Polsce (Somorowska 2009, rys. 4).

Średnie roczne przepływy największych rzek Polski (Wisła, Bug, Odra, Warta) wykazują związek ze zmiennością wskaźnika charakteryzującego natężenie cyrkulacji termohalinowej (dalej THC) na Atlantyku Północnym (Marsz i in. 2016). Przebieg THC, na tle znacznej zmienności międzyrocznej, cechuje występowanie w nim dużej zmienności długookresowej. W dodatnich fazach THC (przewaga wartości dodatnich, świadczących o wzmożeniu intensywności THC powyżej przeciętnej) przepływy roczne rzek maleją, w fazie ujemnej – osłabienia natężenia THC poniżej przeciętnej – przepływy rosną.

Ponieważ przepływy roczne zmieniają się w rytmie zmian rocznych wartości bilansu wodnego zlewni, to można sformułować hipotezę roboczą, że również występowanie susz, jako pewnego ekstremalnego stanu bilansu wodnego, może wykazywać związek z intensywnością THC. Tym samym, powinna zaznaczyć się różnica w częstości tworzenia się susz na obszarze Polski w dodatnich i ujemnych fazach THC. Weryfikacja tej tezy, jeśli da pozytywne wyniki, pozwoli przybliżyć się do wyjaśnienia przyczyn zróżnicowania częstości występowania susz na obszarze Polski i Europy Środkowej. Celem niniejszej pracy jest przedstawienie wyników badań nad weryfikacją postawionej hipotezy i próba wyjaśnienia przyczyn zróżnicowania w czasie częstości występowania susz na obszarze Polski.

PROBLEMY METODYCZNE, MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE

Dłuższe serie danych o suszach występujących w Polsce są niejednolite. R. Farat (1993) przedstawia zestawienie susz na obszarze Polski Zachodniej. Obejmuje ono tylko 40-lecie 1951–1990,

a więc, z punktu widzenia klimatologii, okres stosunkowo krótki. Nadto opracowanie R. Farata (1993) nie obejmuje obszaru całego kraju. Zestawienie to wykazuje istnienie silnego zróżnicowania częstości występowania susz na obszarze Pomorza i Wielkopolski.

Długookresowy kalendarz susz w Polsce, obejmujący lata 1891–1995, opracowany przez P. Margera i in. (1999, s. 45; 2000, s. 45) przedstawiony jest w postaci graficznej. Choć widoczna na tym wykresie jest quasi-okresowość występowania susz na obszarze Polski, to zastosowane wygładzanie szeregów (średnie ruchome) i bardzo słaba czytelność tej grafiki uniemożliwiają próbę odczytania z niej wartości do dalszej analizy.

A. Doroszewski i in. (2014, s. 9) we wstępie swojej pracy podają, na podstawie analizy literatury, zestawienie „głębokich susz” w latach 1950–2013. Są to kolejno lata: 1951, 1953, 1959, 1963, 1964, 1969, 1971, 1976, 1982, 1983, 1984, 1989, 1991, 1992, 1994, 2000, 2002, 2003, 2005, 2006, 2008, 2010, 2011 i 2013. W dalszej części omawianej pracy znajdują się katalogi susz rolniczych obejmujące okres 50-lecia 1961–2010. Susze te wyznaczane są na podstawie wartości KBW. W tych katalogach susze podzielone są na cztery kategorie, których wystąpienie jest zależne od składu mechanicznego gleb (I–IV kategorii), rodzaju upraw (15 grup upraw i gatunków roślin uprawianych na glebach danej kategorii) oraz w obrębie tego podziału – na intensywność suszy, określanej na podstawie odsetka liczby uwzględnionych w opracowaniu stacji objętych suszą. To ostatnie daje przybliżoną informację o powierzchni kraju, na której występuje susza. Ten ciekawy materiał jest jednak trudny do jednoznacznej analizy, gdyż liczba lat z suszą na glebach poszczególnych kategorii jest różna, nadto, co zrozumiałe, dla jednych grup upraw i gatunków roślin uprawnych przypadki suszy w danym roku występują, gdy dla innych, bardziej odpornych na niedobory wody grup upraw i gatunków roślin – w tym samym roku i na tej samej kategorii gleb – suszy nie ma. Z tych względów nie wykorzystano danych zawartych w omawianej pracy, choć obejmuje ona już dłuższy, 50-letni okres analizy.

Katalog susz w Polsce stworzony przez H. Lorenc (2015, s. 49) ma miesięczną rozdzielczość czasową i wyróżnia dwie kategorie – „susze wiosenno-letnie” oraz „zimowo-wiosenne symptomy suszy”. Katalog ten obejmuje lata 1951–2015 i stanowi ewolucję wcześniej opracowanych katalogów susz – z okresu 1951–2006 (Lorenc i in. 2006) oraz 1951–2011 (Lorenc 2011). Metoda wyznaczania susz przedstawionych w tym katalogu, oparta na danych o sumach i rozkładzie opadów w czasie, usłonecznieniu oraz czasie wystąpienia i wartościach temperatury dobowej została wyjaśniona w pracy H. Lorenc i in. z 2006 roku. Omawiana metoda wyznaczania susz odbiega od metod stosowanych w innych pracach, w których susze wyznacza się, najczęściej wykorzystując standaryzowany KBW (Łabędzki, Bąk 2004, Wibig 2012) lub różne wskaźniki klimatyczne, takie jak: indeks surowości suszy Palmera (Somorowska 2009; Paszczyk, Michalczyk 2012) albo wskaźnik standaryzowanego opadu (Łabędzki, Bąk 2002). Zdaniem E. Kaneckiej-Geszke i K. Smarzyńskiej (2007) standaryzowany wskaźnik opadu przydatny jest przy monitorowaniu suszy atmosferycznej, a KBW – przy suszy rolniczej. Katalog susz H. Lorenc (2015) nie różnicuje susz według ich rodzaju, stopnia intensywności czy powierzchni kraju, na której występuje susza, podaje natomiast liczbę miesięcy w roku hydrologicznym, w których wystąpiły susze.

Susza, która jest zjawiskiem wieloaspektowym, może charakteryzować się różnym czasem trwania, zróżnicowanym zasięgiem przestrzennym oraz różnym stopniem intensywności. To powoduje, że susze z kolejnych lat mogą być trudno porównywalne, w związku z czym analiza częstości ich występowania stwarza pewne problemy metodyczne. Dodatkowo szeregi danych (katalogi czy kalendarze susz) są relatywnie krótkie. Zdaniem autorów, najbezpieczniejsze jest w tym przypadku stosowanie jak najprostszych metod analizy.

W tej pracy analizę przeprowadzono dla okresu 1951–2015, określonego dostępnością jednolitych danych. Okres ten traktuje się jako próbę w sensie statystycznym. Przyjęto następujące założenia:

- analizuje się dane o „suszach wiosenno-letnich” z katalogu H. Lorenc (2015), gdyż ta kategoria susz mieści się, w całości lub w większej części, w okresie wegetacyjnym. Warunek, aby okres nazywany suszą występował w okresie wegetacyjnym jest formułowany przez licznych, tu nie cytowanych, badaczy;

- zakłada się podejście zerojedynkowe – za rok z suszą uznaje się rok, w którym odnotowana w katalogu H. Lorenc (2015) została susza „wiosenno-letnia” (1 – zjawisko występuje), niezależnie od czasu jej trwania i tego, czy jest ciągła w czasie, czy nieciągła (np. w roku 1993 susza występuje trzykrotnie – w kwietniu i maju, sierpniu oraz w listopadzie; w takim przypadku traktuje się taki rok jako jeden „rok z suszą”). Rok bez suszy traktowany jest jako zero (0 – zjawisko nie występuje). Łącznie katalog H. Lorenc (2015) w okresie 1951–2015 wymienia 27 lat, w których występuje susza „wiosenno-letnia”.

Informację o intensywności THC na Atlantyku Północnym przedstawia wskaźnik określony akronimem DG_{3L} (delta Golfstromu, 3 lata). Jest on obliczany z temperatury powierzchni oceanu (dalej SST) w rejonie pogranicza Wód Sargassowych i Golfstromu (tropikalny Atlantyk Północny; rejon $38^{\circ}N$, $56^{\circ}W$). Wartości miesięczne SST potrzebne do obliczania pochodzą ze zbioru ERSST v.3b (Smith i in. 2008).

Pierwszym etapem konstrukcji tego wskaźnika jest obliczenie średniej wartości SST z lutego, sierpnia i września danego roku, którą oznacza się jako DG. W skład każdej rocznej wartości wskaźnika DG_{3L} wchodzi wartości DG z trzech kolejnych lat – roku obecnego, na który jest datowany wskaźnik DG_{3L} i dwu lat poprzedzających, przy czym kolejne wartości DG mają różne wagi, zależne od opóźnienia (w ważeniu wskaźnika zastosowano filtr trójkątny, asymetryczny, uwzględniający wystąpienie tzw. „przeciągania sygnału”). Wskaźnik ten jest następnie standaryzowany względem średniej z lat 1901–2000 i jej odchylenia standardowego. Szczegółowo konstrukcja tego wskaźnika i jego uzasadnienie fizyczne są przedstawione w pracach A.A. Marsza i A. Styszyńskiej (2009) oraz A.A. Marsza (2015b). W tej ostatniej pracy podany jest również szereg czasowy wskaźnika DG_{3L} dla okresu 1880–2015.

Wskaźnik DG_{3L} jest silnie dodatnio skorelowany (r od 0,66 do 0,79) z pozbawionym trendów i „niefiltrowanym” wskaźnikiem AMO¹ (Atlantic Multidecadal Oscillation – Multidekadowa Oscylacja Atlantyku; Enfield i in. 2001; Knight i in. 2005, 2006), przez co odtwarza również wielkoskalowe zmiany temperatury powierzchni całego Atlantyku Północnego. Jeszcze silniej ($r = 0,86$) wskaźnik DG_{3L} powiązany jest z rocznymi anomaliami zasobów ciepła w górnej warstwie wód (od 0 do 700 m) Atlantyku Północnego (Marsz 2015b). Zarówno długookresowe zmiany SST Atlantyku Północnego, jak i zmiany zasobów ciepła w jego wodach, stanowią rezultat zmiennego natężenia THC (Zhang i Wang 2013).

Przebieg wskaźnika DG_{3L} w latach 1880–2015 (ryc. 1), na tle dość znacznej zmienności międzyrocznej, wykazuje występowanie wyraźnej zmienności długookresowej. Manifestuje się ona istnieniem w przebiegu wskaźnika DG_{3L} dłuższych, kilkudziesięcioletnich faz dodatnich i ujemnych, w których przeciętne w danej fazie wartości wskaźnika są kolejno większe i mniejsze od zera. Odpowiada to długookresowemu, odpowiednio większemu i mniejszemu od przeciętnej w latach 1901–2000, natężeniu THC. Bardzo podobny, długookresowy charakter przebiegu wykazują wskaźniki AMO, której okresowość szacuje się na 60–70 lat lub szerzej – na 60–80 lat (Schlesinger, Ramankutty 1994; Delworth, Mann 2000).

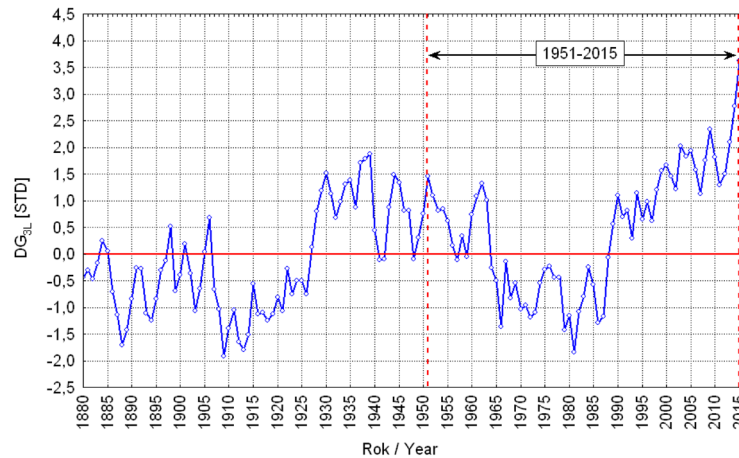
Przejścia THC od fazy dodatniej do fazy ujemnej i odwrotnie, są szybkie, zachodzą w ciągu 2–3 kolejnych lat. Zwraca uwagę to, że w ostatniej, trwającej obecnie, dodatniej fazie przebiegu wskaźnika, zaznacza się jego systematyczny wzrost, a w ostatnich latach (po roku 2003), wartości wskaźnika osiągnęły najwyższe, wcześniej (od roku 1880) nienotowane wartości.

W przebiegu wskaźnika DG_{3L} , w okresie, który stanowi badaną próbę (1951–2015; ryc. 1) lokują się kolejno:

- dodatnia faza THC (1951–1963; 13 lat),
- ujemna faza THC (1964–1988; 25 lat),
- oraz trwająca do chwili obecnej dodatnia faza THC (1989–2015; 27 lat).

¹ Szereg chronologiczny tego wskaźnika – patrz zbiór: AMO, unsmoothed from the Kaplan SST, OI V2: <http://www.cdc.noaa.gov/Timeseries/AMO>. Wskaźnik AMO oblicza się w odmienny sposób niż wskaźnik DG_{3L} oraz z innego zbioru danych. Zmienność AMO jest sterowana przez zmienność THC.

W sumie, w ciągu 65 lat tworzących próbę, jest 40 lat z dodatnimi wartościami i 25 lat z ujemnymi wartościami wskaźnika DG3L, a rozkład wartości wskaźnika w tym okresie nie jest rozkładem normalnym.



Ryc. 1. Przebieg wskaźnika DG3L, charakteryzującego natężenie składowej powierzchniowej cyrkulacji termohalinowej na Atlantyku Północnym od 1880 do 2015 roku. Zaznaczono okres rozpatrywany w tej pracy (1951–2015)

Źródło: opracowanie własne.

Fig. 1. The course of the DG3L index, characterizing the intensity of the surface component of the thermohaline circulation in the North Atlantic from 1880 to 2015. The period analyzed in this work (1951–2015) is marked

Source: author's own elaboration.

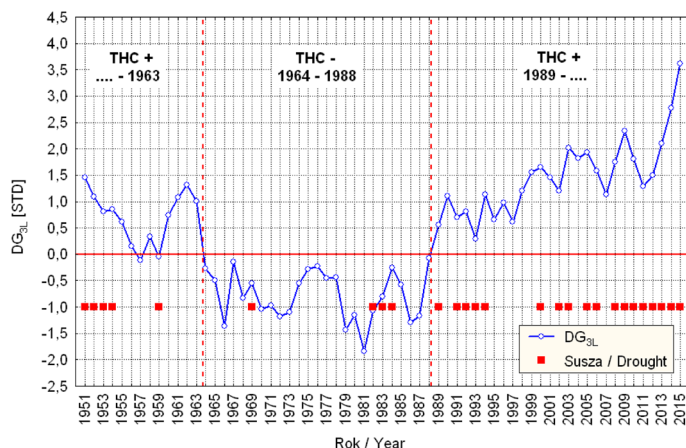
Do różnego rodzaju analiz pomocniczych prowadzonych w pracy wykorzystano również:

- szeregi miesięcznych wartości temperatury powietrza, sum opadów, zachmurzenia, wilgotności względnej (1951–2015) i sum usłonecznienia (1966–2015) z wybranych stacji polskich równomiernie rozłożonych na obszarze kraju (Białystok, Chojnice, Jelenia Góra, Katowice, Kołobrzeg, Koszalin, Lesko, Łódź, Poznań, Suwałki, Szczecin, Tomaszów Lubelski, Włodawa), udostępnione przez IMGW-PIB,
- miesięczne wartości gridowe wysokości geopotencjału na poziomie 500 hPa, ciśnienia atmosferycznego (SLP), składowych strefowej i południkowej wiatru geostroficznego na różnych poziomach oraz prędkości wiatru, które pochodzą z reanalii (Kalnay i in. 1996) i zostały pobrane z odpowiednich serwerów NOAA NCEP-NCAR (*National Oceanic and Atmospheric Administration, National Centers for Environmental Prediction-National Center for Atmospheric Research*; www.esrl.noaa.gov/psd/),
- wartości zimowego (DJFM), stacyjnego indeksu NAO (Hurrell 1995, Hurrell i Deser 2010) pochodzące z serwera NCAR-UCAR (*National Center for Atmospheric Research – University Corporation for Atmospheric Research*; climatedatagui-de.ucar.edu/climate-data/hurrell-north-atlantic-oscillation-nao-index-station-based),
- dane o frekwencji makrotypów cyrkulacji środkowotroposferycznej (Wangengeima-Girsa) w atlantycko-euroazjatyckim sektorze cyrkulacyjnym, opracowane przez AANII (*Arkticheskij i Antarktycheskij nauchno-issledowatel'skij institut*, St. Petersburg, RF) z lat 1951–2005 zaczerpnięto z załącznika nr 1 do pracy A.A. Dymitrieva i V.A. Belyazo (2006), a z okresu 2006–2015 otrzymane bezpośrednio z AANII,
- liczbę dni w roku suszy hydrologicznej (niżówek półroczny letnich) występujących w latach 1951–2010 w zlewni Zgłowiączki pozyskane z pracy A. Bartczaka i in. (2014).

W pracy zastosowano rutynowe analizy statystyczne (korelacji, regresji, wariancji). Wszystkie uzyskane statystyki były testowane za pomocą testów *t*-Studenta i *F*-Fishera-Snedecora, pozwalających na określenie ich istotności statystycznej. Za granicę istotności statystycznej przyjęto wartość $p = 0,05$ (przedział ufności = 95%). Wszystkie obliczenia prowadzono wykorzystując program Statistica PL firmy StatSoft®.

ANALIZA I JEJ WYNIKI

Wykres, na którym oznaczono przebieg wskaźnika DG_{3L} i granice zmiany faz THC oraz występowanie susz „wiosenno-letnich” (ryc. 2) pokazuje wyraźnie zaznaczającą się różnicę w częstości susz w dodatnich i ujemnych fazach THC i wskazuje na to, że w dodatnich fazach THC częstość występowania susz jest większa niż w fazach ujemnych. Podobnie wykres rozrzutu (ryc. 3), którego przestrzeń wspólną tworzą wartości wskaźnika DG_{3L} (współrzędna x) oraz numery porządkowe kolejnych susz² (współrzędna y), nie pozostawia wątpliwości, co do występowania związków między częstością pojawiania się susz na obszarze Polski a fazą THC.

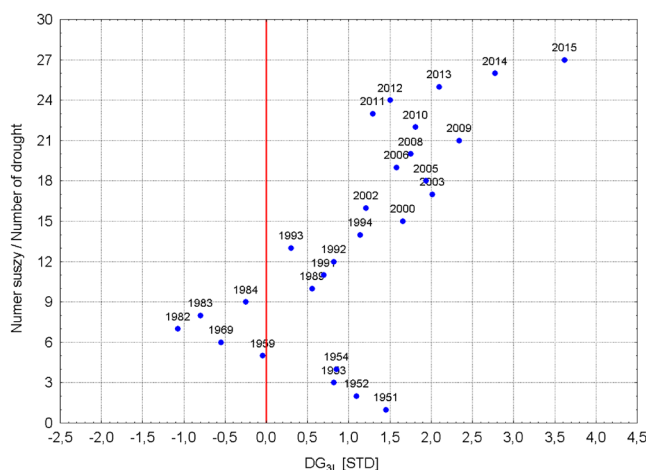


Ryc. 2. Występowanie susz wiosenno-letnich według katalogu susz H. Lorenc (2015) na tle przebiegu wskaźnika DG_{3L} . Oznaczono dodatnie i ujemną fazy cyrkulacji termohalinowej (THC)

Źródło: opracowanie własne

Fig. 2. The occurrence of Spring-Summer droughts according to the H. Lorenc Droughts Catalogue (2015) against the background of the course of DG_{3L} index. Marked positive and negative phases of thermohaline circulation (THC)

Source: author's own elaboration



Ryc. 3. Występowanie susz wiosenno-letnich (y – numery kolejne susz) i wartości wskaźnika DG_{3L} w momencie ich występowania (x). Oznaczono lata wystąpienia susz wiosenno-letnich

Źródło: opracowanie własne

Fig. 3. The occurrence of Spring-Summer droughts (y – consecutive numbers of droughts) and values of DG_{3L} index during their occurrence (x). Marked years of the occurrence of Spring-Summer droughts

Source: author's own elaboration

² Suszom występującym w kolejnych latach nadano, w porządku chronologicznym, numery porządkowe (1951 – 1, ..., 2015 – 27).

Średnia, według danych H. Lorenc (2015), częstość susz w całym rozpatrywanym okresie 1951–2016 była równa 0,415 ($\pm 0,062$) suszy na rok, co oznacza, że susza występowała przeciętnie co $\sim 2,4$ roku. W pierwszej dodatniej fazie THC, trwającej od 1951 do 1963 roku, średnia częstość susz wynosiła 0,38 ($\pm 0,14$), a w czasie drugiej fazy dodatniej, w latach 1989–2015, była równa 0,67 ($\pm 0,07$) suszy na rok. Średnia częstość susz w czasie obu dodatnich faz THC, trwających łącznie 40 lat, jest równa 0,575 ($\pm 0,079$) suszy na rok, czyli susza występowała średnio co $\sim 1,7$ roku.

W ujemnej fazie THC, trwającej od 1964 do 1988 roku, częstość susz była wyraźnie mniejsza i wynosiła 0,16 ($\pm 0,07$) suszy na rok, co oznacza, że susza występowała przeciętnie raz na około 6,3 lat. Wyjaśnia to, że w czasie ujemnej fazy THC częstość susz jest około 2,6 razy mniejsza od średniej z całego rozpatrywanego okresu ($6,3/2,4$). Różnica ta jest statystycznie istotna (test jednostronny $p = 0,0113$, test dwustronny $p = 0,0226$). Zestawienie liczby lat, w których występują susze w kolejnych fazach THC zawiera tab. 1.

Tabela 1. Średnie wartości wskaźnika DG_{3L} , czasu trwania faz DG_{3L} , liczby przypadków susz i częstości susz w poszczególnych fazach THC i całym rozpatrywanym okresie

Table 1. Average values of the DG_{3L} index, duration of the DG_{3L} phases, number of drought cases and droughts frequency in respective THC phases and throughout the whole analyzed period

Faza THC <i>Phase of THC</i>	Średnia wartość wskaźnika DG_{3L} w okresie <i>Mean value of DG_{3L} index in period</i>	Granice okresu (lata kalendarzowe) <i>Borders of period (calendar years)</i>	Czas trwania (lata) <i>The time of duration (the years)</i>	Liczba przypadków (lat), w których wystąpiła susza <i>Number of cases (years) in which drought occurred</i>	Częstość występowania susz w okresie (susz/rok) <i>Frequency of drought (drought / year)</i>	Susza co n lat (lata) <i>Drought every 'n' years (years)</i>
THC +	+0,72 ($\pm 0,14$)	1951–1963	13	5	0,38 ($\pm 0,14$)	$\sim 2,6$
THC –	-0,78 ($\pm 0,09$)	1964–1988	25	4	0,16 ($\pm 0,07$)	$\sim 6,3$
THC +	+1,47 ($\pm 0,14$)	1989–2015	27	18	0,67 ($\pm 0,09$)	$\sim 1,5$
Cały okres <i>Whole period</i>	+0,45 ($\pm 0,16$)	1951–2015	65	27	0,42 ($\pm 0,06$)	$\sim 2,4$

Źródło: opracowanie własne
Source: author's own elaboration

Różnica między średnią częstością występowania susz w latach z dodatnią (0,575 ($\pm 0,079$)) i ujemną fazą THC (0,160 ($\pm 0,075$) suszy na rok) jest statystycznie wysoce istotna (oba testy $p < 0,001$). W dodatnich fazach THC przeciętnie susza występuje raz na $\sim 1,7$ roku, w ujemnej fazie THC raz na $\sim 6,3$ roku.

Między średnią częstością susz w pierwszej i drugiej dodatniej fazie THC zaznaczają się znaczne różnice (patrz tab. 1), częstość występowania susz w latach 1989–2015 jest niemal dwa razy wyższa niż w pierwszym okresie (1951–1963). Test istotności wykazał, że różnica ta jest nieistotna (test dwustronny; $p = 0,0953$) lub jest istotna, ale leży blisko granicy istotności (test jednostronny $p = 0,0477$). Oceniając zaznaczającą się różnicę należy mieć jednak na względzie dwa czynniki. Pierwszy, że szereg z pierwszego okresu dodatniej fazy THC jest o połowę krótszy od ciągu z drugiego okresu (13 i 27 lat), a nie wiadomo, jak kształtowała się licznosc susz w pierwszej, niebranej pod uwagę, części tego okresu (lata 1927–1950; patrz ryc. 1). Drugim, istotnym czynnikiem wydaje się być to, że zarówno średnie wartości wskaźnika DG_{3L} w obu rozpatrywanych okresach dodatnich faz THC, jak i różnice między częstością susz w tych okresach, charakteryzują się podobnymi różnicami (około 2; patrz tab. 1). Sugeruje to, że częstość występowania susz może zależeć nie tylko od fazy THC, ale i od jej natężenia.

Dotychczasowe rezultaty analizy zdają się potwierdzać hipotezę, że częstość występowania susz nad Polską jest powiązana z fazami THC na Atlantyku Północnym. W badanym okresie, w czasie dodatniej fazy THC częstość susz jest około 3,6 razy większa niż w czasie trwania fazy ujemnej.

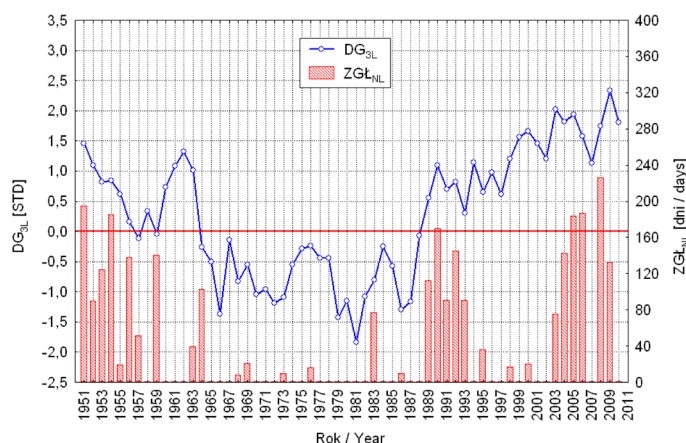
Analiza związków czasu trwania suszy z intensywnością THC wymaga danych o większej rozdzielczości czasowej, niż podaje to katalog susz H. Lorenc. Do tego celu wykorzystano dane o długości (liczbie dni w roku) suszy hydrologicznej – niżówek półroczy letnich – na fragmencie obszaru

Kujaw Wschodnich. Dane te pozyskano z pracy A. Bartczaka i in. (2014, s. 10), poprzez analizę rycin i zamianę grafiki na wartości liczbowe. Ryciny w tej pracy, przedstawiające czas trwania niżówek, są czytelne i zamiana grafiki na wartości liczbowe jest obciążona błędem nie większym niż ± 1 dzień. W przypadku wystąpienia niżówek dwukrotnie w tym samym półroczu letnim, jako czas trwania niżówki w danym roku przyjmowano sumę dni z niżówkami.

Do analizy wybrano zlewnię Zgłowiądzki, dopływu Wisły, o powierzchni nieco poniżej 1500 km². Wybór był podyktowany tym, że spośród omawianych w pracy A. Bartczaka i in. (2014) rzek, zlewnia Zgłowiądzki jest największa, a ciąg danych najdłuższy – obejmuje on lata 1951–2010. Jest to ciąg tylko o 5 lat krótszy od wykorzystanego katalogu susz H. Lorenc, w związku z czym można sądzić, że uzyskane wyniki są w znacznej mierze porównywalne. Analizę związku czasu trwania letniej suszy hydrologicznej na Zgłowiądcze ze wskaźnikiem DG_{3L} traktuje się dalej jedynie jako sprawdzenie hipotezy o występowaniu lub braku związków między tymi wielkościami. Wyniki tej analizy mogą mieć tylko regionalne znaczenie, a ich uogólnianie niekoniecznie byłoby uzasadnione.

Występowanie i czas trwania niżówek półroczy letnich na Zgłowiądcze na tle przebiegu wskaźnika DG_{3L} (ryc. 4) pokazuje bardzo podobny rozkład susz hydrologicznych w stosunku do faz THC, jak ryc. 2. W dodatnich fazach THC częstość niżówek jest wyraźnie większa, a czas ich występowania dłuższy. Analiza związku za pomocą regresji liniowej (ryc. 5) wykazuje istnienie statystycznie istotnej zależności między oboma wielkościami ($p < 0,002$). Mimo wysokiej istotności, związek ten jest jednak mało ścisły, oszacowana wartość wyrazu wolnego, jak i współczynnika regresji, obciążone są relatywnie dużymi błędami, przez co również i standardowy błąd estymacji liczby dni niżówki z DG_{3L} w danym roku jest znaczny ($\pm 56,8$ dnia). Zmienność wskaźnika DG_{3L} objaśnia 27,5% wariancji liczby dni z niżówką letnią Zgłowiądzki ($R = 0,55$). Tak kształtująca się zależność wskazuje, że intensywność THC (wskaźnik DG_{3L}) wywiera wpływ na długość letniej suszy hydrologicznej, jednak jednocześnie i na to, że zmienność intensywności THC najprawdopodobniej nie jest jedynym czynnikiem regulującym jej czas trwania.

Wobec zgrupowania dodatnich wartości wskaźników rocznej intensywności THC w dodatnich fazach jej przebiegu, staje się oczywistym, że częstość występowania susz w dodatnich fazach THC musi być większa, niż w fazach ujemnych THC. Powoduje to przemienne występowanie dłuższych okresów o zwiększonej i zmniejszonej częstości susz, zgodne z okresowością THC.

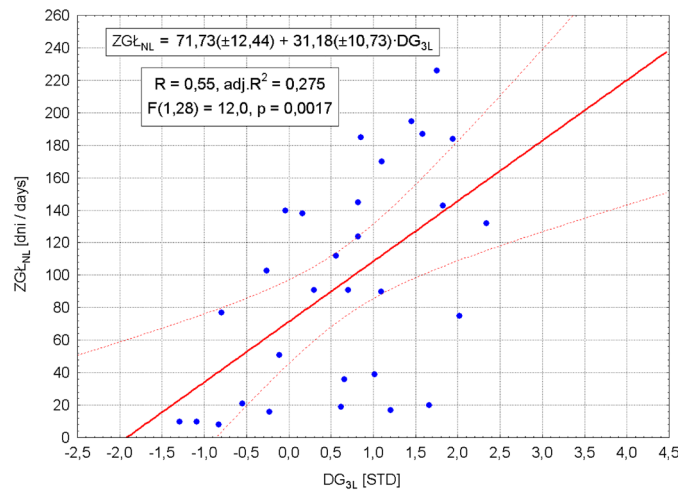


Ryc. 4. Występowanie i czas trwania niżówek półroczy letniego na Zgłowiądcze (ZGL_{NL} – liczba dni) na tle przebiegu wskaźnika DG_{3L} . Czas trwania niżówek według A. Bartczaka i in. (2014)

Źródło: opracowanie własne

Fig. 4. Occurrence and duration of low flows of Summer half-year at Zgłowiądzka (ZGL_{NL} – number of days) and the course of the DG_{3L} index. The duration of low flows according to A. Bartczak and others (2014)

Source: author's own elaboration



Ryc. 5. Zależność czasu trwania niżówek letnich na Zgłowiączce (ZGL_{NL}) od wartości wskaźnika DG_{3L} .
Związek i jego charakterystyka statystyczna w ramce

Zródło: opracowanie własne

Fig. 5. The relationship between the duration of Summer low flows on Zgłowiączka (ZGL_{NL}) and the value of DG_{3L} index. Correlation and its statistical characteristics showed in the frame

Source: author's own elaboration

DYSKUSJA ZAGADNIENIA

Przeprowadzona, bardzo uproszczona i oparta na równie uproszczonym materiale wyjściowym analiza, o ile uzna się, że częstość występowania susz w Polsce jest zagadnieniem istotnym, stawia szereg dalszych pytań. Przynajmniej dwa z nich wymagają dyskusji:

- jeśli nie tylko zmienność intensywności THC, to co jeszcze wywiera, lub może wywierać, wpływ na częstość występowania susz i ich charakterystyki?
- jaki jest mechanizm wpływu zmian intensywności THC na występowanie (lub niewystępowanie) tak kompleksowego i wielostronnego zjawiska, jakim jest susza? Jakie są konsekwencje tego mechanizmu dla przewidywania częstości pojawiania się susz w przyszłości?

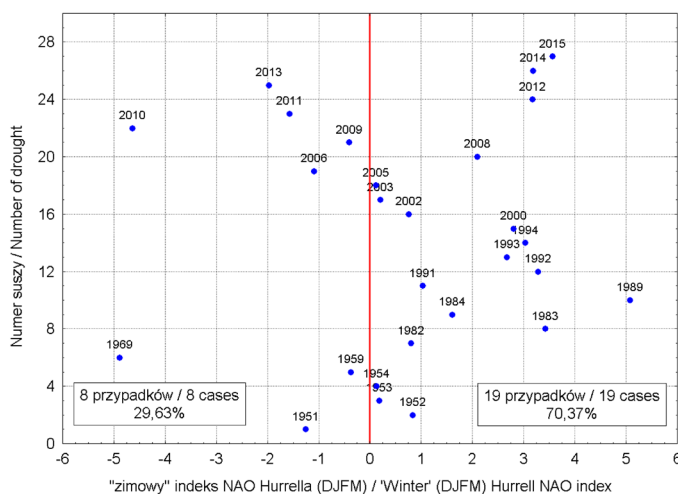
W katalogu susz H. Lorenc (2015), na 27 susz wiosenno-letnich, 24 z tych susz było poprzedzonych wystąpieniem „zimowo-wiosennych symptomów suszy”, o różnym czasie trwania w okresie od grudnia do kwietnia. Nasuwa to myśl o tym, że zmiany NAO (Oscylacji Północnego Atlantyku), która silnie kształtuje warunki pogodowe w okresie zimowym, może, oprócz zmian intensywności THC, być następnym czynnikiem wpływającym na częstość występowania susz w Polsce.

D. Wrześciński (2010) wykazał istotny wpływ znaku i wartości zimowego indeksu NAO na odpływ rzek na obszarze północnej i północno-wschodniej części Polski w miesiącach zimowych i wiosennych. Po maju związki przepływów z zimowym indeksem NAO na obszarze całej Polski stają się słabe i nieistotne, a ich znak w przewodzie jest ujemny. Studium K i T. Brysiów (2005) wykazuje wpływ zmienności NAO na kształtowanie się zmienności KBW na Dolnym Śląsku, a zwłaszcza na podwyższenie wartości parowania wskaźnikowego w dodatnich fazach NAO. Podobnie J. Paszczyk i Z. Michalczyk (2012) znajdują wpływ zmieniających się „epok NAO” na charakter uwilgotnienia Polski.

W literaturze przedmiotu (np. Lorenc i in. 2006, Brykała 2009; ...) spotyka się stwierdzenia, że łagodna i bezśnieżna zima nie stwarza warunków do odnowienia się zasobów retencji gruntowej, co w sezonach letnich stwarza potencjalne zagrożenie powstania suszy. Łagodne, ciepłe i mało-śnieżne zimy występują w warunkach intensywnego napływu powietrza znad Atlantyku, który wymuszony jest przez występującą dodatnią fazę NAO w okresie zimy. Warunki tego napływu charakteryzuje zimowy (grudzień–marzec) wskaźnik NAO J.W. Hurrella (1995). Rysuje się zatem pytanie, czy na

wystąpienie wiosenno-letnich susz na obszarze Polski wpływ wywiera również znak i wartość indeksu NAO z okresu zimy poprzedzającej wystąpienie suszy?

Analiza regresji wykazała, że próba utworzenia równania regresji wielokrotnej, w której zmiennymi niezależnymi są wskaźnik DG_{3L} i zimowy wskaźnik NAO J.W. Hurrella, a zmienną zależną liczba miesięcy z suszą z katalogu H. Lorenc (2015) oraz (w następnym przybliżeniu) liczba dni z letnią niżówką na Zgłowiączce, nie daje pozytywnego rezultatu. Zmienność indeksu NAO objaśnia znikomy odsetek wariancji zmiennych zależnych, a oszacowanie współczynnika regresji stojącego przed NAO jest praktycznie równe zero. Dzieje się tak dlatego, że brak liniowej (i jakiegokolwiek innej) zależności między wartością zimowego indeksu NAO a długością niżówek letnich (patrz dodatkowo ryc. 6) czy liczbą miesięcy z suszą w danym roku. Zatem zmiany wartości zimowego indeksu NAO nie mogą być uważane za samodzielny czynnik decydujący o wystąpieniu suszy.



Ryc. 6. Wartości zimowego (DJFM) indeksu NAO J.W. Hurrella (1995) w okresie chłodnym, poprzedzającym wystąpienie suszy wiosenno-letniej (nr kolejny, rok). Zwraca uwagę wystąpienie dwu susz (lata 1969 i 2010) poprzedzonych przez zimy o ekstremalnie niskich ujemnych wskaźnikach NAO

Źródło: opracowanie własne

Fig. 6. Values of winter (DJFM) NAO J.W. Hurrell index (1995) in the cold period preceding the occurrence of the Spring-Summer drought (consecutive number, year). The occurrence of the two droughts (1969 and 2010) preceded by Winters with extremely low negative NAO indices pointed out

Source: author's own elaboration

Przegląd wykresów rozrzutu wskazuje jednak, że znaczenie może mieć tutaj nie wartość indeksu NAO, ale sam jego znak. W rozpatrywanej, 65-letniej próbie występuje 37 przypadków (lat), w których zimowy wskaźnik NAO J.W. Hurrella miał znak dodatni i 28 przypadków ze znakiem ujemnym. Stanowi to odpowiednio 56,9 i 43,1% liczebności próby. Spośród sumarycznej liczby 27 susz, 19 przypadków susz występuje w latach o dodatnim wskaźniku NAO (70,4% susz; ryc. 6), a 8 przypadków susz występuje w latach, w których zimowy wskaźnik NAO ma znak ujemny (29,6% susz). Zdaje się to wskazywać na około 10% „nadreprezentację” występowania susz przy dodatnim wskaźniku NAO i podobnej wielkości „niedoreprezentację” występowania susz przy ujemnym znaku wskaźnika w stosunku do wartości oczekiwanych.

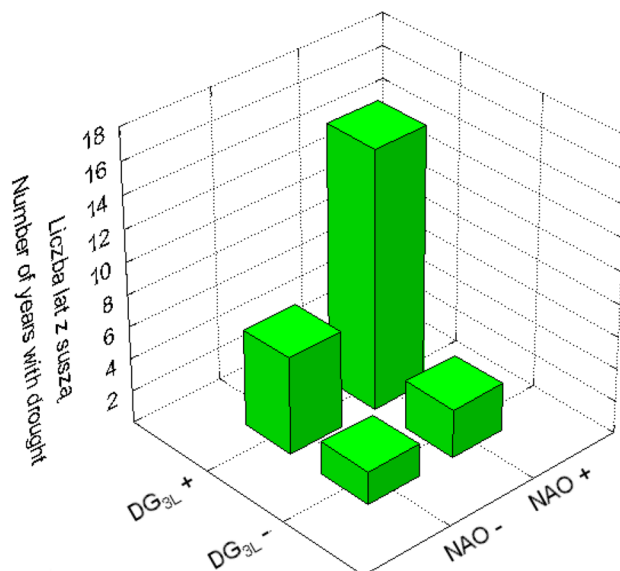
O tym, że większość (~81%) przypadków susz występuje w sytuacji, gdy znak wskaźnika DG_{3L} jest dodatni, wiadomo. Wyjaśnić kwestię frekwencji susz przy różnych znakach obu wskaźników może analiza koincydencji znaków indeksów DG_{3L} i NAO. Zestawienie pełnej koincydencji (grupy: $[DG_{3L}^+, NAO^+]$, $[DG_{3L}^+, NAO^-]$, $[DG_{3L}^-, NAO^+]$, $[DG_{3L}^-, NAO^-]$) zawiera tab. 2, a jej rozkład przedstawia ryc. 7.

Tabela 2. Rozkład liczebności przypadków wystąpienia suszy na obszarze Polski w zależności od koincydencji znaków wskaźników DG_{3L} i zimowego NAO J.W. Hurrella (1995). 100% = 27

Table 2. Distribution of the number of drought occurrences in Poland depending on the sign coincidence of the DG_{3L} and winter NAO (Hurrell, 1995) indices. 100% = 27

Zmienna, znak Variable, sign	DG _{3L} +	DG _{3L} -	Suma przypadków Sums of cases	% przypadków % of cases
NAO +	16	3	19	70,37
NAO -	6	2	8	29,63
Suma przypadków Sums of cases	22	5	27	-
% przypadków % of cases	81,48	18,52	-	100

Źródło: opracowanie własne
Source: author's own elaboration



Ryc. 7. Rozkład przypadków (liczba lat) wystąpienia suszy w funkcji koincydencji znaków DG_{3L} i zimowego NAO J.W. Hurrella (1995)

Źródło: opracowanie własne

Fig. 7. Distribution of cases (number of years) of drought occurrences as a function of coincidence of DG_{3L} and winter NAO (J.W. Hurrell, 1995) indices

Source: author's own elaboration

Z zawartości tabeli 2 wynika³, że około 60% (dokładnie 59,26%) wszystkich przypadków wystąpienia suszy w Polsce miało miejsce w sytuacji, gdy w czasie trwania dodatniej fazy THC, w poprzedzającym ciepłą porę roku okresie chłodnym, indeks NAO miał znak dodatni. Około 20% (dokładnie 22,22%) przypadków suszy wystąpiło w sytuacji, gdy THC znajdowała się w fazie dodatniej, a w poprzedzającym okresie ciepłym indeks NAO miał znak ujemny. W sytuacji, gdy THC znajduje się w fazie ujemnej, prawdopodobieństwo wystąpienia suszy silnie spada, a znak zimowego indeksu NAO poprzedzającego okres ciepły nie ma, jak się wydaje, w takich przypadkach większego zna-

³ Istotności statystycznej tablicy (test χ^2) nie można określić, gdyż wartości w dwu komórkach są mniejsze od 5. Inne testy sugerują, że różnice nie są istotne. Nie zmienia to faktu, że około 60% występujących lat z suszą ma miejsce w przypadku koincydencji dodatnich znaków NAO i DG_{3L}, a 80% przypadków suszy w sytuacji, gdy w danym roku znak wskaźnika DG_{3L} jest dodatni.

czenia dla wystąpienia suszy. Ogólnie – w najbardziej „sprzyjającej” wystąpieniu suszy kombinacji znaków wskaźników $[DG_{3L}^+, NAO +]$ występuje 16 przypadków (~59%), w najmniej „sprzyjającej” $[DG_{3L}^-, NAO -]$ 2 przypadki (~7%). Sugeruje to, że wystąpienie zimy z dodatnią fazą NAO sprzyja wystąpieniu suszy wiosenno-letniej, zwłaszcza w sytuacji, gdy THC w danym roku znajduje się również w fazie dodatniej.

Wpływ dodatniego znaku zimowego indeksu NAO na późniejsze tworzenie się susz można stosunkowo łatwo wyjaśnić. Z zimowym wskaźnikiem NAO, mimo tego, że NAO wymusza intensywny napływ bogatego w parę wodną Powietrza Polarnego morskiego nad Polskę, sumy opadów zimowych korelują istotnie, ale słabo dodatnio, jedynie na obszarze północnej Polski, gdzie susze występują z relatywnie mniejszą częstością. Na pozostałym obszarze korelacje są nieistotne, z tym, że na południowej i wschodniej części powierzchni Polski te nieistotne korelacje zmieniają znak na ujemny (Styszyńska 2001). Przyczyną niskich zimowych sum opadów w Polsce, w warunkach dodatniego indeksu NAO, jest między innymi to, że procesy synoptyczne formujące zimą pogody wewnątrzmasowe są niesprzyjające dla wystąpienia opadów, a szczególnie opadów o większych natężeniach (przewaga równowagi stałej i skrajnie stałej, brak konwekcji).

Czy sumy opadów zimowych, w Polsce słabo powiązane lub niewykazujące powiązania z indeksem NAO, rzeczywiście wywierają jakichś istotny wpływ na kształtowanie się susz wiosenno-letnich nie jest jasne. Kwestię tę powinny wyjaśnić badania opierające się na znacznie bardziej szczegółowym materiale. Można sądzić, że ważniejszą rolę od małych sum opadów grają tutaj inne procesy.

Występująca w czasie dodatniego znaku wskaźnika NAO wysoka, jak na okres zimowy, temperatura powietrza, której towarzyszy zwiększona w stosunku do średniej prędkość wiatru⁴ przyczynia się do wzrostu parowania z powierzchni terenu. Można przypuszczać, że zwiększony odpływ z części powierzchni Polski i wzmószona strata wody na parowanie z powierzchni terenu w okresie chłodnej części roku zmniejsza ilość dostępnej wody dla retencji gruntowej, skutki czego następnie ujawniają się w okresie ciepłej części roku. W takim rozumieniu, twierdzenie o braku wpływu NAO na klimatyczny bilans wodny (Świątek 2016) nie do końca wydaje się uzasadnione.

Można zatem sformułować wniosek, że występowanie suszy w Polsce jest najbardziej prawdopodobne wtedy, gdy w dodatniej fazie THC wystąpi zima, w której znak indeksu NAO będzie dodatni, z kolei susza będzie tym dłuższa, im wartość wskaźnika DG_{3L} będzie większa. Przydatność tej informacji dla prognozy suszy wiosenno-letniej jest niewielka, gdyż wskaźnik DG_{3L} dla danego roku może zostać obliczony dopiero w październiku, kiedy znane są wartości SST z września. Ponieważ jednak między wskaźnikami DG_{3L} a frekwencją susz występują również korelacje asynchroniczne⁵ – zmiany wskaźnika DG_{3L} wyprzedzają w czasie wystąpienie susz – można, choć z mniejszą pewnością, wnioskować o możliwości wystąpienia suszy wiosenno-letniej na podstawie wartości zimowego indeksu NAO i wartości wskaźników DG_{3L} sprzed roku i sprzed dwu lat.

Następna kwestia dotyczy mechanizmów, które powodują, że zmienność THC może stanowić przyczynę wystąpienia suszy w Polsce (i Europie Środkowej). Jest rzeczą oczywistą, że zmienność natężenia THC nie może stanowić bezpośredniej przyczyny wystąpienia suszy, ale musi ona sterować innymi procesami, które do zaistnienia suszy prowadzą. W ogólnych zarysach zagadnienia te zostały już przedstawione w pracach A.A. Marsza (2015a) oraz A.A. Marsza i in. (2016). Tu zarysuje się tylko schematycznie podstawowy łańcuch zależności.

Wzrost/spadek natężenia THC prowadzi w tym samym roku do wzrostu/spadku zasobów ciepła w wodach środkowej i wschodniej części Atlantyku Północnego w szerokościach 40–50°N, z rocznym opóźnieniem dochodzi do tego samego na wodach Morza Norweskiego, a z około 2–3-letnim

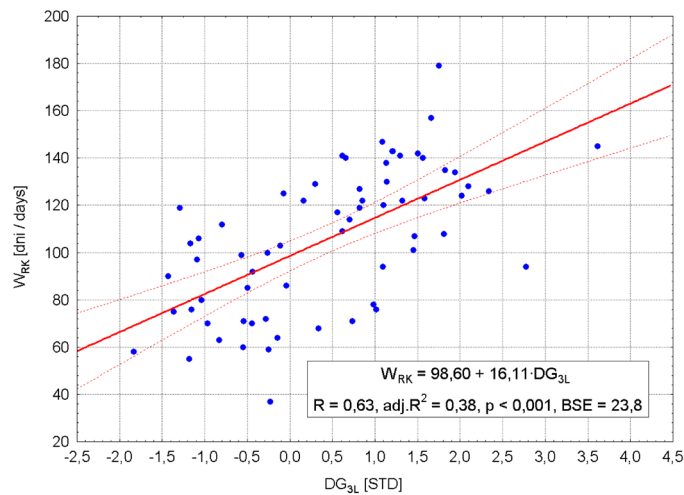
⁴ Współczynnik korelacji między wskaźnikiem NAO J. Hurrella (1995) a średnią dla okresu grudzień–marzec prędkością wiatru geostroficznego (1951–2015) w punkcie 52,5°N, 20,0°E jest równy 0,71. Zmiana indeksu NAO o jedną jednostkę pociąga za sobą zmianę średniej „czteromiesięcznej” prędkości wiatru w tym punkcie o 0,30 (±0,03) m/s, zgodną ze znakiem indeksu.

⁵ Zagadnienia korelacji asynchronicznych nie są w tej pracy omawiane. Asynchroniczne korelacje zachodzą jako rezultat niewielkiej międzyrocznej zmienności SST, z której oblicza się wskaźnik DG_{3L} oraz samego sposobu obliczania wskaźnika DG_{3L} .

opóźnieniem na wodach wschodniej części Morza Grenlandzkiego i na Morzu Barentsa. Wraz ze wzrostem/spadkiem zasobów ciepła w tych akwenach następuje na nich odpowiednio wzrost/spadek SST. Zmiany SST i zasobów ciepła w wodach powodują odpowiednie (wzrost/spadek) zmiany natężenia strumieni ciepła z oceanu do atmosfery, co jest przyczyną odpowiednich zmian temperatury powietrza w słupie od powierzchni morza do wysokości nie mniejszej niż 500 hPa. Rozkład przestrzenny anomalii temperatury powietrza w środkowej troposferze modyfikuje, względem strefowego, rozkład przestrzenny południkowych gradientów termicznych, szczególnie w strefie szerokości 40–50°N. To z kolei określa stabilność lub niestabilność fal długich o określonych liczbach falowych (4, 5 lub większej) i lokalizację osi tych fal (fal Rossby'ego, fal planetarnej górnej strefy frontальной według terminologii A.S. Zvierieva (1972)).

W rezultacie zmienność THC, która steruje zmianami zasobów ciepła w wodach tych części Atlantyku, wywiera wpływ na frekwencję najczęściej występujących form (postaci) fal długich – typów W i E według klasyfikacji Wangengejma-Girsa⁶. W przypadku wzrostu natężenia THC ponad przeciętną, wzrasta frekwencja fali długiej (makrotypu) W (ryc. 8) i jednocześnie „wytlumieniu” ulega frekwencja makrotypu E w atlantycko-eurazjatyckim sektorze cyrkulacyjnym. W przypadku spadku natężenia THC poniżej przeciętnej częstość występowania obu makrotypów ulega odwróceniu. W latach 1951–2015 współczynniki korelacji między wskaźnikiem DG_{3L} a roczną frekwencją makrotypu W jest równy +0,63 ($p \ll 0,001$), a roczną frekwencją makrotypu E równy –0,61 ($p \ll 0,001$).

W wyniku długookresowych zmian natężenia THC kształtują się również długookresowe zmiany cyrkulacji atmosferycznej, zarówno środkowotroposferycznej (~500 hPa), jak sterowanej przez nią cyrkulacji dolnej (SLP – 850 hPa), tworząc tzw. „epoki cyrkulacyjne” (patrz ryc. 9). Znajduje to odzwierciedlenie w długookresowych zmianach przebiegu procesów pogodowych nad obszarem Europy Środkowej i Wschodniej, w tym nad Polską. Tak więc hipoteza H. Lorenc (2006) o związku frekwencji susz z „epokami cyrkulacyjnymi” znajduje potwierdzenie, z tym, że zmiennością czasu trwania epok i ich charakteru steruje północnoatlantycka THC.



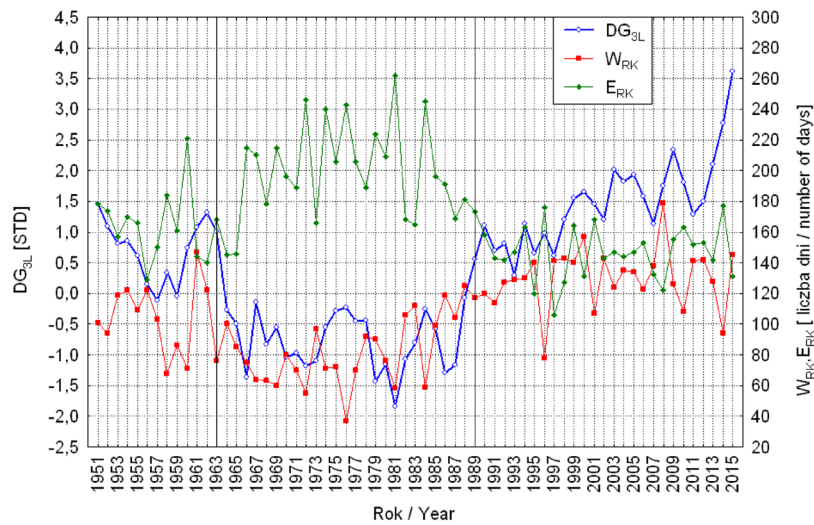
Ryc. 8. Roczna frekwencja środkowotroposferycznego makrotypu cyrkulacji W według klasyfikacji Wangengejma-Girsa (W_{RK} , liczba dni) jako funkcja wskaźnika DG_{3L} (wartość standaryzowana), charakteryzującego intensywność THC na Atlantyku Północnym (1951–2015)

Źródło: opracowanie własne

Fig. 8. Annual frequency of the mid-tropospheric Wangengejm-Girs macro-type W (W_{RK} , number of days) as a function of the DG_{3L} index (standardized value), characterizing the intensity of THC in the North Atlantic (1951–2015)

Source: author's own elaboration

⁶ W latach 1951–2015 frekwencja tych postaci fal długich (W + E) zajmuje 75,8% czasu tego okresu. Trzecia postać fal długich (makrotyp C) w tym okresie występuje przez 24,2% jego czasu.



Ryc. 9. Roczna frekwencja środkowotroposferycznych makrotypów cyrkulacji W i E według klasyfikacji Wangengejma-Girsa (liczba dni) i przebieg wskaźnika DG_{3L} . Widoczne różnice frekwencji makrotypów, tworzące „epoki cyrkulacyjne”, powiązane z fazami THC (granice faz: dodatniej – rok 1963, ujemnej – lata 1964–1988, dodatniej – rok 1989)

Źródło: opracowanie własne

Fig. 9. Annual frequency of the mid-tropospheric circulation Wangengejm-Girs macro-types W and E (number of days) and the course of the DG_{3L} index. Visible differences in the frequency of macro-types, forming ‘circulation epochs’, associated with THC phases (phase borders: positive – 1963, negative – 1964–1988, positive – 1989)

Source: author’s own elaboration

W efekcie działania tych silnie rozciągniętych w czasie procesów, sterowanych przez zmiany THC, zmienność THC koreluje np. ze zmiennością miesięcznych wysokości powierzchni geopotencjału na poziomie 500 hPa, wartościami składowych strefowej i południkowej wiatru geostroficznego na poziomie 850, 925 i 1000 hPa, a w rezultacie zmian cyrkulacji dolnej – bezpośrednio ze strukturą zachmurzenia, usłonecznieniem, wilgotnością względną i temperaturą powietrza nad Polską (i Europą Środkową i Wschodnią).

Usłonecznienie obszarowe nad Polską jest we wszystkich miesiącach roku dodatnio skorelowane ze wskaźnikiem DG_{3L} , najsilniej w kwietniu ($r = 0,52$; 1966–2015) i sierpniu ($r = 0,40$). W rezultacie współczynnik korelacji między średnim obszarowym usłonecznieniem miesiący „długiego dnia” (kwiecień–sierpień) a DG_{3L} jest równy 0,69, a ze średnim rocznym obszarowym usłonecznieniem równy 0,73. Zwiększony dopływ energii słonecznej do powierzchni podnosi temperaturę powietrza. Średnia obszarowa temperatura miesięczna nad Polską jest w okresie 1951–2015 we wszystkich miesiącach roku dodatnio skorelowana ze zmiennością wskaźnika DG_{3L} , a statystycznie istotnie powiązana dodatnio z tym wskaźnikiem w styczniu ($r = 0,26$), kwietniu ($r = 0,53$), lipcu ($r = 0,41$), sierpniu ($r = 0,53$), wrześniu ($r = 0,29$) oraz listopadzie ($r = 0,29$). Wzrost temperatury powierzchni gruntu i temperatury powietrza wymuszony przez zmiany wskaźnika DG_{3L} czyni, że również wilgotność względną jest ujemnie skorelowana z tym wskaźnikiem. Współczynnik korelacji między wskaźnikiem DG_{3L} a średnią obszarową wilgotnością względną w okresie „długiego dnia” jest równy $-0,46$ ($p < 0,001$, 1951–2015). Najślabsze związki między DG_{3L} a wilgotnością względną w okresie długiego dnia występują w Szczecinie ($r = -0,35$, $p = 0,005$), najsilniejsze we Włodawie ($r = -0,64$, $p < 0,001$).

Oznacza to, że w przypadku wystąpienia wskaźnika DG_{3L} o dodatnim znaku, temperatura powietrza nad Polską w kwietniu i dwu najcieplejszych miesiącach lata – lipcu i sierpniu, a także w całym okresie „długiego dnia”, jest wyraźnie wyższa niż przeciętnie. W przypadku wysokich wartości wskaźnika DG_{3L} ($>1,5$) wystąpienie w lipcu i/lub sierpniu „fal upałów” staje się prawdopodobne ze średnią częstością 1 przypadku na 2 lata, podobnie jak i przekroczenia przez obszarową temperaturę

średnią lipca i sierpnia wartości 19°C . Wzrost usłonecznienia, spadek wilgotności względnej i wzrost temperatury powietrza w tych miesiącach zwiększa rozmiary ewapotranspiracji, co jest czynnikiem sprzyjającym wystąpieniu suszy wiosenno-letniej. W takich przypadkach dla wystąpienia suszy, przy zmniejszonych zasobach wody w gruncie, wystarczy znaczniejsze zmniejszenie sum opadów lub wystąpienie dłuższego okresu bezopadowego w cieplej porze roku.

Przebieg zmian natężenia THC, regulujący zmienność przebiegu warunków pogodowych, wykazuje quasiokresowość. Świadczy o tym charakterystyczna zmienność AMO, sterowana przez zmiany THC. Ze zmiennością indeksu AMO stowarzyszone jest występowanie susz i okresów wilgotnych na obszarze Stanów Zjednoczonych Ameryki Północnej, zarówno w XX wieku (Feng i in. 2010; Nigam i in. 2011), jak i w ciągu ostatniego tysiąclecia (Oglesby i in. 2011). Przebieg indeksu AMO, w odróżnieniu od wskaźnika DG_{3L} , nie objaśnia jednak zmiennej częstości susz występujących w Polsce.

Funkcjonowanie AMO, a więc i długookresowa zmienność THC, są znane nie tylko z okresu, w którym wykonuje się obserwacje, ale i z przeszłości. S.T. Gray i in. (2004) zrekonstruowali przebieg AMO od XVI do XX wieku, a M.F. Knudsen i in. (2011) wykazali funkcjonowanie AMO (zmiennej aktywności THC) przez cały Holocen. Przeciętnie w latach 1880–2015 okresowość THC, mierzona od minimum do minimum to 72–73 lata, z czego w pełnym cyklu na dodatnią fazę THC przypada 37 lat. Rekonstrukcja S.T. Graya i in. (2004, ich ryc. 2 i tab. 1) wykazuje jednak, że czas trwania dodatnich faz THC nie jest jednakowy. Najdłuższa ze stwierdzonych w okresie od 1567 do 1979 roku dodatnia faza THC trwała 53 lata (1656–1708).

Trudno zatem przewidywać, jak długo trwać jeszcze będzie obecna, silnie dodatnia faza THC, można jednak sądzić, że znajdujemy się w jej drugiej połowie, a obecnie, (w 2019 roku), przypuszczalnie już po jej kulminacji. Pozwala to zatem oczekiwać, że w bliskiej przyszłości częstość występowania susz na obszarze Polski zacznie spadać, podobnie jak i temperatura powietrza. Można na tej podstawie sądzić, że nie ma podstaw do ekstrapolacji w dalszą przyszłość silnego dodatniego trendu częstości występowania susz sygnalizowanego m.in. przez U. Somorowską (2009), H. Lorenc (2011) i W. Pokojskiego (2015).

WNIOSKI

Stwierdzono występowanie związków między zmianami intensywności cyrkulacji termohalinowej na Atlantyku Północnym a częstością występowania susz na obszarze Polski. W okresach wzmocnienia intensywności THC (dodatnia faza) częstość występowania susz wzrasta i jest około 3,6 razy większa niż w ujemnej fazie THC. Wraz ze wzrostem wartości wskaźnika charakteryzującego intensywność THC (wskaźnika DG_{3L}) czas trwania suszy ulega wydłużeniu. Największe prawdopodobieństwo wystąpienia suszy w danym roku ma miejsce wtedy, kiedy w okresie dodatniej fazy THC w czasie poprzedzającej ten rok zimy wystąpi dodatnia faza NAO. Wpływ cyrkulacji termohalinowej na częstość i intensywność susz występujących w Polsce realizuje się głównie poprzez regulację strat wody na parowanie (ewapotranspirację).

Obserwowany po roku 1989 wzrost częstości występowania susz w Polsce można wiązać z trwaniem dodatniej fazy THC, w której wartości wskaźnika DG_{3L} , charakteryzującego jej intensywność systematycznie rosną (ryc. 1). Tym samym obserwuje się wzrost częstości susz, a przede wszystkim – skracanie się przerw między wystąpieniem lat z suszą, prowadzące do tworzenia się „serii” następujących bezpośrednio po sobie lat z suszą. O ile w okresie ujemnej fazy THC (1964–1988; 25 lat) wystąpiła tylko jedna, trzyletnia „seria” lat z suszą (1982–1984), to w pierwszym okresie dodatniej fazy THC (1951–1963; 13 lat) wystąpiła czteroletnia seria lat z suszą (1951–1954). W trwającym obecnie 27-letnim okresie dodatniej fazy THC serie lat z suszą to: czteroletnia seria 1991–1994, dwuletnia 2002–2003 oraz ośmioletnia seria lat 2008–2015. Nie należy jednak wnioskować z dotychczasowego silnego trendu wzrostu częstości i intensywności susz o dalszym, równie silnym, wzroście stopnia posusznosci Polski.

P.S.

Można dodać, że susza obejmująca rozległe obszary Polski, która wystąpiła latem 2018 roku i spowodowała poważne straty w rolnictwie, wystąpiła w warunkach, w których zimowy indeks NAO J.W. Hurrella (grudzień–marzec) miał wartość +0,30, a wskaźnik DG_{3L} osiągnął w roku 2018 nienotowaną wcześniej (od 1856 roku) wartość równą +4,85.

Literatura

- Baran-Gurgul K., Bodziony M., 2015, Susza społeczno-ekonomiczna a susza hydrologiczna w dorzeczu górnej Wisły, *Czasopismo Inżynierii Lądowej, Środowiska i Architektury*, 32 (62), 19–36.
- Bartczak A., Głazik R., Tyszkowski S., 2014, Identyfikacja i ocena intensywności okresów suchych we wschodniej części Kujaw, *Nauka Przyroda Technologie*, 8 (4) #46, 1–22.
- Brykała D., 2009, Przestrzenne i czasowe zróżnicowanie odpływu rzecznoego Skrzywi Lewej, *Prace Geograficzne* Nr 221. IGiPZ PAN, Warszawa.
- Bryś K., Bryś T., 2005, Ekstremalne wartości klimatycznych bilansów wodnych we Wrocławiu-Swojcu, *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, 5, 2 (15), 11–29.
- Delworth T.L., Mann M.E., 2000, Observed and simulated multidecadal variability in Northern Hemisphere, *Climate Dynamics*, 16 (9), 661–676.
- Doroszewski A., Józwicki T., Wróblewska E., Kozyra K., 2014, *Susza rolnicza w Polsce w latach 1961–2010*, IUNG, Puławy.
- Dymitriev A.A., Belyazo V.A., 2006, *Kosmos, planetarnaya klimaticheskaya izmenchivost' I atmosfera polarnykh regionov*, Gidrometizdat, Sankt-Peterburg.
- Enfield D.B., Mestas-Nunez A.M., Trimble P.J., 2001, The Atlantic Multidecadal Oscillation and its relation to Rainfall and River Flows in the Continental U.S., *Geophysical Research Letters*, 28 (10), 2077–2080.
- Farat R., 1993, *Susze w latach 1951–1990 w Polsce Zachodniej – oscylacje czy zmiany klimatyczne*, [w:] K. Kożuchowski (red.), *Globalne ocieplenie a współczesne zmiany klimatyczne w Polsce*, Materiały z Międzynarodowej Konferencji, Szczecin 31 maja – 1 czerwca 1993. Wyd. Uniwersytet Szczeciński, 145–158.
- Feng S., Hu Q., Oglesby R.J., 2010, Influence of Atlantic sea surface temperatures on persistent drought in North America, *Climate Dynamics*, 37 (3–4), 569–586.
- Gray S.T., Graumlich L.J., Betancourt J.L., Pederson G.T., 2004, A tree-ring based reconstruction of the Atlantic Multidecadal Oscillation since 1576 A.D., *Geophysical Research Letters*, 31, L12205, doi: 10.1029/2004GL019932.
- Hurrell J.W., 1995, Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: Regional temperatures and precipitation, *Science*, 269, 676–679.
- Hurrell J.W., Deser C., 2010, North Atlantic climate variability: The role of North Atlantic Oscillation, *Journal of Marine Systems*, 78 (1), 28–41, doi: 10.1016/j.jmarsys.2009.11.002.
- Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W., Deaven D., Gandin L., Iredell M., Saha S., White G., Woolen J., Zhu Y., Leetmaa A., Reynolds B., Chelliah M., Ebisuzaki W., Higgins W., Jankowiak J. Mo K.C., Ropelewski C., Wang J., Jenne R., Joseph D., 1996, The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project, *BAMS (Bulletin of the American Meteorological Society)*, 77 (3), 437–472.
- Kanecka-Geszke E., Smarzyńska K., 2007, Ocena suszy meteorologicznej w wybranych regionach agroklimatycznych Polski przy użyciu różnych wskaźników, *Acta Scientiarum Polonorum – Formatio Circumiectus*, 6 (2), 41–50.
- Kaznowska E., 2006, Charakterystyka susz hydrologicznych na przykładzie wybranych rzek północno-wschodniej części Polski, *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, 4(2), 51–59.
- Knight J.R., Allan R.J., Folland C.K., Vellinga M., Mann M.E., 2005, A signature of persistent natural thermohaline circulation cycles in observed Climate, *Geophysical Research Letters*, 32, L20708, doi: 10.1029/2005GL024233.
- Knight J.R., Folland C.K., Scaife A.A., 2006, Climate impacts of the Atlantic Multidecadal Oscillation, *Geophysical Research Letters*, 33, L17706, doi: 10.1029/2006GL026242.
- Knudsen M.F., Seidenkrantz M-S., Jacobsen B.H., Kuijpers A., 2010, Tracking the Atlantic Multidecadal Oscillation through the last 8,000 years, *Nature Communications*, 2, 178, 1–8. DOI: 10.1038/ncomms1186.
- Kowalczyk A., 2017, Adaptacja wskaźnika SPI na potrzeby monitorowania suszy w wodach podziemnych, *Przegląd Geologiczny*, 65, 11/2, 1301–1305.

- Koźmiński C., 1986, Przestrzenny i czasowy rozkład okresów bezopadowych trwających ponad 15 dni na terenie Polski, *Zeszyty Problemowe Postępów Nauk Rolniczych*, 268, 17–36.
- Kręgiel B., Jarosińska E., 2009, Obecny stan monitoringu zjawiska suszy w Polsce i na świecie, *Czasopismo Techniczne. Środowisko*, 106, 3, 87–99.
- Lorenc H., 2011, *Susze i opady maksymalne w Polsce*, Prezentacja na Seminarium PK GWP, [http://gwppl.org/data/uploads/prezentacje/Susze i opady maksymalne w Polsce.pdf](http://gwppl.org/data/uploads/prezentacje/Susze_i_opady_maksymalne_w_Polsce.pdf) (16.12.2011).
- Lorenc H., 2015, *Ekstrema klimatologiczne i meteorologiczne w Polsce w odniesieniu do V Raportu IPCC*, [w:] H. Lorenc, Z. Ustrnul (red.), *Klimat a społeczeństwo i gospodarka*, Wyd. PTGeofizyczne i IMGW BIP, Warszawa, 31–51.
- Lorenc H., Laskowska A., Ceran M., Mierkiewicz M., Sasim M., Wita A., 2006, Susza w Polsce – 2006 rok (przyczyny, natężenie, zasięg, wnioski na przyszłość), *Raport Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej*, Warszawa, https://bip.minrol.gov.pl/content/download/38357/195882/version/1/file/SUSZA-CAŁOŚĆ_1.pdf (14.10.2017).
- Łabędzki L., 2004, Problematyka susz w Polsce, *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, 4, 1 (10), 47–66.
- Łabędzki L., 2006, Susze rolnicze. Zarys problematyki oraz metody monitorowania i klasyfikacji, *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, Rozprawy naukowe i monografie, nr 17.
- Łabędzki L., Bąk B., 2002, Monitoring suszy za pomocą wskaźnika standaryzowanego opadu, *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, 2 (5), 9–19.
- Łabędzki L., Bąk B., 2004, Standaryzowany klimatyczny bilans wodny jako wskaźnik suszy, *Acta Agrophysica*, 3 (1), 117–124.
- Łabędzki L., Bąk B., 2014, Meteorological and agricultural drought indices used in drought monitoring in Poland: a review, *Meteorology, Hydrology and Water Management*, 2, 2, 3–13, doi: 10.26491/mhwm/34265.
- Mager P., Kuźnicka M., Kępińska-Kasprzak M., Farat R., 1999, *Zmiany natężenia i częstości pojawiania się susz w Polsce (1891–1995)*, [w:] A. Dubicki i in. (red.), *Zmiany i zmienność klimatu Polski, ich wpływ na gospodarkę, ekosystemy i człowieka*, Ogólnopolska Konferencja Naukowa, Łódź, 4–6 listopada 1999, 159–164.
- Mager P., Kuźnicka M., Kępińska-Kasprzak M., Farat R., 2000, Changes in the intensity and frequency of occurrence of droughts in Poland (1891–1995). *Geographia Polonica*, 73, 2, 41–47.
- Marsz A.A. 2015a, Cyrkulacja termohalinowa na Atlantyku Północnym a temperatura powietrza w Polsce (1961–2010), *Przegląd Geofizyczny*, 60 (3–4), 109–134.
- Marsz A.A. 2015b, Model zmian powierzchni lodów morskich Arktyki (1979–2013) – zmienne sterujące w modelu minimalistycznym i ich wymowa klimatyczna, *Problemy Klimatologii Polarnej*, 25, 249–334.
- Marsz A.A., Styszyńska A., 2009, Kontrola oceaniczna procesów ocieplania Arktyki – odmienny punkt widzenia na przyczyny zmian klimatu w Arktyce, *Problemy Klimatologii Polarnej*, 19, 7–31.
- Marsz A.A., Styszyńska A., Krawczyk W.E., 2016, Długookresowe wahania przepływów rocznych głównych rzek w Polsce i ich związek z cyrkulacją termohalinową Atlantyku Północnego, *Przegląd Geograficzny*, 88 (3), 295–316.
- Nigam S., Guan B., A. Ruiz-Barradas A., 2011, Key role of the Atlantic Multidecadal Oscillation in 20th century drought and wet periods over the Great Plains, *Geophysical Research Letters*, 38, L16713, doi:10.1029/2011GL048650.
- Oglesby R., Feng S., Hu Q., Rowe C., 2011, The role of the Atlantic Multidecadal Oscillation on medieval drought in North America: Synthesizing results from proxy data and climate models, *Global and Planetary Change*, 84–85, 56–65.
- Paszczyk J., Michalczyk Z., 2012, Opis i analiza zmienności wskaźnika suszy Palmera na obszarze Polski w okresie 1901–2000, *Acta Agrophysica*, 19 (1), 89–110.
- Pokojski W., 2015, Zagrożenie suszą w Polsce a klimatyczny bilans wodny, *Prace i Studia Geograficzne*, 57, 103–110.
- Schlesinger M.F., Ramankutty N., 1994, An oscillation in the global climate system of period 65–70 years, *Nature*, 307, 723–726.
- Smith T.M., Reynolds R.W., Petersen T.C., Lawrimore J., 2008, Improvements to NOAA’s Historical Merged Land–Ocean Surface Temperature Analysis (1880–2006), *Journal of Climate*, 21 (10), 2283–2296.
- Somorowska U., 2009, Wzrost zagrożenia suszą hydrologiczną w różnych regionach geograficznych Polski w XX wieku, *Prace i Studia Geograficzne*, 43, 97–114.
- Somorowska U., 2016, Changes in drought conditions in Poland over past 60 years evaluated by the standardized precipitation–evapotranspiration index, *Acta Geophysica*, 64 (60), 2530–2549.
- Styszyńska A., 2001, Oscylacja Północnego Atlantyku a opady na obszarze Polski, *Prace i Studia Geograficzne*, 29, 233–241.

- Szyga-Pluta K., 2018, Zmienność występowania susz w okresie wegetacyjnym w Polsce w latach 1966–2015, *Przegląd Geofizyczny*, 63, 1–2, 51–67.
- Świątek M., 2016, Effects of NAO on the climatic water budget at the Polish southern Baltic coast, *Bulletin of Geography, Physical Geography Series*, 11, 17–25.
- Tokarczyk T., 2008, Wskaźniki oceny suszy stosowane w Polsce i na świecie, *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, 7, 167–182.
- Tokarczyk T., 2010, *Niżówka jako wskaźnik suszy hydrologicznej*, IMGW, Warszawa.
- Wibig J., 2012, Warunki wilgotnościowe w Polsce w świetle wskaźnika standaryzowanego klimatycznego bilansu wodnego, *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, 12, 2, 329–340.
- Wrzeński D., 2010, Odpływ rzek w Polsce w różnych fazach Oscylacji Północnoatlantyckiej, *Badania Fizjograficzne*, R. I, Seria A – Geografia Fizyczna, A61, 129–144, doi: 10.2478/v10116-010-0007-z.
- Zhang L., Wang C., 2013, Multidecadal North Atlantic sea surface temperature and Atlantic meridional overturning circulation variability in CMIP5 historical simulations, *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 118, 10, 5772–5791, doi:10.1002/jgrc.20390.
- Ziernicka-Wojtaszek A., 2012, Porównanie wybranych wskaźników oceny suszy atmosferycznej na obszarze województwa podkarpackiego (1901–2000), *Woda–Środowisko–Obszary Wiejskie*, 12, 2, 365–376.
- Zwieriev A.S., 1977, *Sinopticheskaya meteorologiya*, Izd. 2, Gidrometeoizdat, Leningrad.