

## Prognozowanie parametrów sezonu pyłkowego traw w Krakowie

DOROTA MYSZKOWSKA

MYSZKOWSKA, D. 2011. Forecasting of the grass pollen season parameters in Krakow. *Fragmenta Floristica et Geobotanica Polonica* 18(2): 397–407. Kraków. PL ISSN 1640-629X.

**ABSTRACT:** The main aim of the research was to prepare the mathematical models predicting the grass pollen season parameters in Krakow. The results were presented for different time series from 1991 to 2008 and they were tested using the data from 2008 to 2010. The length of time series had an impact on the model construction and on the variability of the predicted parameters. The better accuracy was obtained for a one year model. The models for the season start and end seemed to be the best fitted. The models for the SPI value and peak concentration were slightly fitted and the multi-variable models were less satisfying in comparison with the models containing single independent variables.

**KEY WORDS:** grass pollen season, long-term forecast models, regression analysis

*D. Myszkowska, Zakład Alergologii Klinicznej i Środowiskowej, Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, ul. Śniadeckich 10, PL-31-531 Kraków, Polska; e-mail: dmyszko@cm-uj.krakow.pl*

### WSTĘP

Modele matematyczne prognozujące występowanie parametrów sezonów pyłkowych mają duże znaczenie dla monitorowania leczenia alergii pyłkowej, obserwacji zmian klimatycznych, fenologicznych, zachowania się roślin (SCHÄPPI i in. 1998; EMBERLIN i in. 1999; LAADI 2001; VALENCIA-BARRERA i in. 2001; STACH i in. 2008). Do przygotowania modeli empirycznych konieczne jest wykorzystanie długiej serii pomiarowej, aczkolwiek jak podają RANCI i in. (2003) modele wykonywane przy użyciu sieci neuronowych wykazują, że związek pomiędzy koncentracją pyłku i czynnikami meteorologicznymi może być niezależny od miejsca obserwacji. GARCÍA-MOZO i in. (2009) wykonali takie uniwersalne modele dla początku sezonu i dnia o maksymalnej koncentracji dla 12 miast w Hiszpanii, uzyskując odpowiednio dopasowanie w granicach 4 i 6 dni różnicy dla tych parametrów.

Większość opracowywanych modeli opiera się na zależnościach pomiędzy parametrami sezonu pyłkowego roślin a czynnikami pogodowymi, wykazującymi istotny wpływ na stężenie pyłku (EMBERLIN i in. 1999; LAADI 2001; PIOTROWSKA 2006; STACH i in. 2008). Zmienność parametrów sezonu pyłkowego w kolejnych latach zależy od badanego taksonu. Badania wykazują silną zmienność dla początku sezonu i stężenia pyłku drzew wczesnowiosennych (olszy i leszczyny) (PIOTROWICZ & MYSZKOWSKA 2006; EMBERLIN i in. 2007).

Natomiast sezony pyłkowe większości roślin, w tym traw, są uważane za bardziej stabilne pod względem okresu występowania w kolejnych latach (EMBERLIN i in. 2000; PETERNEL i in. 2006; PIOTROWICZ & MYSZKOWSKA 2008; GARCÍA-MOZO i in. 2009; JATO i in. 2009).

Dotychczasowe obserwacje aerobiologiczne prowadzone w Krakowie wykazują, że w latach 1991–2008 początek i koniec sezonu pyłkowego traw charakteryzuje się najmniejszą zmiennością, ponadto dla końca sezonu obliczonego metodą 95/90% wykazano niższy współczynnik zmienności niż dla początku (V% 4.57 vs 6.74). Najwyższą zmienność stwierdzono dla sumy rocznej ziaren pyłku (V% 56,71) i wartości ich maksymalnego stężenia dobowego (V% 63,68) (MYSZKOWSKA 2010). Jak podają WOŁEK i MYSZKOWSKA (2008) na przykładzie sezonów występowania zarodników *Alternaria* w Krakowie tylko parametry o niewielkiej zmienności i dużej precyzji estymacji wykazują wartości prognostyczne.

Opierając się na analizie korelacji parametrów sezonu i elementów meteorologicznych wykazano, że na początek i koniec sezonu najsilniej wpływa średnia temperatura powietrza w okresie kwiecień-maj (zależność negatywna), zachmurzenie i średnia temperatura z analogicznego okresu wywierają istotny wpływ na wystąpienie dnia maksymalnego stężenia, natomiast na intensywność pylenia (SPI) ma wpływ głównie wilgotność w kwietniu, zachmurzenie w lutym-marcu oraz opady w drugiej połowie czerwca (MYSZKOWSKA 2010).

Celem badań było stworzenie modeli matematycznych opisujących i prognozujących parametry sezonu pyłkowego traw w Krakowie w oparciu o elementy meteorologiczne.

## METODYKA

Materiał do analizy stanowiły dobowe stężenia pyłku traw i wybranych elementów meteorologicznych. Próby powietrza atmosferycznego zawierające pyłek roślin pobierano metodą wolumetryczną stosując aparaty: f. Burkard (1991–2003) i f. Lanzoni (2004–2010), umieszczone na standardowej wysokości 20 m n.p.g. (MANDRIOLI i in. 1998), w centrum miasta. Ziarna pyłku liczono przy użyciu mikroskopu świetlnego (Olympus BX 50) przy powiększeniu 400x. W latach 1991–1999 stosowano metodę 12 pasów wertykalnych, a od 2000 r. stosowana jest metoda 4 pasów horyzontalnych. Stężenie dobowe ziaren pyłku podano jako liczbę ziaren w 1 m<sup>3</sup> powietrza/24 godziny. Zastosowano metodę 95% sumy rocznej do wyznaczenia początku i 90% do wyznaczenia końca sezonu pyłkowego. Według tej metody za początek sezonu przyjmuje się dzień, w którym została osiągnięta i/lub przekroczona wartość 2,5% sumy rocznej pyłku, za koniec sezonu uznaje się dzień, w którym została osiągnięta i/lub przekroczona wartość 95% sumy rocznej (STACH & KASPRZYK 2005).

Dane meteorologiczne uzyskano ze Stacji Pomiarowej Zakładu Klimatologii Uniwersytetu Jagiellońskiego, zlokalizowanej w bezpośrednim sąsiedztwie aparatu wolumetrycznego i prowadzącej nieprzerwanie pomiary od 1792 r. W modelach prognostycznych wykorzystano elementy meteorologiczne (średnie 10-dniowe i miesięczne o wysokiej statystycznie istotnej korelacji z badanymi parametrami sezonu. Jako dane wyjściowe wykorzystano: średnią dobową temperaturę powietrza, opady deszczu, średnią dobową wilgotność względną, zachmurzenie i usłonecznienie względne.

Analiza statystyczna miała na celu skonstruowanie modeli prognostycznych dla wybranych parametrów sezonu pyłkowego traw (początek, koniec, data stężenia maksymalnego i jego wartość, SPI – sumaryczne stężenie pyłku w wyznaczonym sezonie). W oparciu o policzone wcześniej współczynniki korelacji stworzono modele regresji liniowej, prezentując proste modele z jedną zmienną objaśniającą oraz modele z kilkoma zmiennymi objaśniającymi. Do tworzenia modeli z kilkoma zmiennymi objaśniającymi wykorzystano metodę regresji krokowej postępującej. Zaprezentowano modele, zawierające zmienne objaśniające nieskorelowane ze sobą i wyjaśniające największą część zmienności zmiennej zależnej. Szukano

modeli zarówno z wyrazem wolnym, jak i bez. W wynikach zaprezentowano funkcyjną postać modeli oraz podano wartość współczynnika determinacji.

Modele tworzone dla kilku serii danych: 1991–2007 (1991–2008), 1997–2007 (1997–2008) oraz 1998–2007 (1998–2008), zaś w wynikach przedstawiano po jednym z modeli z jedną zmienną i kilkoma zmiennymi. Prognozy prezentowano dla 2008, 2009 i 2010 lub 2009 i 2010 r. Błąd prognozy przedstawiono jako wartość bezwzględną różnicy danych rzeczywistych i danych otrzymanych w modelu. Obliczenia wykonano w programie SAS wersja 9.2.

## WYNIKI

W tabelach 1–5 przedstawiono modele prognostyczne dla poszczególnych parametrów sezonu pyłkowego traw. W tabelach uwzględniono tylko te modele, dla których uzyskano satysfakcjonujące dopasowanie do wartości obserwowanych ( $R^2$ ), przy modelach z wieloma zmiennymi współczynniki dopasowania traciły istotność, a prognozy były gorsze niż dla modelu z jedną zmienną.

Długość serii wpływa na wygląd modelu prognostycznego, jak również na zmienność prognozowanego parametru. Niezależnie od modelowanego parametru mniejsze błędy predykcyjne uzyskiwano dla modeli, które prognozowały tylko jeden rok, tzn. prognozy na 2009 r. z modeli z danych do 2007 r. były gorsze niż prognozy danych obejmujących 2008 r. Dla wszystkich parametrów najlepsze dopasowanie uzyskano dla prognozy na 2008 rok. Dla początku i końca sezonu otrzymano modele o najlepszym dopasowaniu (Tab. 1, 2). Modele zawierające 1–2 zmienne niezależne wykazywały lepsze dopasowanie niż modele zawierające wiele zmiennych, przy czym temperatura średnia z okresu 101–110 dni od 1 stycznia była elementem najsilniej determinującym oba parametry. Uwzględniono także opady z I dekady maja i usłonecznienie z końca lutego dla początku sezonu. Dla końca sezonu uzyskano wyższe wartości  $R^2$  niż dla początku (Tab. 2), w modelach uwzględniono głównie zachmurzenie w okresie luty–maj. Na modelowanie końca sezonu większy wpływ niż na początek miała również seria danych. Największy wpływ na datę maksymalnego stężenia miała średnia wilgotność z okresu 1–10 maja i zwłaszcza dla 2010 r. prognozy oparte na tym czynniku były lepsze niż przy uwzględnieniu zachmurzenia z okresu kwiecień–maj (Tab. 3). Prognozowanie maksymalnego stężenia oraz wartości SPI było obarczone większym błędem (Tab. 4, 5). Dla maksymalnego stężenia zaobserwowano błąd prognoz w granicach powyżej 50%, jedynie dla roku 2009 przy zastosowaniu pełnej serii danych błąd wynosił do 10%. Modele dla SPI obarczone były największym błędem, pomimo że w roku 2008 uzyskano około 95% sprawdzalności. Dla lat 2009 i 2010 dopasowanie różniło się w zależności od serii badawczej: dla pełnej serii (1991–2007, 1991–2008) lepsze dopasowanie stwierdzono w 2009 r., dla serii 1997–2007 i 1997–2008 w 2010 r., a dla serii 1998–2007 i 1998–2008 różnice były podobne.

## DYSKUSJA

Przesłankami do modelowania parametrów sezonu pyłkowego traw były chęć opisu matematycznego dynamiki sezonów pyłkowych i praktyczne wykorzystanie wyników badań

**Tabela 1.** Modele prognostyczne dla początku sezonu pylenia traw w Krakowie w różnych seriach czasowych.  $Temp_{11}$  – średnia temperatura w okresie 101–110 dni od 1.01;  $Opad_{13}$  – średnie opady deszczu w okresie 121–130 dni od 1.01;  $Zach_{M23}$  – średnie zachmurzenie w okresie marzec-kwiecień. Modeli wykonanych dla serii danych: 1998–2007 i 1998–2008 nie uwzględniono z powodu słabego dopasowania. Początek podano jako kolejny dzień roku

**Table 1.** The predictive models for the start of the grass pollen season in Krakow in different time series.  $Temp_{11}$  – mean daily average temperature in 101–110 days from 1.01;  $Rain_{13}$  – mean daily rainfall days 121–130 from 1.01;  $Cloud_{M23}$  – mean cloudiness in March–April. Models constructed using time series: 1998–2007 and 1998–2008 were excluded because of weak fitting. Season start given as a consecutive day of a year

Seria danych użytych do modelowania Data used in modeling	Zmienna niezależna użyta w modelu Independent variable used in a model	$R^2$	2008		2009		2010	
			Początek – 133 Season start	Różnica Difference	Początek – 122 Season start	Różnica Difference	Początek – 143 Season start	Różnica Difference
1991–2007	$=164,606 - 3,096 * Temp_{11}$	0,6158	132	1	129	7	135	8
1991–2008	$=164,451 - 3,070 * Temp_{11}$	0,6224			129	7	136	7
1991–2008	$=139,99 - 2,716 * Temp_{11} - 2,397 * Opad_{13} + 0,379 * Zach_{M23}$	0,7143			122	0	140	3
1997–2007	$=159,325 - (2,679 * Temp_{11})$	0,5703	131	2	128	6	134	9
1997–2007	$=160,704 - (2,232 * Temp_{11}) - (3,400 * Opad_{13})$	0,7871	134	1	131	9	113	30
1997–2008	$=159,130 - (2,693 * Temp_{11})$	0,5674			129	7	134	9
1997–2008	$=160,704 - (2,267 * Temp_{11}) - (3,328 * Opad_{13})$	0,7861			131	9	114	29

**Tabela 2.** Modele prognostyczne dla końca sezonu pylenia traw w Krakowie w różnych seriach czasowych. Temp<sub>11</sub> – średnia temperatura w okresie 101–110 dni od 1.01; Uston<sub>17</sub> – średnie ustonecznienie względne w okresie 161–170 dni od 1.01; Opad<sub>M5</sub> – średnie opady deszczu w maju; Zach<sub>13</sub> – średnie zachmurzenie w okresie 121–130 dni od 1.01; Zach<sub>18</sub> – średnie zachmurzenie w okresie 171–180 dni od 1.01; Zach<sub>M42</sub> – średnie zachmurzenie w okresie luty-maj; Zach<sub>M51</sub> – średnie zachmurzenie w okresie styczeń-maj; Wilg<sub>15</sub> – średnia wilgotność względna w okresie 141–150 dni od 1.01. Koniec sezonu podano jako kolejny dzień roku

**Table 2.** Predictive models for the end of the grass pollen season in Krakow in different time series. Temp<sub>11</sub> – mean daily average temperature in 101–110 days from 1.01; Sunsh<sub>17</sub> – mean daily relative sunshine in 161–170 days from 1.01; Rain<sub>M5</sub> – mean May daily average rainfall; Cloud<sub>13</sub> – mean daily cloudiness in 121–130 days from 1.01; Cloud<sub>18</sub> – mean daily cloudiness in 171–180 days from 1.01; Cloud<sub>M42</sub> – mean February-May cloudiness; Cloud<sub>M51</sub> – mean January-May cloudiness; Humid<sub>15</sub> – mean daily relative humidity in 141–150 days from 1.01. Season end given as a consecutive day of a year

Seria danych użytych do modelowania Data used in modeling	Zmienna użyta w modelu Independent variable used in a model	R <sup>2</sup>	2008 Koniec – 208 Season end		2009 Koniec – 212 Season end		2010 Koniec – 199 Season end	
			Prognoza Forecast	Różnica Difference	Prognoza Forecast	Różnica Difference	Prognoza Forecast	Różnica Difference
1991–2007	=99,637 + (1,719*Zach <sub>M42</sub> )	0,4704	213	5	207	5	220	21
1991–2007	=129,442 + (1,481*Zach <sub>M42</sub> ) – (1,712*Temp <sub>11</sub> )	0,6442	209	1	203	9	217	18
1991–2007	=187,454 + (1,158*Zach <sub>M42</sub> ) – (1,868*Temp <sub>11</sub> ) – (0,514*Wilg <sub>15</sub> )	0,7395	205	3	205	7	213	14
1991–2008	=100,581 + (1,700*Zach <sub>M42</sub> )	0,4584			207	5	220	21
1991–2008	=130,067 + (1,474*Zach <sub>M42</sub> ) – 1,736*Temp <sub>11</sub> )	0,6442			202	6	217	18
1991–2008	=183,212 + (1,190*Zach <sub>M42</sub> ) – 1,807*Temp <sub>11</sub> ) – (0,487*Wilg <sub>15</sub> )	0,7381			205	7	214	15
1997–2007	=34,700 + (2,647*Zach <sub>M51</sub> )	0,5136	212	4	209	3	228	29
1997–2007	=79,701 + (2,396*Zach <sub>M51</sub> ) – (1,981*Temp <sub>11</sub> ) – (4,759*Opad <sub>M5</sub> )	0,8937	214	6	201	11	192	7
1997–2008	=36,200 + (2,620*Zach <sub>M51</sub> )	0,5049			209	3	227	28
1997–2008	=82,998 + (2,351*Zach <sub>M51</sub> ) – (2,182*Temp <sub>11</sub> ) – (0,213*Uston <sub>17</sub> )	0,8806			209	3	227	28
1998–2007	=4,919 + (3,076*Zach <sub>M51</sub> )	0,6479	211	3	208	4	229	30
1998–2007	=0,196*Zach <sub>13</sub> ) + (0,661*Zach <sub>18</sub> ) + (2,409*Zach <sub>51</sub> )	0,9998*	207	1	228	16	241	42
1998–2008	=5,599 + (3,062*Zach <sub>M51</sub> )	0,6431			207	5	229	30

\* model without intercept

**Tabela 3.** Modele prognostyczne dla dnia stężenia maksymalnego pyłku traw w sezonu pylenia w Krakowie w różnych seriach czasowych.  $Zach_{M24}$  – średnie zachmurzenie w okresie kwiecień-maj;  $Wilg_{13}$  – średnia wilgotność względna w okresie 121–130 dni od 1.01. Modele wykonanych dla serii danych: 1991–2007 i 1991–2008 nie uwzględniono z powodu słabego dopasowania. Dzień stężenia maksymalnego podano jako kolejny dzień roku

**Table 3.** Predictive models for the day of grass pollen peak concentration in Krakow in different time series.  $Cloud_{M24}$  – mean April-May cloudiness;  $Humid_{13}$  – mean daily average relative humidity in 121–130 days from 1.01. Models constructed using time series: 1991–2007 and 1991–2008 were excluded because of weak fitting. Peak day given as a consecutive day of a year

Seria danych użytych do modelowania Data used in modeling	Zmienna użyta w modelu Independent variable used in a model	$R^2$	2008		2009		2010	
			Dzień maksymalnego stężenia – 178 Peak day	Różnica Difference	Dzień maksymalnego stężenia – 186 Peak day	Różnica Difference	Dzień maksymalnego stężenia – 157 Peak day	Różnica Difference
1997–2007	$=29,292 + (2,384 * Zach_{M24})$ $=76,588 + (1,477 * Wilg_{13})$	0,5643 0,3680	189	13	139	48	202	45
1997–2007			177	1	161	25	207	50
1997–2008	$=52,336 + (1,867 * Wilg_{13})$ $=78,083 + (2,846 * Zach_{M24})$	0,5514 0,3719			159	27	217	60
1997–2008					148	38	190	33
1998–2007	$=45,096 + (1,95 * Wilg_{13})$ $=26,267 + (2,437 * Zach_{M24})$	0,6783 0,4968	178	0	157	29	217	60
1998–2007			189	11	137	49	203	46
1998–2008	$=45,215 + (1,948 * Wilg_{13})$ $=43,893 + (2,127 * Zach_{M24})$	0,6840 0,4672			157	29	217	60
1998–2008					141	45	198	41

**Tabela 4.** Modele prognostyczne dla wartości stężenia maksymalnego pyłku traw w sezonie pyłkowym w Krakowie w różnych seriach czasowych.  $Opad_{19}$  – średnie opady deszczu w okresie 181–190 dni od 1.01;  $Temp_{M4}$  – średnia temperatura w kwietniu. Stężenie maksymalne pyłku –  $pgm^{-3}$

**Table 4.** Predictive models for the grass maximum concentration in Krakow in different time series.  $Rain_{19}$  – mean daily average rainfall in 181–190 days from 1.01;  $Temp_{M4}$  – mean April temperature. Maximum pollen concentration –  $pgm^{-3}$

Seria danych użytych do modelowania Data used in modeling	Zmienna użyta w modelu Independent variable used in a model	$R^2$	2008		2009		2010	
			Stężenie maks. – 84 Peak concentration	Różnica Difference	Proгноza Forecast	Różnica Difference	Stężenie maks. – 132 Peak concentration	Proгноza Forecast
1991–2007	$=78,580 + (19,124 * Opad_{19})$	0,6164	149	65 (77%)	143	11 (8%)	88	110 (55%)
1991–2008	$=78,389 + (18,995 * Opad_{19})$	0,5946			139	7 (6%)	85	113 (57%)
1997–2007	$=667,233 - (53,874 * Temp_{M4})$	0,8163	143	59 (70%)	15	117 (89%)	143	55 (28%)
1997–2008	$=664,376 - (19,124 * Temp_{M4})$	0,7931			9	123 (93%)	138	60 (30%)
1998–2007	$=385,902 - (26,536 * Temp_{M4})$	0,7395	128	44 (52%)	64	68 (51%)	128	70 (36%)
1998–2008	$=373,051 - (25,647 * Temp_{M4})$	0,6295			62	70 (53%)	123	75 (38%)

**Tabela 5.** Modele prognostyczne dla wartości SPI w sezonie pyłkowym traw w Krakowie w różnych seriach czasowych.  $Opad_{19}$  – średnie opady deszczu w okresie 181–190 dni od 1.01;  $Temp_{M4}$  – średnia temperatura w kwietniu. SPI – sumaryczne stężenie pyłku w sezonie

**Table 5.** Predictive models for the SPI value of grass pollen seasons in Krakow in different time series.  $Rain_{19}$  – mean daily average rainfall in 181–190 days from 1.01;  $Temp_{M4}$  – mean April temperature. SPI – seasonal pollen index

Seria danych użytych do modelowania Data used in modeling	Zmienna użyta w modelu Independent variable used in a model	$R^2$	2008		2009		2010	
			Proгноza Forecast	Różnica Difference	Proгноza Forecast	Różnica Difference	Proгноza Forecast	Różnica Difference
1991–2007	$=1213,37 + (238,83 * Opad_{19})$	0,5602	2093	117 (5%)	2019	990 (33%)	1333	2571 (66%)
1991–2008	$=1219,14 + (239,06 * Opad_{19})$	0,5605			2026	983 (34%)	1339	2565 (66%)
1997–2007	$=8486,87 - (626,24 * Temp_{M4})$	0,8287	2394	184 (8%)	900	2109 (70%)	2392	1512 (39%)
1997–2008	$=8477,96 - (626,90 * Temp_{M4})$	0,8272			883	2126 (71%)	2377	127 (3%)
1998–2007	$=6249,45 - (408,82 * Temp_{M4})$	0,6039	2272	62 (3%)	1297	1712 (57%)	2271	1633 (42%)
1998–2008	$=6231,35 - (407,57 * Temp_{M4})$	0,6032			1294	1715 (57%)	2265	1639 (42%)

dla celów medycznych. Pyłek traw jako główny alergen roślinny w Europie (D'AMATO i in. 2007) jest drugim, po kurzu domowym z roztoczymi, źródłem alergenów wywołujących alergiczny nieżyt nosa w Polsce (SAMOLIŃSKI 2008). W Krakowie około 80% pacjentów z alergią pyłkową jest uczulonych na alergeny pyłku traw (OBTUŁOWICZ i in. 1991; MYSZKOWSKA i in. 2002). Ponieważ całkowite uniknięcie ekspozycji na pyłek traw, których w Polsce rośnie ponad 200 gatunków (FREY 2007) jest niemożliwe, prognozowanie parametrów sezonu może być pomocne w ocenie narażenia pacjentów na alergizujący pyłek, zwłaszcza w alergii sezonowej (BURR 1999).

Jak wynika z przedstawionych rezultatów, przewidywanie wartości parametrów sezonu pyłkowego ściśle zależy od długości serii badawczej. Na podstawie analizy sezonów pyłkowych traw w Krakowie w latach 1991–2008 stwierdzono, że sezon 1997 wyróżniał się najwyższą wartością sumy rocznej pyłku ( $5940 \text{ pgm}^{-3}$ ) i stężenia maksymalnego ( $437 \text{ pgm}^{-3}$ ). Sezon zaczął się późno (154 dzień roku) i trwał tylko 62 dni. Warunki termiczne wiosną i latem były przeciętne, poza chłodnym kwietniem, natomiast lato 1997 r. było bardzo wilgotne (PIOTROWICZ & MYSZKOWSKA, 2008). Z tego względu okres badawczy podzielono na serie zawierające dane z 1997 r. oraz bez danych z 1997 r., co skutkowało większą liczbą modeli, ale jednocześnie bardziej wnikliwą analizą. Dopasowanie modeli było najlepsze dla roku następującego po analizowanym okresie. Z tego wynika, że modele powinny być uaktualniane o bieżące dane i parametry policzone dla kolejnego sezonu. Trudnością jest fakt, że parametry są obliczane po zakończeniu sezonu pyłkowego i dopiero wówczas można sprawdzić efektywność modeli.

Modele najlepiej sprawdzały się w roku 2008, a najłabiej w 2010. Prawdopodobnie wynikało to z odmiennych warunków pogodowych w omawianych latach. W roku 2008 od marca do maja było dość ciepło, marzec był ponadto stosunkowo wilgotny, a lato ciepłe i dość suche. Rok 2009 charakteryzował się przeciętną zimą, ciepłym i suchym kwietniem (suma opadów miesięcznych wynosiła 0,5 mm) oraz ciepłym i wilgotnym latem. Natomiast rok 2010 był nietypowy pod wieloma względami pogodowymi – zima była chłodna i śnieżna, bardzo chłodny i mokry był maj oraz zmienna pogoda w lecie. W omawianych trzech latach (2008–2010), sezon pyłkowy zaczął się najwcześniej w 2009 r. (2.05), najpóźniej w 2010 r. (23.05). Stężenie roczne było najwyższe w 2010 r. BURR (1999) podkreśla, że modele powinny być sprawdzane na większej liczbie lat, gdyż są bardzo wrażliwe na sezonowe wahania czynników meteorologicznych. Większość publikowanych badań ogranicza się natomiast do estymacji modeli w 2–3 kolejnych sezonach (EMBERLIN i in. 1999; LAADI 2001; STACH i in. 2008).

Najlepsze dopasowanie modeli uzyskano dla początku i końca sezonu pyłkowego traw jako parametrów o najmniejszej zmienności w badanym okresie (1991–2008). Wybór elementów meteorologicznych wykazujących wpływ na badane parametry jest zbieżny z badaniami prowadzonymi w innych ośrodkach. Prognozując początek sezonu pyłkowego traw w czterech miastach Burgundii (Francja) LAADI (2001) uzyskał błąd prognoz 0–12 dni, stosując w modelach regresji wielorakiej temperaturę maksymalną z I dekady kwietnia i opady z III dekady kwietnia, przy czym testując modele na danych z trzech kolejnych lat nie stwierdził znacznych różnic w dopasowaniu. Temperatura powietrza przed sezonem, opady i usłonecznienie mają największy wpływ na wzrost i rozwój traw, jednak dokładne



ustalenie wpływu tych elementów na parametry sezonu jest różnie oceniane w różnych ośrodkach badań. Według PIOTROWSKIEJ (2006) temperatura skumulowana  $>5,6^{\circ}\text{C}$  liczona od początku roku determinuje początek sezonu.

Dzień maksymalnej koncentracji pojawia się w trakcie trwania sezonu jako efekt wzrastającego od początku sezonu stężenia pyłku, którego dynamika dla traw jest przeważnie prawoskośna. W przypadku wstępnej analizy korelacji (test rang Spearmana) stwierdzono, że na stężenie maksymalne ma silny wpływ zachmurzenie od stycznia do maja, czyli w całym okresie poprzedzającym sezon (MYSZKOWSKA 2010), jednak w modelach opartych na analizie regresji liniowej jako zmienne objaśniające zastosowano wartości średniej temperatury z kwietnia i opadów z początku lipca, analogicznie jak przy wartości SPI. Prognozy dla daty dnia maksymalnego stężenia były dobrze dopasowane dla 2008 r., natomiast w kolejnych latach różnice wynosiły już do dwóch miesięcy. W przypadku dnia maksymalnego stężenia łatwiej byłoby oszacować jego wystąpienie na podstawie prognozy dla początku sezonu i opierając się na statystyce opisowej parametrów, głównie na odchyleniu standardowym od średniej. Natomiast wartość stężenia maksymalnego można określić opierając się na policzonej wartości stężenia rocznego, wykazującego korelację z wartością maksymalną (MYSZKOWSKA 2010). W pracy GARCÍA-MOZO i in. (2009) uzyskano różnice w wystąpieniu dnia maksymalnej koncentracji o 15–20 dni dla badanych 12 miast w Hiszpanii. Jako główny czynnik objaśniający podano usłonecznienie przed sezonem.

Prognozy dla wartości SPI dla 2008 r. wykazywały błąd estymacji rzędu kilku procent, natomiast dla następnych dwóch lat różnice pomiędzy wartościami oczekiwanymi i przewidywanymi wynosiły do 70%. EMBERLIN i in. (1999) opierając się na ponad 30-letniej serii danych z trzech miast w Anglii wykazali różnice w doborze elementów meteorologicznych determinujących intensywność pylenia w sezonie. Dla Cardiff uzyskano najlepsze modele uwzględniające opady w czerwcu i temperaturę maja ( $R^2=96,6$ ), w Londynie temperaturę późnej wiosny i III dekady czerwca ( $R^2=91,5$ ) oraz w Derby temperaturę z marca i kwietnia ( $R^2=98\%$ ). Przewidywane sumy roczne były na poziomie 66% wartości obserwowanej.

Reasumując należy stwierdzić, że tworzenie modeli dla parametrów sezonu pyłkowego traw z jednorocznym wyprzedzeniem daje korzystniejsze prognozy. Prognozy dla początku sezonu są obarczone mniejszym błędem niż dla końca sezonu, natomiast prognozowanie wartości SPI i stężenia maksymalnego, ze względu na wysoką zmienność w kolejnych latach nie dają zadowalających wyników.

**Podziękowania.** Zastosowane w trakcie badań elementy meteorologiczne zostały uzyskane w ramach współpracy z Zakładem Klimatologii Uniwersytetu Jagiellońskiego.

Publikacja przygotowana w ramach projektu MNiSW Nr N 305 021236.

## LITERATURA

- BURR M. L. 1999. Grass pollen: trends and predictions. – *Clinical and Experimental Allergy* **29**: 735–738.
- D'AMATO D., CECCHI L., BONINI S., NUNES C., ANNESI-MAESANO I., BEHRENDT H., LICCARDI G., POPOV T. & VAN CAUWENBERGE P. 2007. Allergenic pollen and pollen allergy in Europe. – *Allergy* **62**(9): 976–990.

- EMBERLIN J., SMITH M., CLOSE R. & ADAMS-GROOM B. 2007. Changes in the seasons of the early flowering trees *Alnus* spp and *Corylus* spp in Worcester, United Kingdom, 1996–2005. – *Int. J. Biometeorol.* **51**: 181–191.
- EMBERLIN J., MULLINS J., CORDON J., JONES S., MILLINGTON W., BROOKE M. & SAVAGE M. 1999. Regional variations in grass pollen seasons in the UK, long term trends and forecast models. – *Clin. Exp. Allergy* – **29**: 347–356.
- EMBERLIN J., JAEGER S., DOMINGUEZ-VILCHES E., GALAN SOLDEVILLA C., HODAL L., MANDRIOLI P., RANTIO LEHTIMÄKI A., SAVAGE M., SPIEKSA F. TH. & BARTLETT C. 2000. Temporal and geographical variations in grass pollen seasons in areas of western Europe: an analysis of season dates at sites of the European pollen information system. – *Aerobiologia* **16**: 373–379.
- FREY L. 2007. Taksonomia traw. – W: L. FREY (red.), Księga polskich traw, s. 39–63. Instytut Botaniki im. W. SZAFERA, Polska Akademia Nauk, Kraków.
- GARCÍA-MOZO H., GALAN C., BELMONTE J., BERMEJO D., CANDAU P., DÍAZ DE LA GUARDIA C., ELVIRA B., GUTIÉRREZ M., JATO V., SILVA I., TRIGO M. M., VALENCIA R. & CHUINE I. 2009. Predicting the start and peak dates of the Poaceae pollen season in Spain using process-based models. – *Agricultural and Forest Meteorology* **149**: 256–262.
- JATO V., RODRÍGUEZ-RAJO F. J., SAIJO M. C. & AIRA M. 2009. *Poaceae* pollen in Galicia (N.W. Spain): characterization and recent trends in atmospheric pollen season. – *Int. J. Biometeorol.* **53**: 333–344.
- LAADI M. 2001. Forecasting the start of the pollen season of *Poaceae*: evaluation of some methods based on meteorological factors. – *Int. J. Biometeorol.* **45**: 1–7.
- MANDRIOLI P., COMTOIS P., DOMÍNGUEZ E., GALÁN C., SYZDEK L.D. & ISARD S.A. 1998. Sampling: Principles and Techniques. – W: P. MANDRIOLI, P. COMTOIS & V. LEVIZZANI (red.), *Methods in Aerobiology*, s. 55–59. Pitagora Editrice, Bologna.
- MYSZKOWSKA D. 2010. The grass pollen season dynamics in relation to the meteorological conditions in Cracow, Southern Poland, 1991–2008. – *Acta Agrobot.* **63**(2): 85–96.
- MYSZKOWSKA D., STĘPAŁSKA D., OBTUŁOWICZ K. & POREBSKI G. 2002. The relationship between airborne pollen and fungal spore concentrations and seasonal pollen allergy symptoms. – *Aerobiologia* **18**: 153–161.
- OBTUŁOWICZ K., SZCZEPANEK K., RADWAN J., GRZYWACZ M., ADAMUS K. & SZCZEKLIK A. 1991. Correlation between airborne pollen incidence, skin prick tests and serum immunoglobulin in allergic people in Cracow, Poland. – *Grana* **30**: 136–141.
- PETERNEL R., SRNEC L., ČULIG J., HRGA I. & HERCOG P. 2006. *Poaceae* pollen in the atmosphere of Zagreb (Croatia), 2002–2005. – *Grana* **45**: 130–136.
- PIOTROWICZ K. & MYSZKOWSKA D. 2006. The start date, end and duration of the hazel pollen seasons on the background of climatic changes in Krakow. – *Alergologia.Immunologia* **3**(3–4): 86–89.
- PIOTROWICZ K. & MYSZKOWSKA D. 2008. Characteristics of pollen seasons of selected plant taxa in Cracow against the background of meteorological conditions. – W: K. KŁYSIK, J. WIBIG & K. FORTUNIAK (red.), *Klimat i bioklimat miast*, s. 301–311. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- PIOTROWSKA K. 2006. The effect of meteorological factors on the start of grass pollen season in Lublin in the years 2001–2004. – *Acta Agrobotanica* **59**: 365–372.
- RANCI A., LAURIOLA P., MARLETTO V. & ZINONI F. 2003. Forecasting airborne pollen concentrations: Development of local models. – *Aerobiologia* **19**: 39–45.
- SAMOLIŃSKI B. 2008. Epidemiologia chorób alergicznych w Polsce (ECAP). Raport z badań przeprowadzonych w latach 2006–2008. Warszawa.
- SCHÄPPI G. F., TAYLOR P. E., KENRICK J., STAFF I. A. & SUPHIOGLU C. 1998. Predicting the grass pollen count from meteorological data with regard to estimating the severity of hayfever symptoms in Melbourne (Australia). – *Aerobiologia* **14**: 29–37.

- STACH A. & KASPRZYK I. 2005. Metodyka badań zawartości pyłku roślin i zarodników grzybów w powietrzu z zastosowaniem aparatu Hirsta. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań.
- STACH A., SMITH M., PRIETO BUENA J. C. & EMBERLIN J. 2008. Long-term and short-term Forecast model for *Poaceae* (grass) pollen in Poznań, Poland, constructed using regression analysis. – *Environmental and Experimental Botany* **62**: 323–332.
- VALENCIA-BARRERA R. M., COMTOIS P. & FERNÁNDEZ-GONZALEZ D. 2001. Biogeography and bioclimatology in pollen forecasting. An example of grass in León (Spain) and Montréal (Canada). – *Grana* **40**(4–5): 223–229.
- WOŁEK J. & MYSZKOWSKA D. 2008. Wpływ metody wyznaczania początku i końca sezonu występowania zarodników *Alternaria* na niektóre charakterystyki sezonu. – *Alergologia. Immunologia* **5**(2): 51–55.

### SUMMARY

The meteorological conditions have the considerable impact on the grass pollen occurrence in the air and on the intensity of the pollen season. The different data series were used to prepare the models, which were tested using the data from 2008–2010. The relationship between the meteorological conditions of the highest statistically significant correlations only and the analysed parameters were taken into consideration. The predictive models constructed using the season parameters and the meteorological factors were fitted best for the season start and end. The peak day and SPI value were predicted with the higher prediction errors. Also the accuracy of the models predicting the season parameters in 2008 was higher in comparison with 2009 and 2010. The length of time series had an impact on the model construction. The better accuracy was obtained for a one year models. The multi-variable models were less satisfying in comparison with the models containing single independent variables.

*Przyjęto do druku: 05.07.2011 r.*