

スギ花粉症の原因となるスギ雄花生産に及ぼす気象因子と雄花生産量の予測方法について

笹嶋 肇 高階 光榮 原田誠三郎 岩谷 金仁^{*1}

スギの雄花生産量は翌年のスギ花粉総飛散量を予測する上で重要な要素である。今回は、秋田県の沿岸地域のスギ雄花生産量に関連する気象因子を明らかにするとともに、気象因子によるスギ雄花生産量の予測方法について検討した。その結果、スギ雄花の生産に及ぼす気象因子として7月から8月の気象と9月上旬の気温が影響することが判明し、これらを独立変数とした予測に有効な重回帰式が得られた。

キーワード：スギ花粉症、雄花芽、気象、予測、回帰分析

I はじめに

当所では県のスギ花粉症予防対策の一つとして、「県花粉症対策実施要綱」に基づき、スギ雄花芽調査、空中スギ花粉測定、患者発生調査、花粉情報提供などを内容とするスギ花粉予報作成業務を行っている。これまでの調査結果から、スギ花粉の飛散数が多ければ患者数が多いことなどが判明している。花粉飛散シーズンが到来する前に当年の花粉飛散数を正確に提供することは、患者の発生予防及び医師による患者の治療等において極めて重要である。当年の総飛散数を予測するためには、前年のスギ林のスギ雄花生産量を把握する必要があるため、県内約15カ所の定点林を選定し1994年から継続的にスギ雄花芽調査を実施している。今回は、スギ雄花芽調査と気象データからスギ雄花生産量と気象因子の関連性と翌年のスギ花粉総飛散数の予測の可能性について検討したので報告する。

域5カ所の観測データを用いた。また、スギ雄花生産量の指標として、定点林の上部・中部・下部の3部分の「雄小穂の長さ」をcm単位で肉眼で観察し、その2倍の値を「着花指数」としてそれぞれ算出した年別・地域別の平均着花指数を用いた（表1）。

2. 気象データ

秋田県農業気象情報に登録されているアメダスデータから、気象因子のうち最高気温、降水量、日照時間を求めた。解析起算日は7月1日から5日間隔とし、日照時間について年別・月別・日別に集計し、統計解析期間を10日間毎に区分した。最高気温については長尾¹⁾らの報告を参考に20℃を超える温度（以下、有効気温積算値）を算出し、降水量と日照時間については期間平均値とした。統計分析には、SPSS（Base12.0）及びTrendsを用いた。

II 方 法

1. スギ雄花生産量データ

県内15カ所の定点林について、1994年から2003年の10月以降に実施した、スギ雄花芽調査結果のうち、沿岸地

3. 統計解析

1) 相関分析

着花指数と期間別気象因子について相関分析を行った。

表1 スギ林定点別着花指数

年	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	所在地
定点1	4.10	0.00	3.00	1.10	1.40	4.09	0.60	1.96	3.69	1.11	協和町高尾山
定点2	7.60	0.10	3.10	2.20	2.25	4.77	0.55	4.85	1.97	3.78	協和町上淀川
定点3	5.30	0.10	0.80	0.40	1.10	3.95	0.72	3.08	3.42	2.83	協和町境
定点4	8.30	0.00	2.90	4.10	2.22	6.50	1.03	3.60	2.30	2.67	河辺町岩見三内
定点5	9.70	0.15	1.70	2.20	2.55	6.17	0.77	1.27	2.08	2.40	秋田市太平地区
平均	7.00	0.07	2.30	2.00	1.90	5.10	0.73	2.95	2.69	2.56	

^{*1} 北秋田地域振興局大館環境福祉部大館保健所

表2 分析期間別の着花指数と気象因子の相関係数

気象項目	No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
	期間月日	7/01 -7/10	7/06 -7/16	7/11 -7/20	7/16 -7/25	7/21 -7/30	7/26 -8/04	7/31 -8/09	8/5 -8/14	8/10 -8/19	8/15 -8/24	8/20 -8/29	8/25 -9/03	8/30 -9/08	9/04 -9/13	9/09 -9/18	9/14 -9/23	9/19 -9/28
有効気温 積算値(T)	相関係数	-0.329	0.428	0.636*	0.617	0.493	0.430	0.447	0.675*	0.611	0.275	0.150	0.198	0.360	0.617	0.331	0.193	0.311
	有意確率	0.353	0.217	0.048	0.058	0.147	0.215	0.195	0.032	0.060	0.442	0.678	0.583	0.306	0.057	0.351	0.594	0.382
降水量 (P)	相関係数	-0.139	-0.406	-0.082	-0.194	0.183	-0.187	-0.522	-0.254	-0.034	-0.188	-0.390	-0.179	0.457	0.361	-0.001	0.243	-0.120
	有意確率	0.702	0.244	0.821	0.592	0.614	0.605	0.122	0.479	0.926	0.604	0.265	0.620	0.184	0.305	0.997	0.498	0.742
日照時間 (S)	相関係数	0.152	0.492	0.353	0.471	0.452	0.275	0.278	0.379	0.189	-0.046	-0.243	-0.028	0.043	-0.139	-0.154	-0.224	-0.064
	有意確率	0.675	0.148	0.317	0.169	0.190	0.442	0.436	0.281	0.600	0.900	0.498	0.940	0.906	0.703	0.671	0.534	0.861

本文中では、例として、有効気温積算値(T)の7月11日～20日(No.3)をT3と示した。

2) 重回帰分析

重回帰分析におけるモデル適合度の判定は寄与率(R^2)を指標とし、残差分析ではDW値(Durbin-Watson検定値)と推定値の標準誤差値を指標とした。また、変数選択は、変数増減法(Stepwise法)を基本として投入F値と除去F値を0.05とし、独立変数の非標準化係数の符号が理論と合致しないモデルは選択しなかった。強制投入法においては独立変数の有意確率が原則として0.05未満の変数を選択した。さらに、各独立変数の寄与率は、標準化係数(β)に相関係数(Pearson)を乗じて求めた。

また、着花指数には前年多ければ翌年少ない傾向がみられていることから、前年の着花指数を独立変数に用いた「lag 重回帰分析」を行った。なお、lag 重回帰の誤差の系列相関の検定はDurbinのh統計量を用いた。

3) 時系列分析

周期性を考慮するため時系列分析を用いた。分析操作はSPSS Trendsの自己相関誤差重回帰分析(AREG)を用い、回帰手続きのアルゴリズムは正確最尤法(ML法)を採用し、モデル適合度はAIC(赤池情報量基準値)及びSBC(schwartzベイズ情報基準)を指

標とした。その上で、FIT値(モデル適合値)と従属変数の相関係数を乗じて寄与率を求め、残差分散平方値から推定値の標準誤差を求めた。

III 結 果

1 相関分析

着花指数と気象データの相関分析表を表2に示した。相関係数の絶対値が0.50以上を示したのは、有効気温積算値では7月11日～20日(T3)、7月16日～25日(T4)、8月5日～8月14日(T8)、8月10日～8月19日(T9)、9月4日～9月13日(T14)の5期間、降水量では7月31日～8月9日(P7)の1期間で、日照時間では該当する期間がなかった。

2 重回帰分析

1) 重回帰分析は、1994年～2003年までの沿岸地域の年別平均着花指数を従属変数、気象データを独立変数とした(表3、図1)。Stepwise法により選択された変数は最大8変数であったが、方法に述べた条件より最終的に選択された変数は、8月5日～14日の有効気温積算値(T8)と、9月4日～13日の有効気温積算値(T14)であった。しかし、寄与率は0.722で予測式としては充分

表3 重回帰分析結果

モデル	独立変数	標準 偏回帰係数	単相関係数 (pearson)	t	有意確率	DW	寄与率 (R2)	回 帰 式
REG(1)	T 8	0.592	0.675	2.933	0.022		0.400	MF = -6.442 + 0.048 × T 8 + 0.081 × T 14
	T 14	0.523	0.617	2.591	0.036		0.322	
	全体					0.92	0.722	
REG(2)	T 8	0.600*	0.675	3.587	0.012		0.405	MF = -6.845 + 0.049 × T 8 + 0.067 × T 14 + 0.203 × S 4
	T 14	0.432*	0.617	2.495	0.047		0.266	
	S 4	0.350	0.471	2.047	0.087		0.165	
	全体					1.90	0.836	
LREG	T 8	0.467	0.675	2.441	0.059		0.315	MF = -2.861 + 0.029 × T 8 + 0.054 × T 14 - 0.193 × lagMF
	T 14	0.513	0.617	2.223	0.077		0.316	
	lag-MF	-0.288	0.471	-1.231	0.273		0.194	
	全体					2.49	0.825	

REG(1): 重回帰分析 (stepwise 法) T 8: 8月5日～8月14日の有効気温積算値(℃) MF: 着花指数

REG(2): 重回帰分析 (強制投入法) T 14: 9月4日～9月13日の有効気温積算値(℃)

LREG: Lag 付重回帰分析 S 4: 7月16日～7月25日の平均日照時間

DW: Durbin Watson 値 lag-MF: 前年の着花指数 (lag 変数)

図1 重回帰分析結果：REG(1)

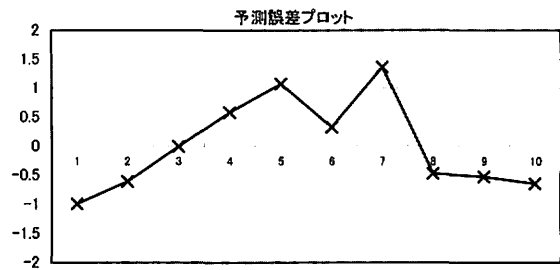
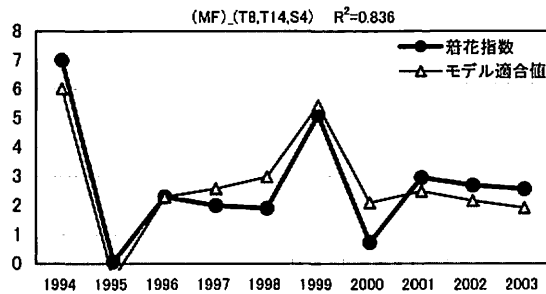


図2 lag 重回帰分析結果：REG(2)

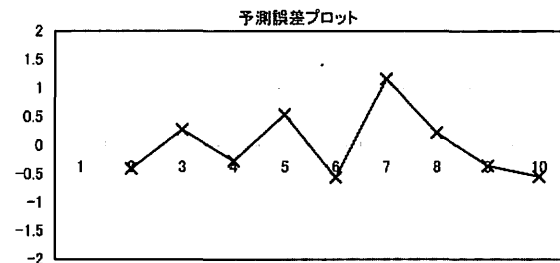
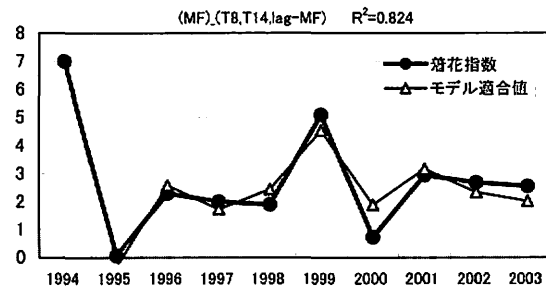


図3 自己相関誤差回帰分析結果：LREG

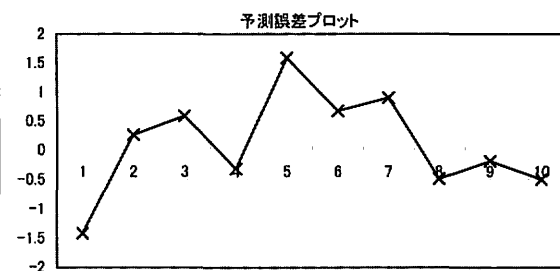
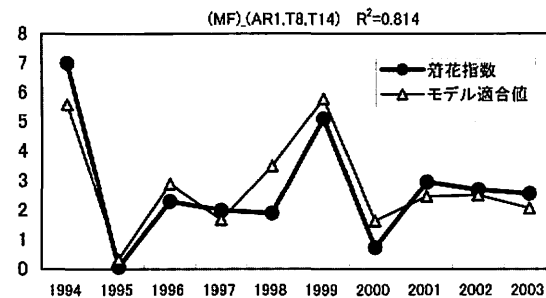


表4 自己相関誤差回帰分析（AREG）

独立変数	B	SEB	T	予 測 式
AR 1	0.739	0.229	3.222**	$MF(t,1) = -0.809 + 0.049 \times T8(t,1) + 0.115 \times T14(t,1) + 0.739 \times [MF(t) - (-0.809 + 0.049 \times T8(t) + 0.115 \times T14(t))]$
T 8	0.049	0.011	4.496**	
T 14	0.115	0.024	4.899**	

**p<0.01

R²	0.814
AIC	32.693
SBC	33.904

AR1：1次の自己回帰係数

T 8：8月5日～8月14日の有効気温積算値（℃）

T 14：9月4日～9月13日の有効気温積算値（℃）

B：非標準化係数

SEB：非標準化係数の標準誤差

AIC：赤池情報量基準

SBC：Schwartz ベイズ情報基準

MF(t,1)：t+1期先の予測着花指数

MF(t)：t期の着花指数

T 8(t,1)：t+1期先の8月5日～8月14日の有効気温積算値（℃）

T 8(t)：t期の8月5日～8月14日の有効気温積算値（℃）

T 14(t,1)：t+1期先の9月4日～9月13日の有効気温積算値（℃）

T 14(t)：t期の9月4日～9月13日の有効気温積算値（℃）

に大きい値ではなかった（表3のREG(1)、図2）。そこで、金ら²⁾の報告にあるように、梅雨明け時期の気象がスギ雄花の分化を誘導することを考慮して7月16日～25日の日照時間（S4）を強制投入法で独立変数に加えて

分析した。その結果、寄与率は0.836で、各変数の寄与率は8月5日～14日の有効気温積算値（T8）が0.405、9月4日～13日の有効気温積算値（T14）が0.266、7月16日～25日の日照時間（S4）が0.165であった（表3の

REG(2)、図2)。次に、前年の着花指数を用いた lag 重回帰分析を行った結果、寄与率0.825の回帰式が得られ誤差に周期性がみられなかったが、独立変数の t 値の有意確率はいずれも0.05を超えた(表3のLREG、図2)。

3 自己回帰分析

周期性を考慮した自己相関誤差回帰分析(AREG)では、一次の自己回帰係数AR1の他に、8月5日～14日の有効気温積算値(T8)と9月4日～13日の有効気温積算値(T14)を独立変数に加えたモデルでAICとSBCの値が大きく、寄与率0.814のモデルが得られた(表4、図3)。また、他の変数を独立変数に入れた場合には、変数符号などの条件をクリアできず、AIC、SBC、寄与率のいずれの値も小さかった。

IV 考 察

現在、国民のスギ花粉症患者は13%から16%と推定されている²¹³⁾。当所では1988年からスギ花粉観測を開始し、その後の予報作成法に関する研究成果⁴¹³⁾などを基に、平成7年度からは県の花粉症予防対策事業が発足し、スギ花粉飛散予報を提供している。スギ花粉飛散予報には、総飛散量の予測・飛散開始日の予測・毎日の飛散数の3種類がある。スギ花粉飛散数の多少がスギ花粉症患者的の発症や症状変化に影響を及ぼすことから、総飛散量の予測は患者の発生予防や医療機関における患者の治療にとって重要な情報になっている。スギ花粉総飛散数を予測するには、スギ花粉生産量に関するデータが必要となる。スギ雄花芽の状況は現地調査でなければ確認できないため、花粉飛散予報提供対象の、沿岸・内陸北部・内陸南部の3地域別に定点林を選定して毎年11月頃にスギ雄花芽調査を実施している。スギ花粉生産量については雄小穂の長さを指標に地域別の平均着花指数を算出し、これを変数としたモデルによって翌年の総飛散数を予測している。これまでのスギ雄花生産量と気象に関する報告⁶¹⁷⁾⁸¹⁾では、7月から8月の全天日射量・気温・日照時間・降水量が関係していると報告されている。スギ雄花芽の着花指数によって翌年の総飛散数の予測が可能であるので、これまでは特に気象との関連性を検討していなかったが、調査を始めて10年を経過しある程度データ数が得られていることから気象因子との関連について検討した。

夏季の気象は年によって大きく変動し、秋田県では降水期間が長引いて低温のため気象庁から梅雨明け宣言が出されない年や、逆に猛暑が続く年が観察されている。このため、解析対象期間の設定が困難であるが、小笠原ら⁹⁾は近畿地方においては、梅雨明け後の日数を独立変数に組み込んだ重回帰式を作成している。また、村山¹⁰⁾

は東京都において、どの気象因子がどの期間に最もスギ花粉総数に影響を与えるかについて調査した結果、7月10日から7月20日の全天日射量との相関係数が0.916で最大であることから、これを変数とした単回帰式を作成している。秋田県では2001年5月から2003年6月までの全天日射量に欠測が生じたことから気象因子として扱うことができなかったが、これらの結果を参考に分析対象期間を10日間として着花指数との相関をみたところ、沿岸地域では7月から8月の気象の他に9月4日から13日の有効気温積算値との相関係数が大きかったため、この因子を変数に組み込んで、スギ雄花の生産に係る気象因子の期間と種類と、予測式として使用可能なモデルの作成について検討した。

通常重回帰分析では、誤差の独立性、不偏性、等分散性、正規性という仮定条件がある。特に、時間とともに変化する時系列データでは、データがランダムに選ばれていないため独立性が問題になる。その検定は通常重回帰分析ではDW値を用いるが、今回得られた回帰式ではDW値が1.090で検定の結果 $p=0.01$ で自己相関なしの仮定は棄却されなかった。また、気象因子別の独立変数の寄与率は、8月5日から8月14日の有効気温積算値は40.5%であったが、9月4日から9月13日の有効気温積算値が26.7%で、この期間の気象も寄与していることが示された。

着花指数は多い年の翌年に少ない傾向がある。この現象を考慮した線形回帰分析としては、前年の着花指数を独立変数の一つに追加したいいわゆるlag重回帰分析(LREG)と、1次の自己相関誤差を用いて時系列の真の回帰係数を求める自己相関誤差回帰分析(AREG)があり、今回はこの二つの方法について検討した。lag重回帰分析では、lag変数(表3のlag-MF)の寄与率は0.194であったが、モデル全体の寄与率は0.825で通常重回帰分析REG(2)に比べて小さかった。すなわち、前年の着花指数を考慮したモデルより通常重回帰分析の方が優れていた。また、自己相関誤差回帰分析(AREG)では、AR1(1次の自己回帰係数)は0.739で、1期前の着花指数と回帰式の差の73.9%がモデルに組み込まれたが、全体の寄与率は0.814で自己相関誤差回帰分析(AREG)より小さい値であった。つまり、前年の着花指数を考慮したlag重回帰分析(LREG)と自己相関誤差回帰分析(AREG)の効果は得られなかったが、この原因としてはモデル効果を得るだけの観測年数に達していないことが考えられた。

以上のとおり、7月から8月の気象に9月上旬から中旬の気象を加えた回帰式が得られ、秋田県では雄花芽形成の促進(分化)期は7月中旬から9月まで及ぶことが推察された。これまで、スギ雄花の促進(分化)期は6

月下旬から9月上旬であることが知られている¹³⁾が、本研究では秋田県の沿岸地域におけるスギ雄花の分化期に関し、9月中旬までの気象因子の影響を定量的に示したものである。そして、これらを考慮したモデルがスギ雄花生産量の予測に有効であることを併せて示した。

今後、さらにスギ雄花生産及び花芽の形成に関して詳細に追究するためには、樹種・樹齢・標高やホルモンなどの植物の内部要因などについての検討が必要と考えられた。

V ま と め

過去10年間の秋田県の沿岸地域の着花指数と気象データを用いた統計解析によって、7月から8月の気象因子の他に9月の気象因子も選択され良好な回帰式が得られたことから、秋田県においては雄花芽形成の促進期は7月から9月に及んでいると推定された。

文 献

- 1) 長尾精文, 種々の変温条件下におけるスギの花芽分化の違い, 日本林学会誌; 1983: 65: 335-338.
- 2) 馬場広太郎, 疫学からみたスギ花粉症, 治療, 1997; 79: 596-597.
- 3) Okuda, M: Epidemiology of Japanese cedar pollinosis throughout Japan. Allergy Asthma Immunol, 2003; 91: 289-296.
- 4) 笹嶋肇, 他, スギ花粉日飛散予測方法の検討ー拡散パラメーターを用いた多変量時系列モデルの試みー, 秋田県衛生科学研究所報; 1992: 36: 57-64.
- 5) 笹嶋肇, 他, 花粉飛散予測情報システムについて, 秋田県衛生科学研究所報; 1993: 37: 61-66.
- 6) 金春杰, 他, 気象分析によるスギ雄花量の予測ー梅雨明け時期の影響, 日本花粉学会誌; 2001: 47: 35-41.
- 7) 横山敏孝, 他, スギ人工林における雄花生産量と気象条件との関係, 日本林学会誌; 1999: 81: 446-447.
- 8) Chunjie JIN, et al. Detection of Time and Initiating Factors On Male Flower Differentiation of Japanese Cedar (*Cryptomeria Japonica*), 日本花粉学会誌; 2004: 50: 23-29.
- 9) 小笠原寛, 他, 近畿地方におけるスギ・ヒノキの花芽形成誘導に及ぼす気象因子の分析, 日本花粉学会誌; 1999: 45: 141-147.
- 10) 村山貢, スギ花粉飛散の予測と予報, アレルギーの臨床; 1990: 117: 95-98.
- 11) 橋詰隼人, 日本列島のスギ林における花粉の生産に関する研究(1)ー各地のスギ林の着花状況, 品種による着花性の差異及び着花に影響する因子についてー, 鳥取大演所報; 1990: 19: 67-113/