

# 1961年～2007年のウメの開花に関する 経年変化・地域的傾向の解析

清水 庸・大政謙次

(東京大学 大学院農学生命科学研究科)

## Trends in flowering date of Japanese apricot (*Prunus mume* Sieb. et Zucc.) between 1961 and 2007

Yo SHIMIZU, and Kenji OMASA

(The University of Tokyo, Graduate School of Agricultural and Life Sciences, 1-1-1)  
Yayoi, Bunkyo-ku, Tokyo 113-8657, Japan

### Abstract

The flowering of the Japanese apricot (*Prunus mume* Sieb. et Zucc.), which is representative of phenological events in winter, is widely observed in Japan. Shifts in the flowering date are related to climate change such as global warming and the urban heat island effect. In the present study, we analyzed trends in the flowering date of the Japanese apricot to clarify temporal and spatial variation from 1961 to 2007 using statistical methods. Phenological and meteorological data were recorded by the Japan Meteorological Agency at 34 meteorological stations in Japan. By linear regression analysis of the flowering date (expressed as the day of the year, DOY) against the year, mean trends of this parameter were shown to be significantly negative (*i.e.* advancing flowering) at 15 stations (44% of the total), with no significant positive trends. Comparison of the mean flowering dates in the 2000s with those in the four subintervals (the 1960s-1990s) indicated that the number of stations showing significant negative trends decreased from the 1960s to the 1990s. In a few phenological stations, the flowering date was delayed. The first principal component of the trends accounted for 55% of the variation in the flowering date for the period 1961 to 2007 at 34 stations and reflected chronological progression in the flowering. In particular, a recent trend since the mid-1990s contributed to advancing trends during the period 1961-2007. From the mid-1980s, the flowering date was delayed at the Owase station and several stations in south-eastern Japan, located in warm areas. Conversely, a few stations in cold regions indicated that recent flowering dates were earlier than those in the 1970s and 1980s, in addition to the trends shown by the first principal component.

**Key words:** Factor loading, Geographic distribution, Principal component analysis, Regional differences, Regression analysis

**キーワード:** 因子負荷量, 回帰分析, 主成分分析, 地域的傾向, 地理的分布

## 1. はじめに

地球温暖化や都市化に伴う気温上昇などの気候変化の下, ヨーロッパをはじめ, 多くの地域において植物季節や植物の生長に関する変化が報告されている (Walther *et al.*, 2002; Gregg *et al.*, 2003; Parmesan and Yohe, 2003; Menzel *et al.*, 2006)。国内における植物季節

の変化についても, 開花や発芽などの春季の植物季節が早くなる傾向と黄葉や落葉などの秋季の植物季節が遅くなる傾向について, 多くの報告例があり, 例えば, ソメイヨシノ (*Prunus × yedoensis* Matsum.) の開花では過去 50 年間において 5 日早まり (Masuda, 2003), イチョウ (*Ginkgo biloba* L.) の発芽と落葉については, それぞれ, 4 日早まり, 8 日遅くなったことが報告されている (Matsumoto *et al.*, 2003)。植物季節のなかで, ウメ

(*Prunus mume* Sieb. et Zucc.)の開花はサクラ、ノダフジなどの他の植物季節と比較して、その時期が早く、国内の多くの観測点において冬季に観察される。冬季の開花現象に関する研究例は少ない(Doi, 2007)と指摘されているが、統計解析によるウメの開花と気温条件の対応関係では、温量指数の一種である「寒さの指数」や1月の平均気温(Yamamoto and Nishioka, 2001; Nishioka *et al.*, 2003)そして開花日前59日間における平年値との気温偏差(Nasu *et al.*, 2005)との相関関係が確認されており、気温の変化傾向とウメの開花日の遅速がよく対応していることが知られている。気温との単純な相関関係ではなく、休眠解除過程を考慮した開花日推定の研究(Aono and Sato, 1996)では、暖地において他発休眠期が短いため、自発休眠の解除の進み具合の差に起因して、開花日が変動しやすいこと、開花日の変動に気候差や品種が影響を与える可能性があることを示している。長期間のウメ開花日の経年変化傾向では、1953年～2005年のデータから導出した国内32地点の共通の傾向が開花日の早期化を示している(Doi, 2007)。気象庁による報告では、40年以上の観測データが存在する地点のデータをもとに、全国で50年あたり5.4日早まり(Japan Meteorological Agency, 2005)、九州地方において、0.3日の変化(Fukuoka District Meteorological Observatory, 2009)が示されており、地域において、そ

の変化の傾向は異なることがわかる。このように、ウメの開花の経年変化について、各地域もしくは観測点において地域的な違いが見られると考えられるが、既往研究の経年変化の解析結果は、開花日データに関する全国もしくは地域的な平均値にもとづくものであり、経年変化傾向に関する地域的傾向を明らかにするものではない。生物種が生育環境に適さない状況にあるとき、絶滅を避けるため、生物季節の変化、生息分布の変化、そして形態的变化や遺伝子の変化など、さまざまのかたちで環境に適応する(Rosenzweig *et al.*, 2007)。植物季節の変化は生物が示す変化のなかで最初に現れ、そして観測しやすい現象であるため、気温上昇など環境条件の変化が見られるなか、さまざまな地域において現れる変化およびその地域的傾向に注視する必要がある。本研究では、1961年～2007年に観測された47年間の長期間におけるウメの開花日データを使用して、その経年変化の傾向およびそれらの地域的差異を解析する。

## 2. データおよび方法

ウメの開花日に関する植物季節のデータは、気象庁の生物季節観測値を使用した。このデータは気象庁の生物季節観測指針(Japan Meteorological Agency, 1985)に基づいて、原則として気象官署構内の観測用標本を対象として観測されたものである。当指針において「開花」

**Table 1.** Location of phenological and meteorological stations and mean flowering date of Japanese apricot for 47 years.

Phenological station	Lat	Lon	Mean flowering date (DOY)	Phenological station	Lat	Lon	Mean flowering date (DOY)
Sapporo	43.06	141.33	124	Maizuru	35.45	135.32	54
Akita	39.72	140.10	102	Hikone	35.27	136.25	44
Sakata	38.91	139.85	94	Nagoya	35.17	136.97	38
Yamagata	38.25	140.35	94	Tsu	34.73	136.52	35
Niigata	37.91	139.05	78	Nara	34.69	135.83	40
Fukushima	37.76	140.48	68	Okayama	34.66	133.92	42
Wajima	37.39	136.90	72	Takamatsu	34.31	134.06	25
Takada	37.10	138.25	54	Izuhara	34.20	129.29	32
Onahama	36.94	140.91	48	Owase	34.07	136.20	35
Nagano	36.66	138.20	80	Tokushima	34.07	134.58	36
Kanazawa	36.59	136.64	64	Matsuyama	33.84	132.78	16
Utsunomiya	36.55	139.87	51	Saga	33.26	130.31	33
Maebashi	36.40	139.06	49	Oita	33.23	131.62	32
Mito	36.38	140.47	31	Kumamoto	32.81	130.71	33
Matsumoto	36.24	137.97	85	Nagasaki	32.73	129.87	25
Saigo	36.20	133.34	46	Miyazaki	31.94	131.42	24
Kumagaya	36.15	139.38	45	Kagoshima	31.55	130.55	30

とは対象とする植物の花が数輪以上開いた状態と定義されている。1961年～2007年における47年間の観測データを対象として、欠損値のない観測点を選んだ結果、34地点のデータを解析に使用した (Table 1)。ウメの観測ができない場合は、代替植物として、コウバイの開花日を記録することもあるが、34地点には、コウバイの観測データは含まれていない。観測された開花日は、日付の情報で入力されているが、1月1日を起点とする通日に換算して使用した。なお前年の12月以前の開花日についてはマイナスの値に換算した。観測点における気温データとして、地上気象観測日別データを使用した。

各観測点におけるウメの開花日の経年変化傾向を調べるため、開花日と観測年次データの線形回帰分析を行った。年次データの回帰係数は1年間ごとの開花日の変化傾向を示す。長期の植物季節データを使用する場合は、必ずしも、観測年次に対しての線形性は保たれず、また対象とするデータの年次に結果は左右されるため (Menzel *et al.*, 2001; Shimizu and Omasa, 2003), 10年単位で開花日データを区分して平均値を求め、2000年～2007年の8年間の平均値と比較することによって、近年 (2000s) の開花日を基準としたときの変化傾向を確かめた。

次に34地点のすべての観測データを使用して、主成分分析をおこない、ウメの開花日の全国における経年変化傾向と地域的差異を解析した。具体的には、各観測点を分析に用いる「変数」とし、1961年～2007年の47年間の各年次を「サンプル」と設定することによって、各観測点の開花日データの線形和によって主成分を導出可能である。サンプルの主成分得点を年次により並びかえることによって、34地点から導出される総合的な経年変化傾向を示すことができる。多次元 (34次) 空間において示される開花日データの情報には、多くの経年変化のパターンが含まれており、それらは情報量が多い順に主成分得点によって示される。また、導出した主成分と各観測点の開花日データの相関係数である因子負荷量によって、経年変化傾向の地域的な違いがわかるとともに、因子負荷量の類似度により、観測点を分類することができる。観測点の分類にはクラスター分析を用い、類似度の算出にはWard法 (Tanaka and Wakimoto, 1983) を使用した。なお、Table 1に各観測点における47年間での平均開花日を示すが、最も早い観測点は松山のDOY 16 (1月中旬) であり、遅い観測点が札幌のDOY 124 (5月初旬) である。

### 3. 結 果

#### 3.1 ウメの開花日と観測年次による回帰分析結果

Table 2に各観測点においてウメの開花日と観測年次の線形回帰分析を行った結果のうち、回帰係数を示す。回帰係数が負の値を示す観測点は26地点であり、このうち、有意な回帰係数を示す観測点 (F-test,  $p < 0.05$ ) は15地点、全観測点の44%であり、半数に満たない。これらの観測点における回帰係数の平均値は  $-0.45 \text{ day year}^{-1}$  であり、1961年～2007年の47年間において、開花が約21日早くなっていることになる。なお、回帰係数の最小値は前橋における  $-0.78 \text{ day year}^{-1}$ 、最大値は札幌における  $-0.17 \text{ day year}^{-1}$  である。一方、回帰係数が正の値を示す観測点は8地点であり、統計的に有意な係数を示す観測点はなかった。Table 2では観測点を高緯度順に並べているが、回帰係数の大きさと観測点の位置情報において顕著な傾向は見られなかった (回帰係数と緯度、経度の相関係数はともに  $r = -0.05$ )。

#### 3.2 2000年代の平均開花日と他の年代との比較

Table 2に2000sの開花日と他の年代の開花日を比較したときの変化を示す。2000sの平均値から、他の年代の平均値を差し引いているため、負の値のとき、2000sの開花日が比較する年代の開花日よりも早くなっていることを示す。2000sと1960sの比較では、9地点において開花日が早くなっており (t-test,  $p < 0.05$ )、対象とした観測点の26%である。金沢および前橋については、1960s～1980sの3時点ともに、有意差が見られ、2000sの開花日が特に早くなっていることがわかる。全地点の傾向としては、比較の対象が1960sから1990sに近づくとともに、有意差を示す観測点の数は減少していき、2000sと1990sの比較では、開花日が統計的に有意に早くなっている観測点は存在せず、この2時期において、開花日に顕著な変化が見られないことを示している。

一方、2000sの開花日が、過去の年代と比較して、有意に遅くなっている観測点もある。1960sとの比較では彦根のみ、1970sと1980sとの比較では尾鷲と鹿児島 の2地点であり、1990sとの比較では、酒田、尾鷲、岡山の3地点であった。前節における開花日と観測年次の回帰分析では、47年間において、有意な正値の回帰係数を示す観測点は存在しなかったが、10年単位の開花日の比較では数点の観測点が該当する。特に、尾鷲は1970s～1990sの連続する3期間との比較において、鹿児島については1970sと1980sの2期間において、開花日が遅くなっており、特徴的な開花日の変化が見られた。

#### 3.3 主成分分析によるウメの開花日の経年変化傾向

各主成分を導出する際の固有値は、第3主成分まで

**Table 2.** Mean trends for 47 years and mean differences between 2000s and the subintervals (the 1960s-1990s). The asterisk denotes statistical significance ( $p < 0.05$ , F-test for mean trends and t-test for mean differences).

Phenological station	Mean trends (day year <sup>-1</sup> )	Difference between 2000s mean &			
		1960s mean	1970s mean	1980s mean	1990s mean
Sapporo	-0.17*	-4.3	-7.7*	-5.8*	0.6
Akita	-0.23*	-6.7*	-7.3*	-5.0	1.6
Sakata	-0.12	-1.0	2.2	-1.7	9.2*
Yamagata	0.07	3.7	2.9	-4.1	1.5
Niigata	-0.34*	-7.4	-9.5	-11.1	4.7
Fukushima	-0.13	1.2	-3.7	0.6	6.1
Wajima	-0.23	-9.3	-1.3	-5.8	-0.5
Takada	-0.75*	-21.8	-22.6*	-19.9	3.3
Onahama	0.26	10.8	6.2	-0.1	2.1
Nagano	-0.29*	-8.5	-7.5	-7.5	-0.4
Kanazawa	-0.59*	-17.3*	-22.9*	-20.1*	-2.4
Utsunomiya	-0.53*	-19.5*	-13.5	-12.3	-2.9
Maebashi	-0.78*	-25.0*	-23.6*	-17.3*	-0.7
Mito	-0.31	-6.5	-19.3*	-12.0	-3.1
Matsumoto	-0.18	-1.3	-3.3	-5.3	7.6
Saigo	0.06	3.2	0.5	-9.5	-1.6
Kumagaya	-0.14	-6.6	-2.7	6.5	-2.8
Maizuru	0.15	9.6	10.2	4.5	11.5
Hikone	0.33	20.0*	12.9	3.3	16.1
Nagoya	-0.47*	-17.3*	-9.3	-8.6	0.1
Tsu	-0.30*	-9.0	-7.2	-0.6	2.4
Nara	-0.43*	-15.5*	-9.0	-11.5	0.7
Okayama	-0.22	-0.9	1.6	-3.2	17.8*
Takamatsu	-0.43*	-14.9*	-10.7	-7.7	-1.1
Izuhara	-0.16	-3.1	5.7	8.8	12.4
Owase	0.22	7.9	19.9*	17.7*	11.3*
Tokushima	0.13	7.5	-1.1	-2.0	-0.5
Matsuyama	-0.77*	-22.3*	-17.9*	-1.6	7.4
Saga	-0.35*	-13.4*	-10.4	-7.4	-2.3
Oita	-0.35*	-10.6	-4.3	-3.2	5.2
Kumamoto	-0.20	-3.1	2.0	6.4	11.6
Nagasaki	-0.11	-2.2	-2.9	-2.7	0.4
Miyazaki	-0.18	-3.9	1.5	-4.0	6.9
Kagoshima	0.15	8.6	12.3*	15.2*	10.0

が2.0以上であり、これらの主成分には2変数以上の情報量が集約されていることになるため、解析対象とする主成分として採用した。第3主成分までの累積寄与率は70.3%であり、34観測点における47年間の開花日データが持つ情報量のうち、70%が示されており、情報量として不足はないと判断した。各寄与率は、第1主成分から順番に、54.8%、9.7%そして5.8%であり、第1主成分によって、大半の情報が説明されており、各観測点の開

花日データの経年変化において、共通性があることがわかる。

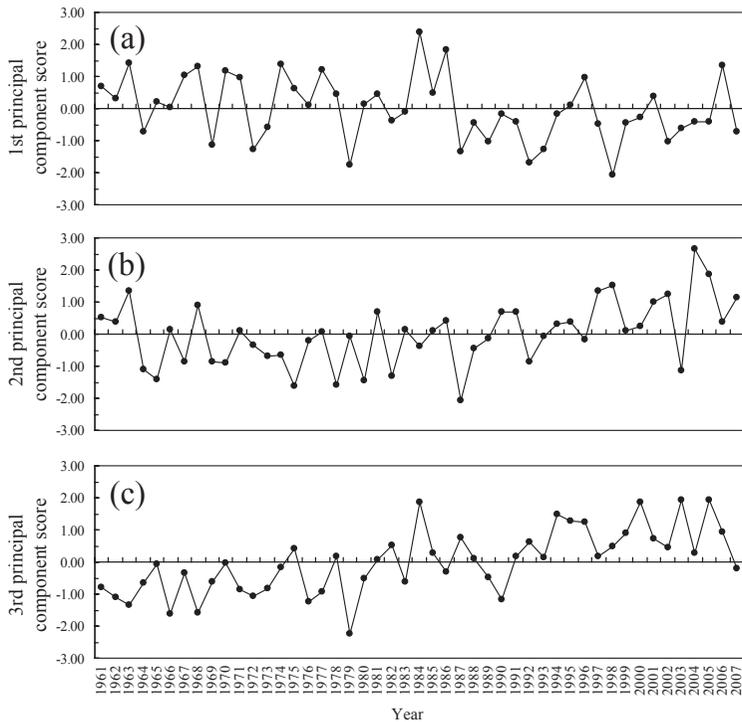
### 3.3.1 第1主成分の結果

Table 3に、観測点ごとの因子負荷量を示す。第1主成分の因子負荷量はすべての観測点において正の値を示し、鹿児島を除く、すべての観測点において1%有意(Tests of Pearson's correlation)である。第1主成分は各観測点での開花日データを、正の値を持つ固有ベクト

**Table 3.** Factor loadings of 1st, 2nd and 3rd principal components.

Phenological station	1st factor loading	2nd factor loading	3rd factor loading	Phenological station	1st factor loading	2nd factor loading	3rd factor loading
Sapporo	0.39**	-0.53**	-0.12 NS	Maizuru	0.75**	0.19 NS	0.29*
Akita	0.70**	-0.45**	0.03 NS	Hikone	0.61**	0.17 NS	0.21 NS
Sakata	0.71**	-0.21 NS	0.30*	Nagoya	0.88**	-0.04 NS	-0.14 NS
Yamagata	0.71**	-0.25 NS	0.56**	Tsu	0.89**	0.10 NS	-0.14 NS
Niigata	0.83**	-0.24 NS	0.10 NS	Nara	0.84**	-0.05 NS	-0.19 NS
Fukushima	0.74**	-0.25 NS	0.31*	Okayama	0.78**	0.15 NS	-0.15 NS
Wajima	0.79**	-0.20 NS	0.22 NS	Takamatsu	0.72**	0.01 NS	-0.36*
Takada	0.76**	-0.30*	-0.20 NS	Izuhara	0.70**	0.42**	-0.09 NS
Onahama	0.61**	0.20 NS	0.43**	Owase	0.47**	0.67**	0.32*
Nagano	0.75**	-0.37*	0.27 NS	Tokushima	0.69**	0.40**	0.16 NS
Kanazawa	0.82**	-0.16 NS	-0.20 NS	Matsuyama	0.75**	-0.06 NS	-0.43**
Utsunomiya	0.87**	-0.21 NS	-0.09 NS	Saga	0.82**	0.19 NS	-0.26 NS
Maebashi	0.83**	-0.37*	-0.22 NS	Oita	0.82**	0.35*	-0.29*
Mito	0.79**	-0.26 NS	-0.07 NS	Kumamoto	0.83**	0.42**	-0.12 NS
Matsumoto	0.78**	-0.32*	0.22 NS	Nagasaki	0.75**	0.48**	-0.15 NS
Saigo	0.74**	0.15 NS	0.10 NS	Miyazaki	0.67**	0.28 NS	-0.14 NS
Kumagaya	0.72**	0.03 NS	0.15 NS	Kagoshima	0.25 NS	0.58**	0.23 NS

\*Significant at  $p < 0.05$ , \*\*Significant at  $p < 0.01$ , NS, not significant



**Fig. 1.** Changes in 1st (a), 2nd (b) and 3rd principal component scores (c) from 1961 to 2007. Each principal component score was standardized.

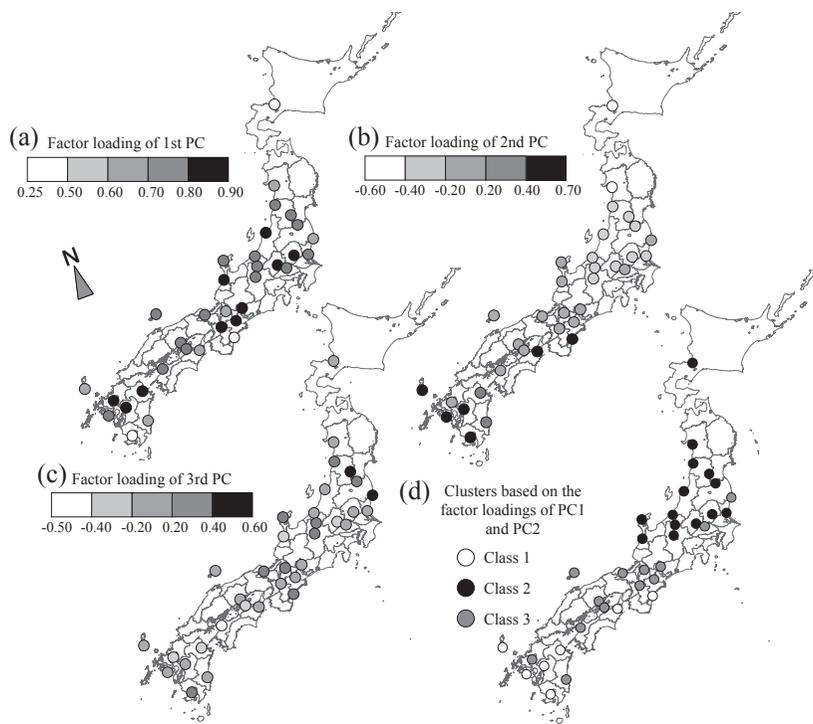


Fig. 2. Geographical distribution of the three factor loadings (a-c) and clusters of phenological stations based on the factor loadings (d).

ルによって重み付けした主成分であるため、第1主成分得点は1961年～2007年における開花日の経年変化の総合指標と解釈できる。また、すべての因子負荷量が正の値であることから、主成分得点の大・小の関係は、開花日の遅い・早いという関係と同一なものと解釈される。第1主成分得点の経年変化について、1984年と1986年の2年分において、大きな正の値を持ち、開花日が全国的に遅れたことを示す (Fig. 1(a))。また、3～6年おきに開花日が早くなる年次が現れる。これらの変化も含め、1961年から1990年代のはじめまで、右下がりの傾向を示し、開花日が早くなることがわかるが、それ以後については、図から判読できるような明確な傾向はない。年次による47年間の主成分得点の回帰分析では、決定係数は低いが、回帰係数は有意な負の値 (t-test,  $p < 0.05$ ) を示し、47年間においてウメの開花日が早くなる傾向が主成分によって示される。また第1主成分に示されるウメの開花日の経年変化を説明する条件として、34地点における1月～4月の平均気温を使用し、回帰分析を行ったところ、気温の変化によって、開花日の相対的な変化は十分に説明できるものであった ( $R^2 = 0.64$ , F-test,  $p < 0.001$ )。Fig. 2(a)に第1主成分の因子負荷量の空間分布を示すが、緯度・経度に応じた空間的な特徴は見られ

なかった。因子負荷量が0.5以下の値は3観測点のみであり、34地点のなかで外縁部に位置する札幌、尾鷲、鹿児島であった。

### 3.3.2 第2主成分の結果

因子負荷量では、第1主成分と異なり、負の値を示す観測点がある (Table 3)。因子負荷量の最大値は尾鷲における0.67であり、最小値は札幌における-0.53である。主成分得点の経年変化では、Fig. 1(b)に示すとおり、1980年代半ばからの上昇傾向が見られる。この傾向は、正の因子負荷量 (もしくは固有ベクトル) を持つ観測点が示す開花日の遅れの傾向、もしくは負の因子負荷量を持つ観測点が示す開花日の早まりの傾向によって導出されるものである。例えば、近年 (2000s) の開花日は、尾鷲では1980sおよび1990sと比較して有意に遅くなり、鹿児島においても1980sよりも遅くなっている。また札幌および前橋では1980sと比較して、開花日は早くなっている (Table 2)。Table 3に示すとおり、因子負荷量の有意性について、正の値を持つ観測点、負の値を持つ観測点よりも、1%有意の観測点数が多く、第2主成分の導出において、正の因子負荷量を持つ観測点の影響が大きいと考えられる。また、1960sの半ばから1980sにかけて主成分得点は負の値であることが多い。これは、Table 2に

示すとおり、2000sの平均開花日を1970sと比較した際、因子負荷量が正である尾鷲や鹿兒島などで開花日が遅く、因子負荷量が負である札幌、秋田、高田において、開花日が早くなる傾向の影響を受けていると考えられる。

第2主成分の因子負荷量の空間分布は、九州地方、徳島、尾鷲など、比較的温暖な地域において値が大きく、東北・北海道に向けて、値は減少していく(Fig. 2(b))。因子負荷量と緯度および経度の相関係数は $-0.81$ と $-0.76$ (ともに $p < 0.01$ )であり、緯度経度に応じた特徴的な変化傾向を示す。したがって、1980s半ば以後、主に尾鷲、九州地方などにおいて、開花日の遅れの傾向が見られる観測点があり、緯度経度が大きくなるとともにその傾向は小さくなり、また近年の開花日が1970sおよび1980sと比較して早くなっている観測点が東北・北海道において見られることがわかる。なお、0付近の因子負荷量を示す観測点は、第1主成分によって、開花日の経年変化傾向が示されており、第2主成分の導出において寄与していない。したがって、第2主成分は34地点のなかでも、国内の南西部と北東部に位置する観測点が示す経年変化の情報量を主に表していることがわかる。

### 3.3.3 第3主成分の結果

Fig. 1(c)に示す主成分得点では、1979年と1984年の2年分に値の大きな変化があり、年代別では1960年代と1970年代の値が低く、1990年代以後の値が高いことが特徴である。各観測点の因子負荷量について、有意な負の値を示す観測点は松山、高松そして大分が該当し、正の値を持つ観測点は山形、小名浜、尾鷲、福島などである(Table 3)。負の値を示す観測点では、1960sおよび1970sと比較して、1990s以後における開花日の早まりを特徴としており、その傾向はTable 2に示す、平均開花日の変化や年次による回帰分析の係数の大きさにより説明される。一方、正の値を示す観測点では、図示しないが、第3主成分の特徴のひとつである1979年における開花日の早まり、1984年における開花日の遅れの傾向が顕著であった。なお、主成分と有意な関係を持つ観測点は第1、第2主成分と比較して減少している。因子負荷量の空間的特徴は、東北地方で比較的高く、四国や大分付近で低いが、第2主成分ほど顕著なものではない(Fig. 2(c))。

### 3.4 因子負荷量にもとづく観測点の分類

導出した主成分と各観測点での開花日の経年変化傾向の相関関係である因子負荷量をもとに、観測点を分類した結果をFig. 2(d)に示す。なお、寄与率が5.8%と低く、その特徴が一部の観測点の傾向に偏る第3主成分を除き、第1主成分と第2主成分の因子負荷量をクラスター分析に使用した。3分類されたClass1からClass3まで、第

1主成分の因子負荷量の平均値は0.64, 0.75, 0.75であり、Class1のみが低く、Class2とClass3には差はない。一方、第2主成分の因子負荷量の平均値は、0.48,  $-0.29$ そして0.10であり、Classごとに差がみられる( $t$ -test,  $p < 0.05$ )。

これらの数値から、Class1に属する佐賀と宮崎を除く九州地方および徳島、尾鷲の観測点は、第1主成分との関連性が相対的に低いため、第1主成分によって、開花日の変化傾向が十分に説明されていない観測点であり、その特徴は第2主成分によって補われる。第2主成分と正の関係を持つことから、1980年代半ば以後の開花日の遅れを特徴とし、他のClassに属する観測点と比較して、2000sの開花日が1980sおよび1990sよりも遅い観測点が多い。これらの観測点の地理的分布は、緯度が低く、相対的に暖かい地域である。

Class2については、第1主成分とは強い正の関係を持つと同時に、第2主成分とも負の関係を示す。したがって、第1主成分と第2主成分の経年変化傾向を併せもつ。第1主成分に示される1990年代初めまで早期化の傾向に加えて、1970sと1980sの開花日より、近年の開花日が早まる傾向によって特徴づけられる。緯度で区切るならば、約36度以北に位置する観測点であり、相対的には寒冷な地域に位置する。

Class3は第1主成分と強い正の関係を持つ一方、第2主成分の因子負荷量は0に近い。したがって、Class3に属する観測点の開花日の変化傾向は第1主成分得点の経年変化の傾向によって説明されている。該当する観測点は近畿・四国・中国地方に多い。

## 4. 考 察

各観測点における開花日の変化傾向の解析では、線形回帰分析の結果において15地点で有意な早期化が見られ、平均開花日の比較では、1960sとの比較において有意に早くなっている観測点が最も多く、2000sに近づくにつれて、有意な観測点数は減少していく。線形回帰分析の性質上、47年間において開花日が線形に近い状態で変化していた場合、もしくは、1960sと2000sの平均開花日に大きな変化があった場合に、開花日の変化傾向に統計的に有意な結果が現れやすい。また年代ごとの平均開花日の比較においても、対象とした期間における開花日が線形に変化するならば、開花日が変動するときと比較して、各期間におけるデータの分散は小さくなり、有意差を示しやすい。しかし、実際は1960sから2000sにおいて、気温の変化に応答しながら、開花日は変化し、短期間においても開花日はばらつくため、個々の観測点におけるデータの線形性は保たれず、有意な結果は少ないと

考えられる。一方、主成分分析による変化傾向の解析では、各観測点での開花日の経年変化において、共通的に見られる傾向を主成分として導出する。したがって、各観測点での短期間のばらつきのような、共通の傾向でないものは、第1主成分のような上位の主成分において表現されない。第1主成分の寄与率は半分を超えており、このことは、各観測点におけるウメの開花日の変化が類似していることを示す。なお、サクラの開花とイチヨウの発芽を対象に同様の分析を行うと、サクラの場合、第1主成分の寄与率は大きい(73%)、イチヨウの場合、寄与率は相対的に小さく(49%)、植物季節によって、経年変化の共通性の程度は異なることがわかる。

第1主成分によって示される34地点の開花日の変化傾向は、1961年～2007年の47年間において早くなった。この傾向は、dynamic factor analysisのcommon trendの変化(Doi, 2007)と同様である。一方、Japan Meteorological Agency (2005)は2004年までのデータを使用し、年次による回帰分析をおこなっているが、開花日の早まりは有意な変化ではない。第1主成分得点を対象とし、1961年を起点として、1962年から2007年まで、回帰分析のデータの終点を1年ずつ変化させながら、解析してみると、1998年以後を終点としたとき、有意な結果(F-test,  $p < 0.05$ )が得られ、2005年を終点とした結果が最も危険率が小さくなった( $p = 0.015$ )。統計的有意性は、使用する年次や観測点の数によって影響を受けられるが、本研究にて示されることは、1990年代後半以後の変化傾向が長期の開花日データに含まれることによって、開花日の早期化傾向が顕著となること、すなわち、近年の開花日が早期化の現象に寄与していることである。

第1主成分によって示されていない開花日の経年変化傾向は第2主成分以後の下位の主成分によって表現される。例えば、1984年や1986年のように、多くの観測点において、同様に開花日が遅くなる場合は、第1主成分によって、この傾向が示される。一方、2004年や1987年は、開花日の遅速の状況が34の観測点において一律でなかった年であり、第2主成分得点の絶対値が大きくなる。1987年の場合、多くの観測点において、平均的な開花日を示すが、長崎や尾鷲などでは、例年と比較して、開花日が早い。2004年において、例えば、長崎(因子負荷量が正)では開花日が例年よりも遅く、長野(因子負荷量が負)では、開花日が早い。また、第2主成分得点に示される1980sの後半以後の値の上昇も、第1主成分において示されなかった地域的な経年変化傾向が現れたものであり、クラスター分析結果のClass1に属する観測点が示す開花日の遅れの傾向である。Aono and Sato

(1996)は休眠解除過程を考慮した温度日数変換法により、ウメの開花日推定を行っている。暖冬年において、休眠解除に必要となる低温に曝されないことにより、休眠解除が遅れ、開花が遅れる現象を扱っており、その可能性のある地点として、彦根以西の15地点を選択している。開花日の推定誤差について、1991年までの15年間のデータを使用して、休眠解除過程を考慮しない場合と比較しているが、本研究のClass1に属する観測点と一致する地点では、大分、長崎、鹿児島において誤差の減少を示している。例えば、1987年～2007年に開花日の遅れ(年次との相関係数 $r = 0.80$ ,  $p < 0.01$ )が確認されている鹿児島において、Aono and Sato (1996)によって推定された低温の感応期間(11月19日～12月21日)の平均気温と開花日との間には、この21年間において、正の相関関係( $r = 0.49$ ,  $p < 0.05$ )が見られた。本研究は、開花日の遅れの傾向に関連して、休眠解除過程との対応関係を十分に説明するものではないが、これらの地点における開花の経年変化傾向に、休眠解除過程の遅れが関わると考えられる。

ウメの開花に関する経年変化傾向には、地域的な気候の影響、品種の違いなど、多くの要因が影響を与える可能性がある。使用した開花日データではウメの品種は指定されておらず(Japan Meteorological Agency, 1985)、経年変化傾向における品種の違いの影響について、確かめることはできなかった。しかし、解析結果が示すとおり、経年変化には地域的な傾向が確認された。

## 5. 結 論

国内34地点における1961年～2007年のウメ開花日データを使用し、各観測点における解析と全観測点のデータを使用した主成分分析によって、経年変化傾向およびその地域的な傾向を示した。

各観測点における47年間の開花日の経年変化傾向では、15地点において開花の早まりを示した。一方、47年間を通して、開花日の遅れを示す観測点は存在しなかった。2000sと過去の年代の平均開花日を比較した結果、1960sとの比較で、開花日が早くなった観測点数が多く、1990sに近づくにつれ、観測点数は減少した。一方、各年代において、1～3観測点が開花日の遅れを示した。

主成分分析の結果から、各観測点における開花日の経年変化傾向には共通性があることを示した。開花日の早まりが47年間における主要な変化傾向であり、特に1990年代後半以後の開花日の状況が、その傾向に寄与していた。1980s半ば以後、九州地方および尾鷲など、相対的に温暖な地域において、開花日の遅れが見られた。また、緯度36度以北の寒冷な地域に位置する観測点では、

1970s や 1980s と比較して、近年の開花日が早くなるどころが多く、開花日の経年変化傾向における地域的な特徴を示していた。

## 謝 辞

本稿は、科研費(20780181)の助成を受けた研究成果の一部である。

## References

- Aono, Y., and Sato, K., 1996: Estimation of flowering date for Japanese apricot tree (*Prunus mume*) in western Japan considering both processes of rest break and development. *J. Agric. Meteorol.*, **52**, 125–134.
- Doi, H., 2007: Winter flowering phenology of Japanese apricot *Prunus mume* reflects climate change across Japan. *Clim. Res.*, **34**, 99–104.
- Fukuoka District Meteorological Observatory, Nagasaki Marine Observatory and Okinawa Meteorological Observatory, 2009: *Report on extreme weather events 2009, Extreme weather events and climate change in Kyushu-region, Yamaguchi prefecture, Okinawa, —fact and outlook for the future—*. Fukuoka District Meteorological Observatory, Nagasaki Marine Observatory and Okinawa Meteorological Observatory, 141 pp. (福岡管区気象台・長崎海洋気象台・沖縄気象台, 2009: 異常気象レポート2009, 九州・山口県・沖縄版 2009 九州・山口県・沖縄の異常気象と気候変動～その実態と見通し～. 福岡管区気象台・長崎海洋気象台・沖縄気象台, 141 pp.)
- Gregg, J. W., Clive, G. J., and Todd, E. D., 2003: Urbanization effects on tree growth in the vicinity of New York city. *Nature*, **424**, 183–187.
- Japan Meteorological Agency, 1985: Guide of Phenological Observation, 3rd edn. Japan Meteorological Agency, Tokyo, 110 pp. (気象庁, 1985: 植物季節観測指針第3版, 気象庁, 東京, 110 pp.)
- Japan Meteorological Agency, 2005: *Report on extreme weather events 2005, recent extreme weather events and climate change in the world —fact and outlook for the future— (VII)*. Japan Meteorological Agency, Tokyo, 383 pp. (気象庁, 2005: 異常気象レポート2005 近年における世界の異常気象と気候変動～その実態と見通し～ (VII). 気象庁, 東京, 383 pp.)
- Masuda, K., 2003: The impacts of global warming on phenology. In *The IDEN, Global warming, —trends and technology for adaptation and mitigation—* (ed. by Omasa, K., Harasawa, H., and Association for propagation of the knowledge of genetics). Shokabo, Tokyo, pp. 101–108. (増田啓子, 2003: 生物季節への影響. 遺伝 地球温暖化—世界の動向から対策技術まで—. 大政謙次・原沢英夫・財団法人遺伝学普及会 編, 裳華房, 東京, pp. 101–108).
- Matsumoto, K., Ohta, T., Irasawa, M., and Nakamura, T., 2003: Climate change and extension of the *Ginkgo biloba* L. growing season in Japan. *Glob. Change Biol.*, **9**, 1634–1642.
- Menzel, A., Estrella, N., and Fabian, P., 2001: Spatial and temporal variability of the phenological seasons in Germany from 1951 to 1996. *Glob. Change Biol.*, **7**, 657–666.
- Menzel, A., Sparks, T. H., Estrella, N., Koch, E., Aasa, A., Ahas, R., Alm-Kubler, K., Bissolli, P., Braslavska, O., Briede, A., Chmielewski, F. M., Crepinsek, Z., Curnel, Y., Dahl, A., Defila, C., Donnelly, A., Filella, Y., Jatcza, K., Mage, F., Mestre, A., Nordli, O., Penuelas, J., Pirinen, P., Remisova, V., Scheifinger, H., Striz, M., Susnik, A., VanVliet, A. J. H., Wielgolaski, F. E., Zach, S., and Züst, A., 2006: European phenological response to climate change matches the warming pattern. *Glob. Change Biol.*, **12**, 1969–1976.
- Nasu, A., Shimizu, Y., and Omasa, K., 2005: Statistical analysis of the relationship between changes in plant phenology and daily mean air temperature in Japan under climate change. *J. Agric. Meteorol.*, **60**, 1227–1229.
- Nishioka, S., Masuda, K., Yamamoto, K., and Watanabe, K., 2003: Detection and monitoring of impacts of global warming. In *Global warming and Japan* (ed. by Harasawa, H. and Nishioka, S.). Kokon-Shoin, Tokyo, pp. 357–384. (西岡秀三・増田啓子・山本桂香・渡辺耕一, 2003: 温暖化影響の検出と監視. 地球温暖化と日本, 原沢英夫・西岡秀三編, 古今書院, 東京, pp. 357–384.)
- Parmesan, C., and Yohe, G. A., 2003: Globally coherent fingerprint of climate change impacts across natural systems. *Nature*, **421**, 37–42.
- Rosenzweig, C., Casassa, G., Karoly, D. J., Imeson,

- A., Liu, C., Menzel, A., Rawlins, S., Root, T. L., Seguin, B., and Tryjanowski, P., 2007: Assessment of observed changes and responses in natural and managed systems. In *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (ed. by Parry, M. L., Canziani, O. F., Palutikof, J. P., Linden P. J., and Hanson, C. E.). Cambridge University Press, Cambridge, pp. 79–131.
- Shimizu, Y., and Omasa, K., 2003: Modeling and impact assessment of global warming on terrestrial ecosystem. In *The IDEN, Global warming, —trends and technology for adaptation and mitigation—* (ed. by Omasa, K., Harasawa, H., and Association for propagation of the knowledge of genetics). Shokabo, Tokyo, pp. 88–94. (清水 庸
- ・大政謙次, 2003: 陸上生態系のモデリングと陸上生態系への影響. 遺伝. 地球温暖化—世界の動向から対策技術まで—. 大政謙次・原沢英夫・財団法人遺伝学普及会編, 裳華房, 東京, pp. 88–94).
- Walther, G. R., Post, E., Convey, P., Menzel, A., Parmesan, C., Beebee, T. J. C., Fromentin, J. M., Hoegh-Guldberg, O., and Bairlein, F., 2002: Ecological responses to recent climate change. *Nature*, **416**, 389–395.
- Tanaka, Y., and Wakimoto, K., 1983: *Methods of multivariate statistical analysis*. Gendai-sugakusha, Kyoto, 296 pp.
- Yamamoto, K. and Nishioka, S., 2001: Study on detection of climate change impacts in Japan. *Study group clim. impact adaptation newsletter*, **19**, 11–14. (山本桂香・西岡秀三, 2001: 気候変動に伴う影響検出に関する研究—日本における影響の検出. 気候影響・利用研究会会報, **19**, 11–14.)