

長期観測データに基づいたブドウ‘デラウェア’の発育への  
温暖化の影響評価と発育予測モデルの開発に関する研究

2023

上森 真広

## 目次

緒言.....	1
第一章. 大阪府羽曳野市における過去 48 年間の気温変化とブドウ ‘デラウェア’ の発育と の関係.....	5
材料および方法.....	5
結果.....	7
考察.....	11
摘要.....	14
第二章. 日平均気温によるブドウ ‘デラウェア’ の発芽日および満開日予測モデル.....	15
材料および方法.....	15
結果.....	19
考察.....	26
摘要.....	29
第三章. 露地栽培ブドウ ‘デラウェア’ における展葉数を指標としたジベレリン処理適期 把握のための簡便なサンプリング法の検討.....	30
材料および方法.....	31
結果.....	34
考察.....	41
摘要.....	44
第四章. 無核化を目的としたジベレリン処理適期予測のための日平均気温によるブドウ ‘デ ラウェア’ の展葉数の推定.....	45
材料および方法.....	46
結果.....	50

考察.....	54
摘要.....	57
<b>第五章. 気候変動シミュレーションデータに基づく大阪府のブドウ‘デラウェア’の発育変化の予測.....</b>	<b>58</b>
材料および方法.....	59
結果および考察.....	64
摘要.....	72
<b>総括.....</b>	<b>74</b>
<b>引用文献.....</b>	<b>78</b>
<b>謝辞.....</b>	<b>86</b>

## 緒言

### ブドウ‘デラウェア’の大阪府における栽培状況

ブドウ‘デラウェア’(*Vitis labruscana* Bailey)は、1882年に小澤善平がアメリカから日本に導入した品種で、山梨県での試作が成功した後、全国各地に広がった(河瀬, 1996)．‘デラウェア’はジベレリン2回処理による無核化技術(段, 1996)や施設栽培による出荷期の前進化技術により作期が拡大して生産性が向上し、順調に栽培面積を拡大して、1975年には全国の栽培面積が約9,000 haに達した(河瀬, 1996)．その後、‘巨峰’などの大粒系ブドウの台頭により、‘デラウェア’の栽培面積は最盛期からは大幅に減少したものの、現在でも栽培面積2,015 haで‘巨峰’、‘ピオーネ’に次ぐ第3位を維持している(農林水産省, 2018)．

‘デラウェア’は山下松太郎や真鍋菊松によって1915年以降に大阪府に導入され、羽曳野市、柏原市、太子町を中心とした産地が形成された．大阪では江戸時代以前から‘甲州’を栽培しており、長年に渡り主要品種であった．新たに導入された‘デラウェア’は‘甲州’と比べて早生で樹勢が強健、耐病性も強く栽培が容易であったため増植が進み、1965年頃には‘甲州’にかわって‘デラウェア’が主要品種となった(小寺, 1986)．2018年の大阪府のブドウ栽培面積は327 haで、そのうち‘デラウェア’は267 haと約80%を占めており、現在もなお主要品種となっている(農林水産省, 2018)．作型は加温栽培(1月上旬～2月上旬加温)、無加温栽培(二重被覆、一重被覆)、雨よけ栽培、露地栽培から構成され、これらを組み合わせることで労力分散を図っている．また、大阪府のワイン生産は1921年に始まったとされ100年近い歴史を有しており(小寺, 1986)．‘デラウェア’を使用したワイン銘柄が数多く生産されている．2018年に日本ワインの表示基準が厳しく定められ、ワインの産地名を表示するにはその土地で採れたブドウを85%以上使用し、その土地で醸造することが条件となったことを受けて、良質な‘デラウェア’を大阪府内で十分に確保できることへのワイナリーの期待が高まっている．以上から、‘デラウェア’は、生食用

だけでなく醸造用としても大阪府のブドウ栽培を特徴づける特産品となっている。

### ‘デラウェア’栽培への温暖化の影響

気候変動に関する政府間パネル（IPCC）によると、1850年～2020年の間で世界平均地上気温は1.09°C上昇しており、人間の影響が大気・海洋・陸域を温暖化させていることは疑う余地がないことが指摘されている（IPCC, 2021）。さらに、過去の温室効果ガスの蓄積により気温の上昇傾向は21世紀半ばまで続くことが示唆されている（IPCC, 2021）。永年作物である果樹は、草本性作物と比べて気候に対する適応性の幅が狭いため、このような気温上昇の影響を受けやすい（農林水産省, 2021）。さらに、果樹は定植後の植え替えが容易ではないため、将来の温暖化を見据えた長期的な対策を考える必要がある。果樹への温暖化の影響として、ニホンナシの開花期や収穫期の早期化（本條ら, 2002；伊藤・市ノ木山, 2005）、リンゴの発芽期と開花期の早期化（藤沢・小林, 2007）、ニホンナシの施設栽培において自発休眠期の低温不足が関連した発芽・開花不良障害である「眠り病」（藤丸, 2004；松田, 2004）、リンゴ、カキ、ウンシュウミカンの果実着色の遅延・不良などが報告されており、既に様々な問題が発生している（杉浦ら, 2007）。

ブドウへの温暖化の影響として発芽や開花の早期化、果皮の着色不良が報告されている（杉浦ら, 2007）。このうち、発芽、開花の早期化は多くの生産者が実感しているものの、統計データに基づいた客観性の高い証拠が不足している。ブドウの発芽、開花は病虫害防除などの栽培管理の指標となっているため、温暖化により発芽、開花が大きく変動すると従来の暦日を指標とする方法では適切な栽培管理を行うことが困難になる。また、（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所（以下、研究所）では‘デラウェア’の1回目ジベレリン処理適期を、新梢の展葉数を指標（展葉数が9.5枚に達した日）にして予測している。この予測では、発芽以降の新梢の展葉数は1日当たり0.35枚増えると仮定して9.5枚に達する日を予測しているものの、近年の温暖化により春先の気温が安定せ

ず、高温により一気に展葉が進むため予測にズレが生じることが増えている。さらに、ブドウの自発休眠覚醒には一定の低温に遭遇することが必要であり (Magoon・Dix, 1943)、低温遭遇時間は加温栽培の加温開始時期の指標となっている。この低温遭遇時間にも温暖化の影響が予測され、ブドウでもニホンナシで報告されているような低温不足による発芽不良の発生が懸念される。そのため、今後も‘デラウェア’の安定生産を維持していくためには、‘デラウェア’の発育と気温の定量的な評価に基づいた発育予測モデルを作成するとともに、将来の温暖化が‘デラウェア’の発育にどのように影響するかを予測・評価することが求められている。

#### 広域気象データセットの開発

温暖化による農作物への影響を迅速に把握し評価するためには農地の気象データが最新の状態で準備されていることが必要である。(国研)農業・食品産業技術総合研究機構は約 1 km 四方を単位として日平均気温などの日別気象データを配信するメッシュ農業気象データ(大野ら, 2016)を開発した。メッシュ農業気象データにより国内の任意の地点における気象要素の取得が可能となった。また、メッシュ農業気象データは、気象庁の数値予報(メソ数値予報モデルおよび全球数値予報モデル)に基づいた 26 日先までの気温予報値を含んでおり、将来の気温条件を見越した農作物の栽培管理に役立てることができる。さらに、メッシュ農業気象データは、全球気候モデルに基づいた 2100 年までの気候変動シナリオを搭載している。これらの気候変動シナリオを用いた将来のコメの収量や品質の変化および温暖化適応策の評価(Ishigookaら, 2017)やサイレージ用トウモロコシの二期作適地の将来の変化予測(Kannoら, 2019)など、すでに多くの利用例がある。このように、農作物の発育と気象条件との関係を定量的に評価できれば、発育予測や温暖化の影響評価に利用できるデータセットは整っている状況にある。

## 研究の目的

研究所では大阪府の特産品である‘デラウェア’の栽培技術に関する研究を長年に渡って行っており、ジベレリン処理技術や施設栽培技術の確立に貢献してきた（段ら，1974；奥田ら，1971；渡辺ら，1964）。これらの研究の一環で露地栽培‘デラウェア’の発芽日，満開日，展葉数のデータを長年に渡って蓄積してきた。本論文は，これらの先人の貴重な長期観測データを活用し，主に露地栽培を対象として発育と気温との関係を定量的に評価し，発育予測モデルを作成するとともに，温暖化が‘デラウェア’の発育にどのように影響するのかを予測・評価したものである。はじめに，第一章では1963年から2010年までの48年間の‘デラウェア’の発芽日，満開日データを用いて，気温上昇と呼応するように発育が早期化していることを確認後，月平均気温と発育の関係性を明らかにした。第二章では，日平均気温から当年の‘デラウェア’の発芽日，満開日を予測するための発育予測モデルを作成し，予測精度が最も高いモデルを探索した。第三章では，‘デラウェア’の栽培管理上特に重要な1回目ジベレリン処理適期の展葉数による把握手法の妥当性を確認後，同手法の調査対象として適切な新梢の位置や本数を明らかにした。第四章では，気温と‘デラウェア’の展葉との関係を定量的に明らかにし，気温から展葉数の増加率を推定して1回目ジベレリン処理適期を高精度で予測する新たな方法を開発した。第五章では，メッシュ農業気象データの気候変動シナリオを用いて‘デラウェア’の発育の将来の変動を予測し，大阪府における‘デラウェア’栽培の持続可能性や温暖化適応策を検討した。

## 第一章 大阪府羽曳野市における過去 48 年間の気温変化とブドウ‘デラウェア’の発育との関係

気温は植物季節と密接な関係を示すため、温暖化の影響と考えられる植物の発育の早期化や遅延が数多く報告されている。例えば、過去 70 年間に於いて国内のサクラの開花は 10 年単位で 1.1 日早まり、カエデの紅葉は 3.1 日遅くなっている（気象庁，2022）。また、イチヨウでは 1953 年から 2000 年の間に発芽期が 4 日早まり、落葉期が 8 日遅くなったこと（Matsumoto ら，2003）が報告されている。果樹でも多くの樹種で発芽、開花の早期化が指摘されており（杉浦ら，2009）、ニホンナシの開花期や収穫期の前進（本條ら，2002；伊藤・市ノ木山，2005）、リンゴの発芽期と開花期の前進（藤沢・小林，2007）が報告されているものの、ブドウでは統計データに基づいた解析事例は不足している。

（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所では 1963 年から 2010 年までブドウ‘デラウェア’の発芽日、満開日のデータを蓄積してきた。本章では、まず、過去 48 年間の平均気温の年単位、月単位の経年変化を把握した。続いて、‘デラウェア’の発芽日、満開日の発育調査データを用いて、気温変化と発育との関係性を解析した。

### 材料および方法

#### 調査地

大阪府南河内地域に位置する（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所（北緯 34 度 32 分，東経 135 度 35 分，標高 70 m，大阪府羽曳野市尺度 442，以下，研究所）内を調査地とした。本調査地は年間を通じて温暖で降水量が少ない瀬戸内海式気候区に属する。

#### 気温観測値

果樹の発育に影響する気温要素として平均気温が重要であるという報告（村



尾ら, 2002 ; 野呂ら, 1986 ; 岡田ら, 1984 ; 佐藤・竹澤, 2014) に基づき, 平均気温を解析に用いた. 研究所内の気温観測方法は, 1988 年までは百葉箱内の最高・最低気温温度計による目視観測で, 日平均気温は日最高気温と日最低気温の平均をとったものである. 1989 年以降は自動観測で日平均気温は毎正時観測値の平均をとったものであり, 観測方法が変更されている. そこで, 1963 年から 1988 年までの年平均気温 (日平均気温の年平均値) については, 1989 年から 2010 年にかけての大阪管区気象台の年平均気温と研究所内の年平均気温から回帰式を作成し, 1963 年から 1988 年までの大阪管区気象台の年平均気温を回帰式に当てはめて算出した年平均気温の推定値を用いた. 年平均気温の回帰式は次のようになり, 推定値として使用できると考えられた.

年平均気温 (°C)

研究所の年平均気温 =  $1.088 \times$  大阪管区気象台の年平均気温 - 3.119 ( $R^2=0.854$ ,  $P < 0.001$ )

日平均気温の月別の平均値 (月別平均気温) についても, 月別に同様の方法で算出した推定値を用いた. 欠測が生じた場合は, 近隣の気象庁アメダス観測所 (堺) の観測値で補った.

#### ブドウ ‘デラウェア’ の発育調査

研究所内の露地ブドウ圃場 (1 園, 約 10 a) で, 長梢剪定で栽培する樹齢 5 年以上の ‘デラウェア’ 3 樹を用いて, 1963 年から 2010 年の 48 年間に渡って発芽日, 満開日を調査した. 圃場の土壌タイプは細粒質台地黄色土であった (農耕地土壌分類委員会, 1995). 調査樹は他の実験の都合や植替えなどの事情から, 調査年によって園内から随意に決めた. 発芽日の定義は, 調査樹の葉芽がバルーン状になり, 鱗片から 80% 以上露出したものが概ね 80% に達した日とした. 満開日の定義は, 落葉果樹育成系統適応性検定試験・特性検定試験において定められている調査方法 (農林水産省果樹試験場, 1984) に従い, ジベレリンな

どの植物生長調節剤処理を行わなかった花穂のうち 80%が満開となった日とした。発芽日は当年度の 4 月 1 日を、満開日は当年度の 5 月 1 日を基点とする日数を用いて、以下の解析を行った。

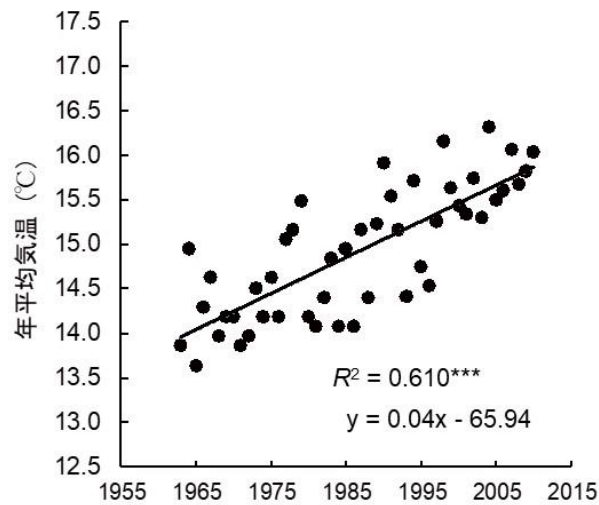
## 解析

年平均気温、月別平均気温および発芽日、満開日について 48 年（1963 年から 2010 年）に渡って回帰分析により経年変化を把握した。次に、発芽日、満開日と月別平均気温との関係を一般化線形モデル（Generalized Linear Model, 以下, GLM）によって解析した。発芽日、満開日をそれぞれ目的変数とし、これらがポアソン分布に従うことと仮定した。説明変数は月別平均気温とし、発芽日は前年 5 月から当年 4 月まで、満開日は前年 6 月から当年 5 月までのデータを用いた。総当たり法により月別平均気温のそれぞれの有無を説明変数として組み合わせた 4,096 個のモデルの中から赤池情報量基準（Akaike Information Criterion, 以下, AIC）によるモデル選択を行い、AIC が最小となるモデルを最適モデルとして選択した。本章におけるすべての統計解析には R-3.4.1（R Core Team, 2017）を用い、モデル選択には glm 関数および MuMIn パッケージの dredge 関数を用いた。

## 結果

### 平均気温の経年変化

1963 年～2010 年までの 48 年間の年平均気温の経年変化を第 1.1 図に示す。本調査地において、年平均気温に上昇傾向が認められた。1963 年～2010 年までの毎年の月別平均気温を目的変数として算出した回帰式の傾きと決定係数を第 1.1 表に示す。月別平均気温は 4 月、7 月以外の月で有意な上昇傾向が認められた。



第 1.1 図 過去 48 年間（1963 年～2010 年）の年平均気温の変化  
\*\*\*は 0.1%水準で有意であることを示す.

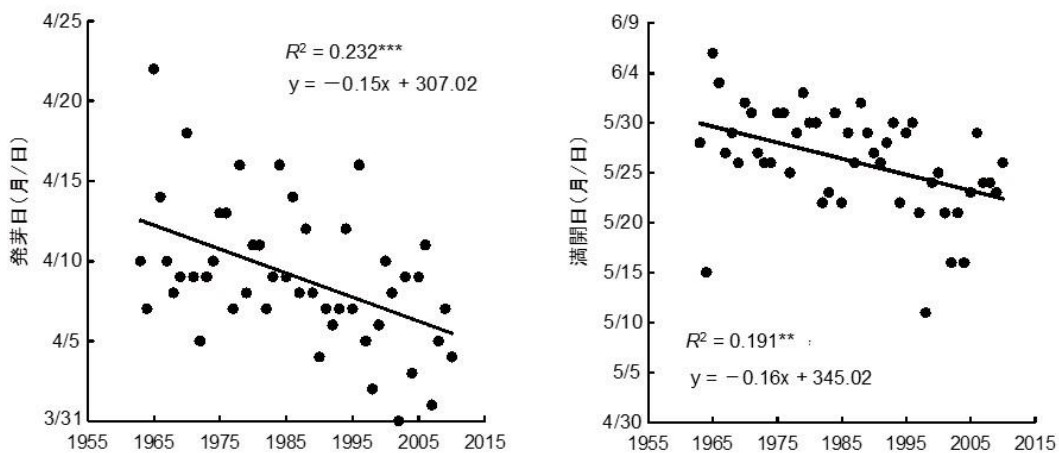
第 1.1 表 過去 48 年間（1963 年～2010 年）の月別平均気温  
から算出した一次回帰式の傾きと決定係数

	傾き (°C/年)	決定係数 $R^2$ <sup>z</sup>
1月	0.034	0.199 **
2月	0.050	0.242 ***
3月	0.053	0.337 ***
4月	0.020	0.054
5月	0.023	0.159 **
6月	0.033	0.243 ***
7月	0.021	0.072
8月	0.027	0.168 **
9月	0.053	0.325 ***
10月	0.056	0.467 ***
11月	0.039	0.257 ***
12月	0.036	0.221 ***

<sup>z</sup> \*\*は1%水準, \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示す

### ‘デラウェア’の発芽日、満開日の経年変化

年次別の発芽日、満開日を第 1.2 図に示す。解析に用いた期間内の発芽日の平均値は 4 月 9 日、最も早い年が 3 月 31 日、最も遅い年が 4 月 22 日であった。満開日ではそれぞれ 5 月 26 日、5 月 11 日、6 月 6 日であった。経年変化の傾向をみると発芽日、満開日ともに早まる傾向が認められ、一次回帰式に当てはめたところ 48 年間で発芽日は年当たり 0.15 日、満開日は年当たり 0.16 日の割合で早まっていると推測された。



第 1.2 図 過去 48 年間（1963 年～2010 年）の発芽日、満開日の分布  
\*\*は 1%水準，\*\*\*は 0.1%水準で有意であることを示す。

### 発芽日、満開日と気温との関係性

GLM 解析の結果から発芽日を目的変数とした場合の上位 10 モデルを第 1.2 表に示す。上位 10 モデルのうち、3 月平均気温、4 月平均気温はすべてのモデルで選択され、2 月平均気温は 5 モデルで選択された。この中で AIC が最も低いモデルは、2 月平均気温、3 月平均気温、4 月平均気温を説明変数とした場合であった。AIC が最も低かったモデルを最適モデルとして採用し、そのモデルの解析結果を第 1.3 表に示す。説明変数である 2 月平均気温、3 月平均気温、4 月平均気温の偏回帰係数は負の値であった。また、最適モデルからそれぞれの説明変数を除いた際の AIC の増大量 ( $\Delta AIC$ ) は、3 月平均気温を除いたときに最も高い値を示した。

満開日を目的変数とした場合の上位 10 モデルを第 1.4 表に示す。上位 10 モデルのうち、4 月平均気温、5 月平均気温はすべてのモデルで選択され、この両者のみを説明変数としたモデルの AIC が最も低かった。この最適モデルの解析結果を第 1.5 表に示す。このモデルにおいて、4 月平均気温、5 月平均気温の偏回帰係数は負の値であった。また、 $\Delta AIC$  は 4 月平均気温を除いたときに最も高い値を示した。

第 1.2 表 発芽日を目的変数とした場合の上位 10 モデルとその AIC

説明変数 <sup>z</sup>	AIC
2月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	239.3
1月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	239.5
前年8月平均気温+前年10月平均気温+1月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	239.8
3月平均気温+4月平均気温	239.9
前年12月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.2
前年8月平均気温+2月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.3
前年10月平均気温+1月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.3
前年10月平均気温+2月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.4
1月平均気温+2月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.5
前年12月平均気温+2月平均気温+3月平均気温+4月平均気温	240.5

<sup>z</sup>単位は°C

第 1.3 表 発芽日を目的変数とした場合の最適モデルの解析結果

説明変数	偏回帰係数	標準誤差	Z値	P値 <sup>z</sup>	$\Delta AIC$
切片	5.455	0.520	10.484	<0.001 ***	-
2月平均気温 (°C)	-0.064	0.040	-1.618	0.1057	0.6
3月平均気温 (°C)	-0.176	0.044	-3.996	<0.001 ***	13.7
4月平均気温 (°C)	-0.128	0.044	-2.896	0.0038 **	6.7

<sup>z</sup>\*\*\*は1%水準, \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示す

第 1.4 表 満開日を目的変数とした場合の上位 10 モデルとその AIC

説明変数 <sup>z</sup>	AIC
4月平均気温+5月平均気温	261.2
1月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	262.6
3月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	262.6
前年12月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	262.8
2月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.0
前年7月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.0
前年10月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.1
前年9月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.1
前年11月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.1
前年8月平均気温+4月平均気温+5月平均気温	263.2

<sup>z</sup>単位は°C

第 1.5 表 満開日を目的変数とした場合の最適モデルの解析結果

説明変数	偏回帰係数	標準誤差	Z値	P値 <sup>z</sup>	ΔAIC
切片	6.715	0.651	10.311	<0.001 ***	-
4月平均気温 (°C)	-0.099	0.028	-3.548	<0.001 ***	10.51
5月平均気温 (°C)	-0.118	0.041	-2.900	0.0030 **	6.44

<sup>z</sup>\*\*は1%水準, \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示す

## 考察

まず, 本調査地の 1963 年から 2010 年までの気温の推移について, 年平均気温に上昇傾向が認められた (第 1.1 図). これを月単位で分析した結果, 3 月および 9 月, 10 月で上昇傾向が強いことも認められた (第 1.1 表). 西日本では春や秋の気温の上昇率が高い (気象庁, 2022) ことが指摘されており, 本調査地でも同様の結果であった. このように, 本調査地でも西日本全体の傾向と同様の気温上昇が認められた.

一方, 植物については気温上昇が進むと, 発育の早期化や遅延が予想される. 本調査地のブドウ ‘デラウェア’ では春先の気温上昇に伴って, 発芽日, 満開

日の両方が早期化していた（第 1.2 図）. このうち発芽日については，GLM の上位 10 モデルにおいて 3 月平均気温，4 月平均気温がすべてのモデルで選択されるとともに，最適モデルでは 2 月平均気温，3 月平均気温，4 月平均気温が選択され，これらの偏回帰係数はすべて負の値であった（第 1.2 表，第 1.3 表）. これは発芽の早晚において 2 月平均気温，3 月平均気温，4 月平均気温が高いと発芽日は早くなることを示している. なかでも，3 月平均気温の  $\Delta AIC$  が高く，最も重要な説明変数だと考えられる. 本調査地での経年変化として，2 月平均気温，3 月平均気温に明らかな経年上昇がみられたことを勘案すると，2 月と 3 月の気温上昇が発芽日の早期化をもたらしたと考えられる. これはリンゴでは 3 月（藤沢・小林，2007），カキでは 2 月，3 月（長谷川・尾形，2007）の気温が発芽に最も関与しており，その上昇に伴って早期化の傾向がみられたという報告とも一致する. 一方，4 月平均気温については，経年の上昇傾向は比較的小さかったことから発芽日の早期化への影響は 2 月平均気温，3 月平均気温と比較すると限定的だったと推察される. なお，冬季の気温上昇は休眠打破を阻害して，発芽の遅延をもたらす一面も懸念されるが（杉浦，2001），少なくとも本調査地の露地‘デラウェア’にはその影響は今のところはみられないことも併せて示されたといえるだろう.

次に，満開日は「発芽日の早晚」と「発芽から満開までの日数」で決定されるため，上述の発芽日の早期化は，満開日の早期化に影響を及ぼしていると考えられる. また，満開日の GLM の上位 10 モデルにおいて，発芽日と関連性が高いと推察された 2 月平均気温，3 月平均気温が，比較的上位のモデルで 4 月平均気温，5 月平均気温に次ぐ 3 番目の説明変数として選択されたことは，この満開日と発芽日の関連性を示していると考えられる（第 1.4 表）. 次に，最適モデルは，GLM の上位 10 モデルのすべてで選択された 4 月平均気温，5 月平均気温の 2 つの説明変数からなるモデルであった（第 1.5 表）. 開花日が発芽日以降の気温の影響を受けることは，多くの落葉果樹で知られている（野呂ら，1986；伊藤ら，2006）. ブドウでも‘巨峰’において同様のことが報告されており（杉浦ら，1995），本調査地の‘デラウェア’でも発芽から満開までに相当す

る 4 月平均気温、5 月平均気温が満開日の早晩に強く影響したものと考えられる。ΔAIC をみると、4 月平均気温が最も重要な説明変数であった。4 月平均気温は発芽日の最適モデルとも共通の説明変数であり、発芽日の早晩にも影響するため強い説明力をもつと考えられる。ただし、繰り返すとおり 4 月平均気温の経年上昇の傾向は比較的小さく、満開日においても経年の早期化という観点での 4 月平均気温の関与は小さいと考えるべきであろう。一方、本調査地での経年変化として 5 月平均気温には上昇傾向がみられた。ここで、「発芽から満開までの日数」は、この期間の気温が高いほど短くなることが報告されていることから（杉浦ら、1995；伊藤ら、2006）、本調査地の‘デラウェア’における「発芽から満開までの日数」を短くすることを介した早期化は、5 月平均気温の上昇による影響を受けたと考えるのが妥当だと思われる。

以上をまとめると、大阪府羽曳野市においても 1963 年から 2010 年の間に気温上昇が生じており、2 月から 3 月の気温上昇に呼応するようにブドウ‘デラウェア’の発芽日が早期化していた。満開日も同様に早期化しており、これは発芽日の早期化と 5 月の平均気温の上昇の両方の影響を受けていると考えられた。温暖化は地球規模の傾向で、ブドウの発育への影響については、海外でも複数の事例が報告されているほか（Wolfe ら、2005；Vujadinović ら、2012）、国内でも新潟県において‘巨峰’で発芽期、開花期の前進（本永ら、2000）が知られており、本章の結果はこれらと一致する。気温上昇を中心とした気象変化は今後も継続することが予想されており（IPCC, 2021）、樹体生育への影響については、このような過去の経験をふまえた発育予測モデルで評価する必要があるだろう。また、自然状態では気温以外の気象要素が、土壌水分や樹体栄養を介して発育の早晩に影響することも考えられ、各種の気象条件を含めた総合的な解析が必要だと考えられる。



## 摘要

大阪府羽曳野市において、長期的な気温変化が露地栽培のブドウ‘デラウェア’の発育に及ぼす影響を明らかにするため、1963年から2010年までの48年間にわたる気温と発芽日および満開日との関係を一般化線形モデル（GLM）により解析し、赤池情報量基準（AIC）によるモデル選択によって各関係を評価した。本調査地において気温の上昇傾向が認められた。48年間で発芽日と満開日はともに早期化していた。AICによるモデル選択の結果、発芽日には2月平均気温、3月平均気温、および4月平均気温が関与しており、特に2月平均気温、3月平均気温の上昇により発芽日が早期化していることが明らかになった。一方、満開日には4月平均気温と5月平均気温が関与しており、その早期化は、発芽日の早期化と5月平均気温の上昇の影響を受けていることが明らかになった。以上より、大阪府羽曳野市のブドウ‘デラウェア’の発芽日は2月、3月の気温上昇、満開日は発芽日の早期化と5月の気温上昇の影響を受けて早期化していると推察された。

## 第二章 日平均気温によるブドウ‘デラウェア’の発芽日および満開日予測モデル

第一章で示したように、‘デラウェア’の発芽日、満開日は気温上昇に伴って早期化していた。そのため、従来の暦日を指標とする方法では適切な栽培管理を行うことが困難になりつつあり、当年の発育指標を精度よく予測することが求められるようになってきている。ブドウの発育は、気温と密接な関係を示すことが知られており（甲府市ジベ処理委員会，1978；本永ら，2000；佐藤・竹澤，2014；杉浦ら，1995），気温から発育を予測する簡便な方法として、古くから積算温度が利用されてきた。しかし、積算温度は、本来は非線形な気温と発育との関係に線形性を仮定したものであるため、真に予測の必要な異常気象年で予測精度が低下することが指摘されている（堀江・中川，1990）。そこで、気温と発育速度（DeVelopmental Rate，以下，DVR）の関係を非線形関数で近似し、その積算値である発育指数（DeVelopmental Index，以下，DVI）を導入することで、精度よく発育を予測できるモデルが開発されている（De Witら，1970）。このように、気温をパラメータとした発育予測にはいくつかの手法があるものの、これらを比較して予測精度を検討するためにはかなりの栽培データが必要であり、ブドウでは十分に検討されていない。

本章では、1963年～2019年にかけての50年分の‘デラウェア’の発育データをもとに、日平均気温を説明変数とする発芽日および満開日の発育予測モデルを作成し、予測精度が最も高いモデルを探索した。

### 材料および方法

#### 調査地

（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所（第一章参照，以下，研究所）内を調査地とした。

## ブドウ‘デラウェア’の発育調査

研究所内の露地ブドウ圃場（1園，約 10 a，細粒質台地黄色土）で，長梢剪定で栽培する樹齢 5 年以上の‘デラウェア’3 樹を用いて，1963 年～2010 年，2018 年，2019 年の 50 年分（2011 年～2017 年の 7 年分は欠測）の発芽日，満開日を調査した．調査樹は他の実験の都合や植替えなどの事情から，調査年によって園内から随意に決めた．

## 日平均気温データ

2002 年～2010 年，2018 年，2019 年の 11 年分の日平均気温は，研究所内の気象観測装置による観測値を用いた．1963 年～2001 年の日平均気温は，2002 年～2010 年，2018 年，2019 年の大阪管区気象台の日平均気温と研究所内の日平均気温から月別に回帰式（第 2.1 表）を作成し，1963 年から 2001 年までの大阪管区気象台の日平均気温を回帰式にあてはめて算出した推定値を用いた．これらの統計解析には R-3.4.1（R Core Team, 2017）を用いた．

**第 2.1 表 2002 年～2010 年，2018 年，2019 年の研究所の日平均気温と大阪管区気象台の日平均気温から算出した一次回帰式と決定係数**

	傾き	切片	決定係数 $R^2$
1月	0.966	-1.372	0.909 *** <sup>z</sup>
2月	0.965	-1.257	0.939 ***
3月	0.982	-1.183	0.950 ***
4月	0.974	-0.906	0.950 ***
5月	0.960	-0.391	0.935 ***
6月	1.001	-1.052	0.940 ***

<sup>z</sup>\*\*\*は0.1%水準で有意であることを示す

## 発育予測モデルの作成と検証

本章では，日平均気温の実測値がある 2002 年～2010 年，2018 年，2019 年の 11 年分のデータを用いて，発芽日および満開日を求めるための発育予測モデル

を積算温度法，DVR法の2つの方法により作成した。

次に，作成した発育予測モデルを，モデル作成には用いなかった1963年～2001年の39年分の発芽日および満開日の実測日と予測日を用いて検証した。誤差の評価には，二乗平均平方根誤差（Root Mean Square Error，以下，RMSE）を利用した。RMSEは，実測日と予測日の差の二乗和をデータ数  $n$  で除したものの平方根で，以下の式で表される。

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{\sum(\text{実測日} - \text{予測日})^2}{n}}$$

#### 積算温度法による発育予測モデルの作成

積算温度（ $^{\circ}\text{C}\cdot\text{日}$ ）は，基準温度を  $0^{\circ}\text{C}$  として，以下の式により算出した。

$$\text{AT} = \sum (\text{Tmean} - \text{T}_b)$$

$$\text{if } \text{Tmean} < \text{T}_b \text{ then } \text{Tmean} = \text{T}_b$$

ATは積算温度，Tmeanは日平均気温（ $^{\circ}\text{C}$ ）， $\text{T}_b$ は基準温度（ $^{\circ}\text{C}$ ）（今回は  $0^{\circ}\text{C}$ ）を示す。発芽日予測の温度積算の起算日は，‘デラウェア’の発芽日は2月～4月の気温と関連が強いという第一章の結果をふまえ，1月1日から3月13日の間で5日～10日ごとに変えて積算温度を算出し，RMSEが最小となる開始日を起算日とした。一方，満開日予測の起算日は，落葉果樹の開花には発芽後の気温が重要という報告（伊藤ら，2006；野呂ら，1986；大谷，2006；杉浦ら，1995）をふまえ，発芽日翌日（実測値）とした。最小二乗法によりそれぞれの起算日から発芽日，満開日に達するまでに必要な積算温度を算出した。

#### DVR法による発育予測モデルの作成

DVR法は，De Witら（1970）のDVRの概念を適用して，‘デラウェア’の発育ステージをDVIで表し，DVIを日々のDVRの積算値と定義した。したがって，起算日から  $n$  日目のDVIは以下の式として表される。

$$DVI = \sum_{i=1}^n DVR_i$$

DVR<sub>i</sub>はi日目のDVRを示す。なお、DVR<sub>i</sub>が負の値となった場合はDVR<sub>i</sub>=0とした。本章では発芽日予測および満開日予測ともに起算日のDVIを0とし、発芽日予測では発芽日、満開日予測では満開日のDVIをともに1と設定した。ここで、発芽日予測の起算日は上述の積算温度法と同様に、パラメータ推定の開始日を1月1日から3月13日の間で5日～10日ごとに変えて推定したDVR関数の中でRMSEが最小となる開始日を起算日とした。一方、満開日予測の起算日は発芽日翌日（実測値）とした。DVRを求める数式は気温のみによって決定される関数であると仮定し、以下の2つの式を適用した。

$$DVR1 = \frac{1}{TU} \times (T_{mean} - T_b) \quad (1)$$

$$DVR2 = \frac{1}{G_1} \times \frac{1}{1 + \exp\{-A_1(T_{mean} - T_{h1})\}} \quad (2)$$

式1（以下、DVR1）は有効積算温度と数学的に等価であり、T<sub>mean</sub>は日平均気温（°C）、TUはある発育ステージが完了するまでの有効積算温度（°C・日）、T<sub>b</sub>は基準温度（°C）に相当する（Sameshima, 1991）。式2（以下、DVR2）は堀江・中川（1990）が水稻の出穂期の推定において提唱した式で、DVRと気温との間に非線形の関係进行を想定している。T<sub>mean</sub>は日平均気温（°C）、A<sub>1</sub>は温度に対する反応係数（°C<sup>-1</sup>）、T<sub>h1</sub>はDVRが最大値の1/2になるときの気温（°C）、G<sub>1</sub>は対象とする発育ステージの最小日数（日）を示す。2002年～2010年、2018年、2019年の11年分の発芽日、満開日および日平均気温データを用いて、各式に発芽日予測では各開始日から実測日、満開日予測では発芽日翌日から実測日までの日平均気温を代入して推定されたDVIの計算値と理論値である1との残差二乗和が最小になるように「多項式・関数式DVRの計算表示プログラム（（国研）農業・食品産業技術総合研究機構）（川方，2005）」でシンプレックス法により各パラメータ（TU、T<sub>b</sub>およびA<sub>1</sub>、T<sub>h1</sub>、G<sub>1</sub>）を算出した。

## 異常気象年における発育予測モデルの検証

異常気象年における発育予測モデルの実用性を検討するため、1963年～2001年のうち2月21日から発芽日、および発芽日翌日から満開日までの期間の平均気温(°C)の上位10年を高温年、下位10年を低温年として、高温年および低温年における各発育予測モデルのRMSEを算出して、その実用性を評価した。

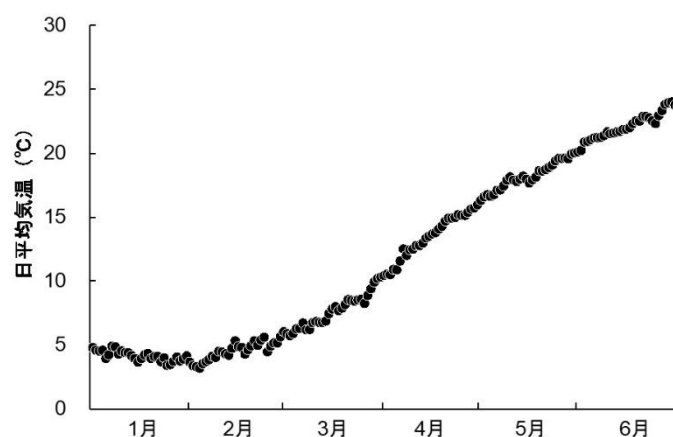
## 結果

### 発芽日、満開日と気温との関係

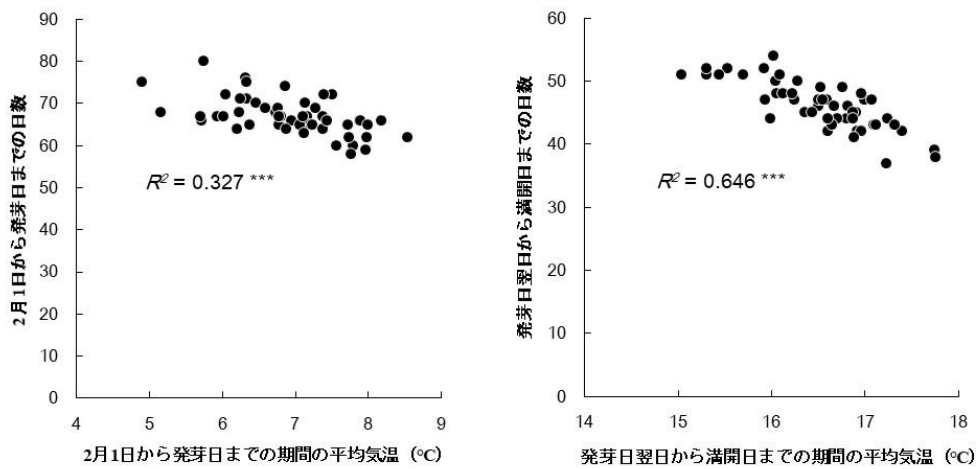
1963年～2019年のうち50年分の1月から6月にかけての日平均気温の平均値を第2.1図に示す。日平均気温は2月3日に最寒日となった後、6月に向かって上昇した。

1963年から2019年のうち50年分の発芽日の平均値は4月8日、最も早い年が3月31日、最も遅い年が4月22日であった。満開日ではそれぞれ、5月25日、5月11日、6月6日であった。

2月1日から発芽日までの日数、発芽日翌日から満開日までの日数と気温との関係を第2.2図に示す。2月1日から発芽日までの日数は、その期間の平均気温が高いほど短くなった。また、発芽日翌日から満開日までの日数についても同様の傾向が認められた。



第2.1図 1月～6月にかけての日平均気温の過去50年分(1963年～2010年, 2018年, 2019年)の平均値

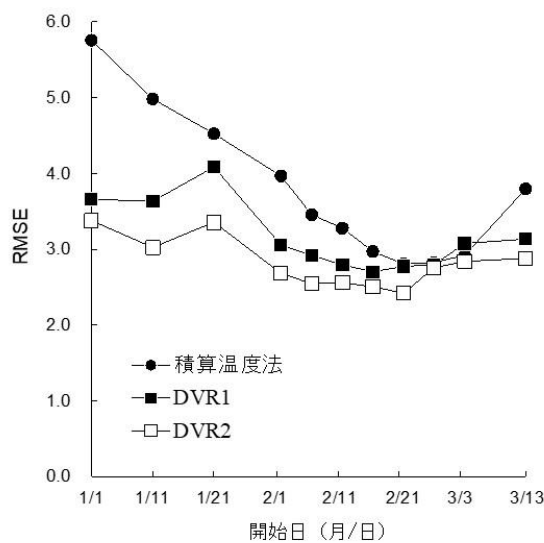


第 2.2 図 発芽日，満開日までの日数と気温との関係

\*\*\*は 0.1%水準で有意であることを示す。

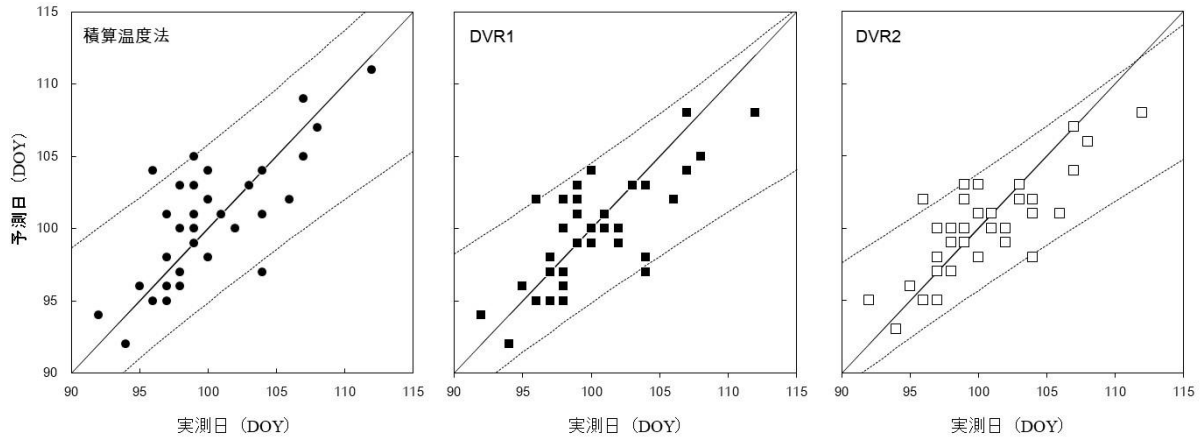
各発育予測モデルと発芽日，満開日の RMSE との関係

1 月 1 日から 3 月 13 日まで開始日を変えて算出した各発芽日予測モデルの RMSE を第 2.3 図に示す。発芽日の RMSE は，いずれの発芽日予測モデルでも 2 月中旬頃に最小となった。この結果より，例えば，積算温度法の起算日は RMSE が最小となる 2 月 21 日とした。他の発育予測モデルにおいても同様の方法で起算日を決定した。

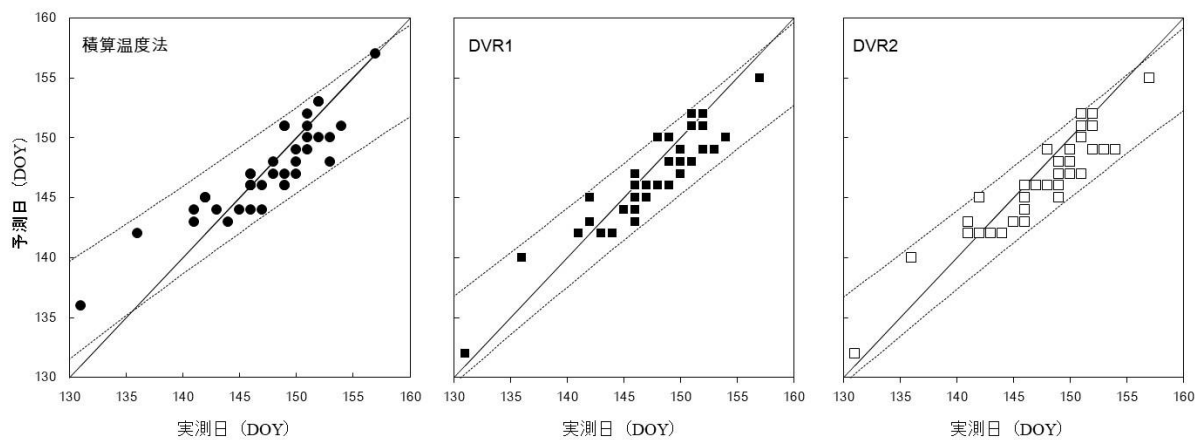


第 2.3 図 発芽日予測モデルの開始日と RMSE との関係

発芽日予測モデルおよび満開日予測モデルの実測日と予測日の関係をそれぞれ第 2.4 図および第 2.5 図に示す。発芽日予測モデルおよび満開日予測モデルの実測日と予測日のデータは全体的に 1:1 の直線付近にあり、一部の年で 95% 信頼区間の外側あるいは限界域近くに分布していた。この発芽日予測モデルおよび満開日予測モデルの RMSE を第 2.2 表に示す。発芽日予測モデルにおいて、積算温度法（起算日 2 月 21 日）、DVR1（起算日 2 月 16 日）、DVR2（起算日 2 月 21 日）の RMSE はそれぞれ 2.8 日、2.7 日、2.4 日となり、DVR2 が最も低い値を示した。満開日予測モデルにおいて、積算温度法、DVR1、DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.4 日、2.1 日、2.3 日となり、DVR1 が最も低い値を示した。



第 2.4 図 発芽日予測モデルの実測日と予測日との関係  
実線は 1:1 の関係、点線は予測値の 95% 信頼区間を示す。



第 2.5 図 満開日予測モデルの実測日と予測日との関係  
実線は 1:1 の関係、点線は予測値の 95% 信頼区間を示す。



第 2.2 表 発育予測モデルの違いが発芽日，満開日の RMSE に及ぼす影響

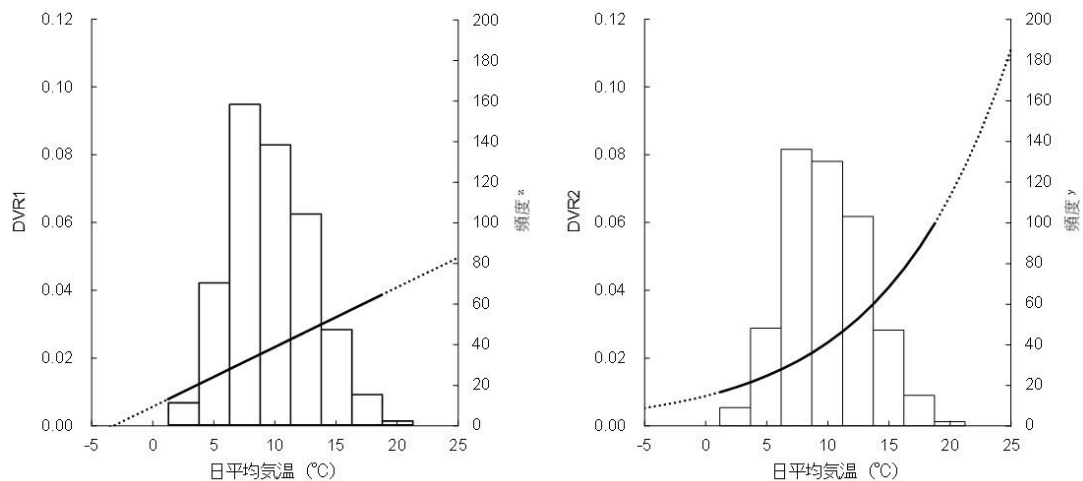
発育予測モデル	起算日	パラメータ <sup>z</sup>						RMSE <sup>y</sup> (日)
		積算温度 (°C・日)	TU (°C・日)	T <sub>b</sub> (°C)	A <sub>1</sub> (°C <sup>-1</sup> )	T <sub>h1</sub> (°C)	G <sub>1</sub> (日)	
積算温度法	2月21日	380.2	-	-	-	-	-	2.8
発芽日	DVR1	2月16日	-	568.7	-3.2	-	-	2.7
	DVR2	2月21日	-	-	-	0.1	53.5	0.5
積算温度法		769.2	-	-	-	-	-	2.4
満開日	DVR1	発芽日翌日	-	414.9	7.4	-	-	2.1
	DVR2		-	-	-	0.4	14.5	29.4

<sup>z</sup> 積算温度：最小二乗法により算出された起算日から発芽日，満開日までの積算温度

DVR1の式： $DVR = \frac{1}{TU}(T - T_b)$       DVR2の式： $DVR = \frac{1}{G_1} \times \frac{1}{1 + \exp\{-A_1(T - T_{h1})\}}$

<sup>y</sup> 1963年～2001年の実測日と予測日から算出したRMSE

DVR1 と DVR2 の発芽日，満開日予測モデルにおける日平均気温と DVR の関係をそれぞれ第 2.6 図，第 2.7 図に示す。発芽日の DVR 関数は，DVR1，DVR2 のいずれも日平均気温の上昇に伴い増加した。また，DVR1 の計算上の基準温度は-3.2°C であった。満開日の DVR 関数は，DVR1，DVR2 のいずれも 10°C～20°C 付近までは日平均気温の上昇に伴い増加したものの，DVR2 では 20°C 付近から傾きが大きく減少し，25°C 付近で頭打ちとなった。また，DVR1 の基準温度は 7.4°C であった。

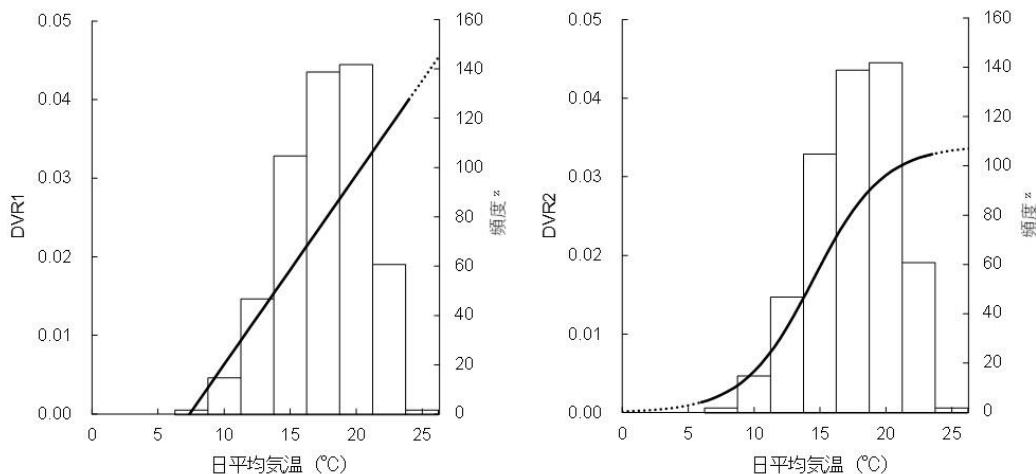


第 2.6 図 起算日から発芽日における日平均気温と DVR との関係

パラメータ推定に用いた日平均気温のデータ範囲内の部分は実線，範囲外の部分は点線で示す。

<sup>z</sup> DVR1 のパラメータ推定データにおける日平均気温の頻度分布 (n = 545)

<sup>y</sup> DVR2 のパラメータ推定データにおける日平均気温の頻度分布 (n = 490)



**第 2.7 図 発芽日翌日から満開日における日平均気温と DVR との関係**  
 パラメータ推定に用いた日平均気温のデータ範囲内の部分の実線，範囲外の部分  
 は点線で示す。  
<sup>2</sup>DVR1, DVR2 のパラメータ推定データにおける日平均気温の頻度分布 (n =  
 513)

高温年における各発芽日予測モデルの RMSE を第 2.3 表に示す。積算温度法，DVR1, DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.6 日，2.8 日，2.3 日となり，DVR2 で最も低い値を示した。低温年における各発芽日予測モデルの RMSE を第 2.4 表に示す。積算温度法，DVR1, DVR2 の RMSE はそれぞれ 4.1 日，3.6 日，3.2 日となり，DVR2 で最も低い値を示した。

高温年における各満開日予測モデルの RMSE を第 2.5 表に示す。積算温度法，DVR1, DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.9 日，2.1 日，2.2 日となり，DVR1 で最も低い値を示した。低温年における各満開日予測モデルの RMSE を第 2.6 表に示す。積算温度法，DVR1, DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.5 日，2.1 日，2.1 日となった。

第 2.3 表 高温年における発芽日予測モデルの違いが RMSE に及ぼす影響

調査年	2月21日から発芽日までの 期間の平均気温 (+平年差 <sup>z</sup> )	実測日	予測日 (誤差)		
			積算温度法	DVR1	DVR2
1990	9.5 °C (+1.7°C)	4月4日	4月2日 (-2日)	4月2日 (-2日)	4月3日 (-1日)
1992	9.0 °C (+1.2°C)	4月6日	4月4日 (-2日)	4月4日 (-2日)	4月4日 (-2日)
1998	8.9 °C (+1.1°C)	4月2日	4月4日 (+2日)	4月4日 (+2日)	4月5日 (+3日)
1999	8.9 °C (+1.1°C)	4月6日	4月5日 (-1日)	4月5日 (-1日)	4月5日 (-1日)
1989	8.8 °C (+1.0°C)	4月8日	4月6日 (-2日)	4月5日 (-3日)	4月7日 (-1日)
2001	8.8 °C (+1.0°C)	4月8日	4月7日 (-1日)	4月7日 (-1日)	4月7日 (-1日)
1966	8.7 °C (+0.9°C)	4月14日	4月7日 (-7日)	4月7日 (-7日)	4月8日 (-6日)
1979	8.6 °C (+0.8°C)	4月8日	4月7日 (-1日)	4月6日 (-2日)	4月9日 (+1日)
1997	8.6 °C (+0.8°C)	4月5日	4月6日 (+1日)	4月6日 (+1日)	4月4日 (-1日)
1977	8.5 °C (+0.7°C)	4月7日	4月6日 (-1日)	4月8日 (+1日)	4月7日 (0日)
RMSE <sup>y</sup> (日)			2.6	2.8	2.3

<sup>z</sup> 1963年～2001年の平均気温との差

<sup>y</sup> 調査年の実測日と予測日から算出したRMSE

第 2.4 表 低温年における発芽日予測モデルの違いが RMSE に及ぼす影響

調査年	2月21日から発芽日までの 期間の平均気温 (-平年差 <sup>z</sup> )	実測日	予測日 (誤差)		
			積算温度法	DVR1	DVR2
1984	6.3 °C (-1.5°C)	4月16日	4月18日 (+2日)	4月17日 (+1日)	4月16日 (0日)
1969	6.3 °C (-1.5°C)	4月9日	4月15日 (+6日)	4月13日 (+4日)	4月13日 (+4日)
1965	6.4 °C (-1.4°C)	4月22日	4月21日 (-1日)	4月18日 (-4日)	4月18日 (-4日)
1963	6.7 °C (-1.1°C)	4月10日	4月14日 (+4日)	4月14日 (+4日)	4月13日 (+3日)
1972	6.8 °C (-1.0°C)	4月5日	4月13日 (+8日)	4月11日 (+6日)	4月11日 (+6日)
1970	7.0 °C (-0.8°C)	4月18日	4月17日 (-1日)	4月15日 (-3日)	4月16日 (-2日)
1964	7.0 °C (-0.8°C)	4月7日	4月12日 (+5日)	4月11日 (+4日)	4月9日 (+2日)
1971	7.1 °C (-0.7°C)	4月9日	4月13日 (+4日)	4月12日 (+3日)	4月12日 (+3日)
1974	7.3 °C (-0.5°C)	4月10日	4月12日 (+2日)	4月10日 (0日)	4月11日 (+1日)
1996	7.3 °C (-0.5°C)	4月16日	4月14日 (-2日)	4月13日 (-3日)	4月13日 (-3日)
RMSE <sup>y</sup> (日)			4.1	3.6	3.2

<sup>z</sup> 1963年～2001年の平均気温との差

<sup>y</sup> 調査年の実測日と予測日から算出したRMSE

第 2.5 表 低温年における発芽日予測モデルの違いが RMSE に及ぼす影響

調査年	発芽日翌日から満開日までの 期間の平均気温 (+ 平年差 <sup>z</sup> )	実測日	予測日 (誤差)		
			積算温度法	DVR1	DVR2
1998	17.8 °C (+1.2°C)	5月11日	5月16日 (+5日)	5月12日 (+1日)	5月12日 (+1日)
1994	17.7 °C (+1.1°C)	5月22日	5月25日 (+3日)	5月23日 (+1日)	5月22日 (0日)
1978	17.4 °C (+0.8°C)	5月29日	5月31日 (+2日)	5月28日 (-1日)	5月28日 (-1日)
1983	17.3 °C (+0.7°C)	5月23日	5月24日 (+1日)	5月22日 (-1日)	5月22日 (-1日)
1965	17.2 °C (+0.6°C)	6月6日	6月6日 (0日)	6月4日 (-2日)	6月4日 (-2日)
1964	17.2 °C (+0.6°C)	5月15日	5月21日 (+6日)	5月19日 (+4日)	5月19日 (+4日)
1996	17.1 °C (+0.5°C)	5月30日	5月31日 (+1日)	5月30日 (0日)	5月31日 (+1日)
1970	17.1 °C (+0.5°C)	6月1日	6月2日 (+1日)	5月31日 (-1日)	5月31日 (-1日)
1976	17.1 °C (+0.5°C)	5月31日	5月29日 (-2日)	5月28日 (-3日)	5月28日 (-3日)
1975	17.0 °C (+0.4°C)	5月31日	5月29日 (-2日)	5月28日 (-3日)	5月27日 (-4日)
RMSE <sup>y</sup> (日)			2.9	2.1	2.2

<sup>z</sup> 1963年～2001年の平均気温との差

<sup>y</sup> 調査年の実測日と予測日から算出したRMSE

第 2.6 表 低温年における満開日予測モデルの違いが RMSE に及ぼす影響

調査年	発芽日翌日から満開日までの 期間の平均気温 (- 平年差 <sup>z</sup> )	実測日	予測日 (誤差)		
			積算温度法	DVR1	DVR2
1972	15.0 °C (-1.5°C)	5月27日	5月27日 (0日)	5月29日 (+2日)	5月28日 (+1日)
1971	15.3 °C (-1.2°C)	5月31日	5月30日 (-1日)	6月1日 (+1日)	6月1日 (+1日)
1990	15.5 °C (-1.0°C)	5月27日	5月24日 (-3日)	5月26日 (-1日)	5月26日 (-1日)
1992	15.7 °C (-0.8°C)	5月28日	5月26日 (-2日)	5月27日 (-1日)	5月26日 (-2日)
1993	15.9 °C (-0.6°C)	5月30日	5月27日 (-3日)	5月27日 (-3日)	5月27日 (-3日)
1987	15.9 °C (-0.6°C)	5月26日	5月27日 (+1日)	5月27日 (+1日)	5月26日 (0日)
1982	16.0 °C (-0.5°C)	5月22日	5月25日 (+3日)	5月25日 (+3日)	5月25日 (+3日)
1979	16.0 °C (-0.5°C)	6月2日	5月28日 (-5日)	5月29日 (-4日)	5月29日 (-4日)
1968	16.0 °C (-0.5°C)	5月29日	5月27日 (-2日)	5月27日 (-2日)	5月27日 (-2日)
1980	16.1 °C (-0.4°C)	5月30日	5月30日 (0日)	5月30日 (0日)	5月30日 (0日)
RMSE <sup>y</sup> (日)			2.5	2.1	2.1

<sup>z</sup> 1963年～2001年の平均気温との差

<sup>y</sup> 調査年の実測日と予測日から算出したRMSE

## 考察

‘デラウェア’の発芽日、満開日は年によって大きく変動し、最も早い年と最も遅い年を比較すると3週間程度の差がみられた。この結果は‘デラウェア’の発育の早晩に当年の気温特性が影響を与えるためと考えられる。また、2月1日から発芽日までの所要日数はこの期間の平均気温、発芽日翌日から満開日までの所要日数はこの期間の平均気温と高度に有意な関係を示した(第2.2図)ことから、本章においても気温が‘デラウェア’の発育を制御していることを確認できた。そこで、日平均気温による発育予測モデルを当てはめたところ、発芽日のRMSEは2.4~2.8日、満開日のRMSEは2.1~2.4日となり(第2.2表)、実用的な精度で予測可能であることが明らかになった。

本章では、まず‘デラウェア’の発芽日予測の起算日を検討した。1月1日から3月13日まで5日~10日おきに発芽日予測の開始日を設定し、RMSEが最も小さい日を起算日としたところ、起算日は各発芽日予測モデルにより異なり2月16日~21日となった(第2.3図、第2.2表)。ブドウの自発休眠覚醒には一定量の低温に遭遇する必要がある、その量は品種や栽培地の温度条件により異なることが報告されている(久保田ら, 2009)。自然条件下の‘デラウェア’では1月下旬~2月上旬に完全に覚醒し、他発休眠に移行するとされている(堀内ら, 1981)。したがって、今回起算日として求められた2月16日~21日は他発休眠期に当たる。他発休眠期は、芽の生理活性が高まって気温や土壌水分の条件が適当であれば発芽する状態であり、この時期が発芽日予測の起算日となるのは妥当である。また、ブドウ‘あづましずく’では2月上旬から下旬(佐藤・竹澤, 2014)を、コナラなどの落葉広葉樹15種では2月15日(藤本, 2007)を起算日とした場合に発芽期の予測誤差が最も小さく、本章の結果はこれらと近い値を示した。

発芽日予測モデルDVR1の基準温度は $-3.2^{\circ}\text{C}$ と負の値となった(第2.2表、第2.6図)。このように基準温度が氷点下となることの生理的な意味づけは明確ではない。DVR1はDVRの直線的増加を仮定したモデルであるため、指数関数

的增加を仮定したモデルと比べて低温度域が過大評価されていること（藤本，2007）も考えられる。ただし，休眠芽は貯蔵養分を利用した発育をするため，発芽期以降より低い温度でも発育が進む可能性が示唆されている（Wielgolaski, 1974）。また，ブドウと同じ落葉樹であるスモモの開花予測の基準温度を  $-3.2^{\circ}\text{C}$ （Wielgolaski, 1999），ソメイヨシノの開花予測の基準温度を  $0^{\circ}\text{C}$  未満（青野，1993）とすると予測誤差が最も小さいことが報告されており，本章の結果はこれらと近い値を示した。

次に，DVR2 において発育ステージの最小日数である  $G_1$ （DVR の最大値に関与）は 0.5 日，DVR が最大値の 1/2 になるときの気温である  $T_{h1}$ （曲線の立ち上がりに関与）は  $53.5^{\circ}\text{C}$  と推定され，不自然な値となった。これは，DVR2 のパラメータ推定に用いた温度域（ $1^{\circ}\text{C} \sim 18^{\circ}\text{C}$ ）では， $20^{\circ}\text{C}$  付近に存在するとされる上限温度（Moncur ら，1989）が反映されなかったためと考えられる。今後，‘デラウェア’の発芽前における  $20^{\circ}\text{C}$  付近での温度反応性について温度処理試験などにより明らかにする必要がある。

発芽日予測モデルの RMSE は DVR2 で最も小さく，次いで DVR1，積算温度法の順であった。これら 3 つのモデルの高温年での RMSE（第 2.3 表）をみると，積算温度法，DVR1，DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.6 日，2.8 日，2.3 日となり，DVR2 で最も低い値を示した。また，低温年での RMSE（第 2.4 表）は，積算温度法，DVR1，DVR2 でそれぞれ 4.1 日，3.6 日，3.2 日となり，やはり DVR2 で最も低い値を示した。このことから，DVR2 は積算温度法と比べて異常気象年での発芽日予測に有効と考えられる。

満開日予測モデル DVR1 の基準温度は  $7.4^{\circ}\text{C}$  となり（第 2.2 表，第 2.7 図），これはブドウの発芽期以降の予測を基準温度  $7^{\circ}\text{C}$ （Moncur ら，1989）で行うと予測精度が高かったとする報告と近いものであった。このことから，ブドウの発芽期から開花期までの予測には，休眠期から発芽期までよりも高い基準温度を設定する方が有効だと考えられる。次に，DVR2 の DVR 関数は  $25^{\circ}\text{C}$  付近で頭打ちとなり（第 2.7 図），高温抑制を示唆する形状となった。 $25^{\circ}\text{C}$  付近には植物の成長に関する温度変曲点が存在することが指摘されている（Koeda ら，

2013). ブドウでも展葉期の展葉速度は 25°C 付近に上限温度が存在すること (Moncur ら, 1989) が報告されており, 本章の結果と一致した. また, ブドウ ‘巨峰’ の開花予測に DVR を適用した事例 (杉浦ら, 1995) をみると, 使用しているモデルの形が異なるので直接の比較はできないものの, ‘巨峰’ の DVR 関数は今回の ‘デラウェア’ とよく一致した.

RMSE が最も小さい満開日予測モデルは DVR1 で, 次いで DVR2, 積算温度法の順であった. これらの高温年の RMSE (第 2.5 表) をみると, 積算温度法, DVR1, DVR2 の RMSE はそれぞれ 2.9 日, 2.1 日, 2.2 日となり, DVR1 で最も低い値を示した. しかし, DVR2 との差はわずかであった. 低温年での RMSE (第 2.6 表) は, 積算温度法, DVR1, DVR2 でそれぞれ 2.5 日, 2.1 日, 2.1 日となり, DVR 法で低い値を示した. このことから, DVR1, DVR2 は異常気象年でも満開日の予測に有効だと考えられる.

以上をまとめると, 日平均気温から ‘デラウェア’ の発芽日, 満開日を高い精度で予測するための発育予測モデルを作成することができた. この発育予測モデルに日平均気温の実測値や将来の予報値を適用することで, 日々の発育の度合いを把握でき, 早期に正確な発育予測が可能となる. また, 今後の栽培データを追加することで, 発育予測モデルのさらなる精度の向上が期待できる. 今後の課題として, 本章では発芽日予測の起算日を RMSE が最小となる暦日としたものの, これは発育ステージ上での意味づけが明確ではないため, 自発休眠の覚醒時期や覚醒の程度を予測法に組み込むことが必要と考えられる.

## 摘要

露地栽培のブドウ‘デラウェア’の発芽日、満開日を日平均気温から予測することを目的として、大阪府羽曳野市における1963年から2019年にかけての50年分の発芽日と満開日の調査データを用いて、日平均気温を積算する方法（積算温度法）、および発育速度（DVR）とその積算値である発育指数（DVI）を用いた方法（DVR法）を検討した。発芽および満開までの所要日数は平均気温の増加に対して有意に減少した。発芽日は、起算日2月21日としたDVR法で二乗平均平方根誤差（RMSE）が最も小さい2.4日となった。満開日は、発芽日翌日を起算日としたDVR法でRMSEが最も小さい2.1日となった。以上から、予測したい発育ステージに応じて、適切な発育予測モデルを作成することで、ブドウの発育を実用的な精度で予測できることが明らかとなった。



### 第三章 露地栽培ブドウ‘デラウェア’における展葉数を指標としたジベレリン処理適期把握のための簡便なサンプリング法の検討

ブドウ‘デラウェア’のジベレリン（以下，GA<sub>3</sub>）2回処理のうち，満開前のGA<sub>3</sub>1回目処理（以下，本章では満開前のGA<sub>3</sub>1回目処理をGA<sub>3</sub>処理と表記する）を適期以外に実施すると「花振るい」や「有核果の混入」が発生するため，その適期を把握することは非常に重要である．そのため，露地での‘デラウェア’栽培では，新梢，花穂，および花粉粒の生育観察や，気象観測資料を用いたGA<sub>3</sub>処理適期把握手法が全国で検討されてきた（農林省，1962）．その中で，新梢の展葉数を指標とした方法は取り入れやすく最も一般的に用いられている（甲府市ジベ処理委員会，1978）．例えば，山梨県では，圃場内で平均的な生育を示すとされる第2新梢（結果母枝の先端から2番目の新梢）を対象にして，その展葉数の平均値が10枚～11枚をGA<sub>3</sub>処理適期の開始日，11枚～12枚を中心日，11枚～13枚を後期としている．また，GA<sub>3</sub>処理が成功する期間を「適期の幅」と呼び，平年の気象条件で6日間としている（甲府市ジベ処理委員会，1978）．一方，大阪府では，結果母枝上のほぼすべての新梢を対象にして，その展葉数の平均値が9.5枚に達した日（以下，全梢葉基準日とする）をGA<sub>3</sub>処理適期の開始日としている（段，1996）．筆者の所属する（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所では，この指標に基づいたGA<sub>3</sub>処理適期判定結果を，ホームページで広く情報提供している（地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所，2020）．これは大阪府内の生産者が自園のGA<sub>3</sub>処理日を決める際の参考とされているため，十分な信頼性を確保することを目指して，約10aの圃場で3～4樹から各8本程度選んだ結果母枝上のほぼすべての新梢（約80～110本）を調査している．一方，甲府市ジベ処理委員会（1978）の指標では，第2新梢に限定して「数本を選ぶ」としていて，個々の農家が可能で実施できる平易な方法が提示されている．しかしながら，これらのサンプリング方法はいずれも経験的なものであるため，サンプリングする新梢は第2新梢が適切かどうか，あるいは，実質的な精度を得るうえで必要なサンプル数であるか否かについては，

合理的な根拠は示されていない。

そこで、本章では（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所で露地栽培した‘デラウェア’の展葉数に関する 30 年分のデータから調査年ごとに全梢葉基準日を把握した後、GA<sub>3</sub> 処理適期判定の妥当性を 10 年分の果実品質調査結果により確認した。続いて、大阪府や甲府市ジベ処理委員会が示す方法に基づき、簡易かつ実質的な精度（GA<sub>3</sub> 処理適期を逸脱する可能性を 5%以下）で GA<sub>3</sub> 処理適期を把握するために必要な新梢の結果母枝内での位置とその本数について定量的に明らかにした。

## 材料および方法

### 新梢の展葉数の測定

（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所（第一章参照，以下，研究所）内を調査地とした。研究所内の露地ブドウ圃場（1 園，約 10 a，細粒質台地黄色土）で，長梢剪定で栽培する樹齢 5 年以上の‘デラウェア’ 3～4 樹を用いて，1987 年～2018 年に新梢の展葉数を調査した。調査樹は調査年によって園内から随意に決めた。1 樹につき生育が平均的な結果母枝を 8 本程度選び，貧弱になりやすい結果母枝基部 1～2 節を除くそれぞれの全新梢（各 3～6 本の新梢）の展葉数を 2～5 日おきに計測した。調査日ごとに調査対象とした新梢の展葉数の平均値を算出して，その値が 9.5 枚に達した日である「全梢葉基準日」を決定した。なお，展葉数の平均値が 9.5 枚に達する前に調査を終了している，あるいは，調査間隔により展葉数が 9.5 枚を大きく上回った調査年の全梢葉基準日を補正するために，最終調査日とその前の調査日の展葉数から展葉速度（枚/日）を調査年ごとに算出し，その平均値を用いて全梢葉基準日を推定した。調査樹や新梢の数が少なかった 1996 年と 2008 年を除く 30 年分の全梢葉基準日の展葉数データを用いて，展葉数の平均値（枚），最大値（枚），最小値（枚），標準偏差（枚）を算出した。

### 全梢葉基準日による GA<sub>3</sub> 処理適期判定の妥当性の検討

全梢葉基準日による GA<sub>3</sub> 処理適期判定の妥当性を確認するため、1987 年、1988 年、1989 年、1991 年、1992 年、1993 年、1994 年、1995 年、1997 年、2003 年の 10 年分について、全梢葉基準日を中心とした時期（第 3.1 表）に GA<sub>3</sub> 処理（100 ppm）を行った。調査樹は展葉数の測定と同じ圃場、同じ樹齢、同じ栽培条件の‘デラウェア’3 樹（1992 年は 2 樹）を用いた。各調査樹から平均的な生育の結果母枝を 1~4 本ずつスポット状に選び、発生した新梢（樹あたり 3~12 本、計 9~29 本/区）に着生した花穂に時期を変えて GA<sub>3</sub> 処理（100 ppm）を実施した。GA<sub>3</sub> 2 回目処理（100 ppm）は全梢葉基準日に最も近い日に GA<sub>3</sub> 処理した花穂の満開約 10 日後に一斉処理した。なお、本試験では摘粒は実施しなかった。

果実品質調査は、まず成熟した基部第 2 果房（なければ第 1 もしくは第 3 果房で代用）を採取して果房重を測定した。次に、全果粒を切り離し、果穂軸の主穂長（着粒部分）、有核粒数、果粒重（無核粒の全重量を無核粒数で除した値）、着粒密度（腐敗粒数、有核粒数と無核粒数の合計を主穂長で除した値）、無核粒果汁の Brix 値（以下、糖度）と NaOH（0.1N）による滴定酸度（以下、酸度）を測定した。また、有核粒数（粒/房）、着粒密度（粒/cm）、果房重（g）、果粒重（g）に着目し、年次変動を考慮した基準（第 3.1 表）を設定し、基準を満たした果房を「良果房」としてその割合を求めた。各調査年における着粒密度、有核粒数、果房重、果粒重の GA<sub>3</sub> 処理日ごとの比較には Tukey HSD 法を用い、R 3.4.1（R Core Team, 2017）で解析した。

第 3.1 表 各調査年の GA<sub>3</sub> 処理日および良果房の基準

調査年	全梢葉基準日 <sup>z</sup>	GA <sub>3</sub> 処理日 <sup>y</sup> (月/日)	良果房の基準			
			有核粒数 (粒/房)	着粒密度 (粒/cm)	果房重 (g)	果粒重 (g)
1987	5月12日	5/7, 9, 11, 13*, 15, 18, 21	4以下	8以上13未満	100以上	1.2以上
1988	5月16日	5/9, 12, 15, 16, 18, 24	〃	〃	100以上	1.2以上
1989	5月15日	5/8, 10, 13, 15, 18, 20, 24	〃	〃	100以上	1.2以上
1991	5月13日	4/30, 5/3, 6, 10, 13, 17	〃	〃	90以上	1.0以上
1992	5月15日	5/11, 16, 19	〃	〃	100以上	1.2以上
1993	5月17日	5/7, 10, 13, 17, 21, 24	〃	〃	90以上	1.0以上
1994	5月12日	5/2, 6, 9, 12, 16	〃	〃	90以上	1.0以上
1995	5月18日	5/6, 10, 16, 18, 23, 26	〃	〃	70以上	0.8以上
1997	5月8日	4/28, 5/6, 9, 12, 17, 20	〃	〃	100以上	1.2以上
2003	5月9日	5/4, 7, 9, 12	〃	〃	100以上	1.2以上

<sup>z</sup> 調査対象とした全新梢の展葉数の平均値が9.5枚に達した日

<sup>y</sup> \*はGA<sub>3</sub>処理後に降雨があったため、果実品質調査から除外した処理日を示す

### 第 1 新梢，第 2 新梢を用いた場合の推定誤差とサンプル数の関係

結果母枝内の新梢の位置が展葉数に及ぼす影響を把握するため，全梢葉基準日における展葉数を新梢の位置ごと（結果母枝先端を第 1 新梢とした）に集計した．ただし，各調査年において新梢の位置ごとに新梢数を集計した際に，新梢数が 5 本に満たない場合は算出から除外した．全新梢および新梢の位置ごとの展葉数の平均値の比較には TukeyHSD 法を用い，R 3.4.1 (R Core Team, 2017) で解析した．

ここまでの解析から，後述のとおり第 1 新梢，第 2 新梢においては比較的展葉数のばらつきが少なかったことから，第 1 新梢および第 2 新梢を対象としてサンプル数と展葉数の推定誤差との関係を解析した．一般に，ある対象グループ（この場合は圃場の第 1 新梢および第 2 新梢の展葉数）の分散の推定値  $s^2$  が既知の場合，サンプル数とデータの推定誤差との関係を解析することができる（山縣，1973；矢内ら，2008）．すなわち，平均値の区間推定を行う  $t$  検定において，95%信頼区間  $L$ （データに対して 5%水準の検定で棄却されない母数の値

の範囲) と平均の推定値  $M$ , サンプル数  $N$  および危険率  $t_a$  (自由度  $N-1$ ) との関係は,

$$L = M \pm t_a s / N^{0.5}$$

となる. ここから, サンプル数  $N$  における平均値推定の精度 (推定誤差  $D$ ) は, 以下の式で与えられる.

$$D = t_a s / N^{0.5}$$

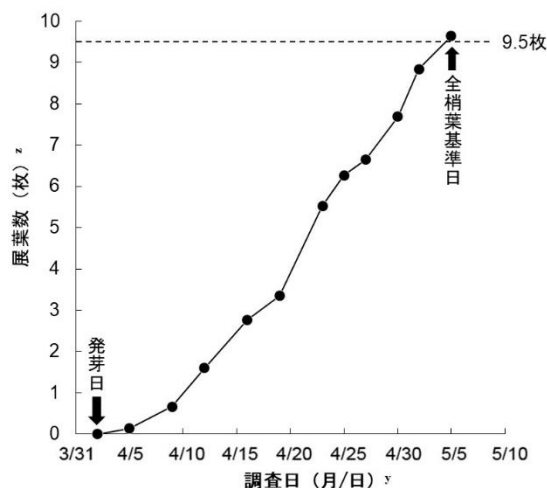
ここで, 各調査年の分散の推定値  $s^2$  を, 圃場を代表する値 (母分散) とみなし, 推定誤差の算出をすべての調査年で行い, それぞれのサンプル数ごとに推定誤差の危険率 5% での信頼区間を算出した.

## 結果

### 全梢葉基準日における展葉数の統計量

2018 年における発芽日から全梢葉基準日までの展葉数の平均値の推移を第 3.1 図に示す. 2018 年の展葉数の平均値は, 発芽日 (4 月 2 日) から徐々に増加し, 5 月 5 日に 9.6 枚となった. この結果より, 2018 年の全梢葉基準日は 5 月 5 日とした. 他の調査年においても同様の方法で全梢葉基準日を決定した.

1987 年から 2018 年までのうち 30 年分のデータにおける全梢葉基準日の展葉数の統計量を第 3.2 表に示す. 全梢葉基準日の平均値は 5 月 11 日, 最も早い年が 5 月 2 日, 最も遅い年が 5 月 18 日であった. 各調査年の全梢葉基準日に



第 3.1 図 2018 年の発芽日から全梢基準日までの展葉数の推移<sup>z</sup> 調査対象とした全新梢の展葉数の平均値 (n=112).  
<sup>y</sup> 発芽日から 2~4 日おきに計 11 回調査した.

における展葉数の最大値，最小値の平均値はそれぞれ 12.8 枚，5.7 枚で 7 枚程度の差がみられ，標準偏差の平均値は 1.4 枚であった．また，全梢葉基準日付近の展葉速度（枚/日）の平均値は 0.39 枚/日であった．

第 3.2 表 各調査年の全梢葉基準日の統計量

調査年 <sup>z</sup>	調査数（本）			発芽日	全梢葉基準日 <sup>y</sup>	発芽日-全梢葉基準日 の日数	展葉速度 <sup>x</sup> (枚/日)	展葉数(枚)			
	樹	結果母枝	新梢					平均値	最大値	最小値	標準偏差
1987 <sup>*w</sup>	3	30	99	4月8日	5月12日	34	0.44	9.7	12.4	7.4	1.0
1988	3	29	109	4月12日	5月16日	34	0.36	9.6	13.0	5.5	1.1
1989	3	30	111	4月8日	5月15日	37	0.22	9.8	12.7	6.5	1.1
1990 <sup>*</sup>	3	30	107	4月4日	5月13日	39	0.47	9.7	12.4	7.4	1.1
1991	3	30	105	4月7日	5月13日	36	0.35	9.6	12.0	6.5	1.2
1992	3	30	143	4月6日	5月15日	39	0.39	9.8	12.5	3.0	1.5
1993	3	30	110	4月7日	5月17日	40	0.31	9.7	12.0	7.0	1.1
1994	3	30	106	4月12日	5月12日	30	0.33	9.9	14.0	5.5	1.7
1995 <sup>*</sup>	3	30	114	4月7日	5月18日	41	0.46	9.6	12.4	4.9	1.7
1997	3	24	88	4月5日	5月8日	33	0.77	9.8	12.5	6.5	1.4
1998 <sup>*</sup>	3	21	84	4月2日	5月2日	30	0.44	9.9	13.3	6.8	1.5
1999 <sup>*</sup>	3	26	88	4月6日	5月12日	36	0.44	9.7	12.8	5.7	1.4
2000	3	21	76	4月10日	5月15日	35	0.34	9.6	12.5	4.5	1.3
2001 <sup>*</sup>	4	24	101	4月8日	5月10日	32	0.47	9.6	12.6	7.1	1.2
2002 <sup>*</sup>	4	24	92	3月31日	5月4日	34	0.30	9.7	12.3	6.8	1.1
2003	3	21	84	4月9日	5月9日	30	0.31	9.6	12.5	7.5	1.0
2004 <sup>*</sup>	3	24	91	4月3日	5月5日	32	0.49	9.8	13.4	5.9	1.5
2005	3	24	95	4月9日	5月9日	30	0.30	9.7	13.5	3.0	1.8
2006 <sup>*</sup>	3	24	88	4月11日	5月16日	35	0.34	9.6	12.4	6.9	1.1
2007	3	21	81	4月1日	5月10日	39	0.43	9.6	12.0	2.0	1.7
2009 <sup>*</sup>	3	24	93	4月7日	5月11日	34	0.24	9.6	12.7	7.2	1.1
2010 <sup>*</sup>	3	24	94	4月4日	5月15日	41	0.30	9.9	12.8	6.3	1.4
2011	3	24	94	-	5月11日	-	0.68	9.7	13.0	4.0	1.5
2012 <sup>*</sup>	3	24	100	-	5月11日	-	0.32	9.6	12.3	5.8	1.4
2013	3	24	116	-	5月13日	-	0.35	9.6	12.5	4.0	1.6
2014 <sup>*</sup>	3	24	130	-	5月12日	-	0.34	9.7	12.9	6.9	1.3
2015	3	24	112	-	5月8日	-	0.52	9.6	13.5	4.0	1.7
2016 <sup>*</sup>	3	24	111	-	5月9日	-	0.35	9.7	13.7	5.7	1.7
2017 <sup>*</sup>	3	24	111	-	5月14日	-	0.29	9.9	13.3	4.8	1.8
2018	3	24	112	4月2日	5月5日	33	0.26	9.6	13.5	6.0	1.5
平均	3	25	102	4月7日	5月11日	35	0.39	9.7	12.8	5.7	1.4

<sup>z</sup>1996年および2008年は調査樹や新梢の数が少なかったため除外した

<sup>y</sup>調査対象とした全新梢の展葉数の平均値が9.5枚に達した日

<sup>x</sup>（最終調査日の展葉数-最終調査日より1回前の調査日の展葉数）/最終調査日より1回前の調査日の日差

<sup>w</sup>\*は0.39枚/日で展葉が進むと仮定し，全梢葉基準日を推定した調査年を示す

### GA<sub>3</sub> 処理時期と果実品質との関係

全梢葉基準日前後における GA<sub>3</sub> 処理日と果実品質との関係を第 3.3 表に示す。調査した 10 年分の果房特性を概括すると、GA<sub>3</sub> 処理が早いほど主穂が長くなり着粒密度が低く、処理が遅いと密着房となって有核粒が多く混入した。果房重と果粒重は、年によって処理が早い、あるいは遅い場合に小さかった。なお、糖度、酸度には一定の傾向が認められなかった（データ略）。次に、良果房率をみると、GA<sub>3</sub> 処理適期の範囲は調査年によって多少前後したものの、同一年での相対的な良果房率を比較すると、10 年分の反復のほとんどで全梢葉基準日付近の GA<sub>3</sub> 処理で良果房率が高かった。

### 第 1 新梢、第 2 新梢のサンプル数と推定誤差との関係

1987 年から 2018 年までのうち 30 年分のデータにおける全梢葉基準日の展葉数と結果母枝内の新梢の位置との関係を第 3.4 表に示す。展葉数は結果母枝内の先端である第 1 新梢が 10.7 枚で最も大きく、それ以降は第 2 新梢で 10.2 枚、第 3 新梢で 9.2 枚、第 4 新梢で 8.8 枚、第 5 新梢で 8.7 枚、第 6 新梢で 8.3 枚と徐々に減少した。展葉数の標準偏差の平均値は第 1 新梢、第 2 新梢、第 5 新梢で 1.0 枚となり、他の新梢よりも低い値を示した。

1987 年から 2018 年までのうち 30 年分のデータから算出した全梢葉基準日における第 1 新梢および第 2 新梢のサンプル数と展葉数の推定誤差との関係をそれぞれ第 3.5 表、第 3.6 表に示す。推定誤差の算出において、例えば、2018 年の第 1 新梢の全梢葉基準日における展葉数（平均値  $M=11.2$ ）をみると、24 本（全サンプル）の新梢サンプリングの結果、標準偏差 0.9、平均値と信頼区間は危険率 5%で、 $11.2 \pm 0.36$  枚（10.84 枚～11.56 枚）と算出された。この標準偏差をこの年の圃場を代表する値とみなし、サンプル数を 2 本、3 本、5 本、8 本、10 本、20 本とした時、危険率 5%の推定誤差は、それぞれ 7.65 枚、2.12 枚、1.06 枚、0.71 枚、0.61 枚、0.40 枚となった。この推定誤差の算出をすべての調査年で行い、それぞれのサンプル数ごとに推定誤差の危険率 5%での信頼区間を算出したところ、第 1 新梢のサンプル数が 2 本、3 本、5 本、8 本、10 本、20

第 3.3 表 各調査年における GA<sub>3</sub> 処理日の違いが果実品質に及ぼす影響

調査年	全梢葉基準日 <sup>z</sup>	GA <sub>3</sub> 処理日 <sup>y</sup>	全梢葉基準日との日差	有核粒数 (粒/房)	着粒密度 (粒/cm)	果房重 (g)	果粒重 (g)	良果房率 (%)
1987	5月12日	5月7日	-5	1.6 b <sup>x</sup>	9.7 c	127 bc	1.4 a	63.0
		5月9日	-3	2.2 b	9.6 c	160 a	1.5 a	57.7
		<b>5月11日</b>	<b>-1</b>	<b>1.6 b</b>	<b>10.5 bc</b>	<b>147 ab</b>	<b>1.4 a</b>	<b>62.1</b>
		5月15日	3	1.1 b	11.2 bc	129 bc	1.4 a	57.1
		5月18日	6	1.9 b	13.7 a	128 bc	1.2 b	11.1
		5月21日	9	23.9 a	11.6 b	112 c	1.2 b	0.0
1988	5月16日	5月9日	-7	3.6 ab	5.3 c	65 d	1.4 a	9.1
		5月12日	-4	1.1 b	7.2 c	98 cd	1.5 a	43.5
		5月15日	-1	1.2 b	11.0 b	142 ab	1.4 a	64.7
		<b>5月16日</b>	<b>0</b>	<b>0.7 b</b>	<b>10.0 b</b>	<b>151 a</b>	<b>1.4 a</b>	<b>68.2</b>
		5月18日	2	4.1 ab	13.0 a	145 a	1.3 b	35.0
		5月24日	8	9.7 a	11.6 ab	112 bc	1.2 b	0.0
1989	5月15日	5月8日	-7	3.2 b	8.1 d	95 b	1.5 a	33.3
		5月10日	-5	1.0 bc	8.3 cd	98 ab	1.5 ab	30.4
		5月13日	-2	0.2 c	9.6 bcd	124 a	1.4 abc	57.9
		<b>5月15日</b>	<b>0</b>	<b>0.2 c</b>	<b>9.7 bcd</b>	<b>101 ab</b>	<b>1.3 bcd</b>	<b>45.5</b>
		5月18日	3	0.0 c	11.1 b	102 ab	1.3 de	36.4
		5月20日	5	1.6 bc	10.3 bc	93 b	1.3 cde	35.0
		5月24日	9	22.4 a	14.9 a	99 ab	1.1 e	0.0
1991	5月13日	4月30日	-13	0.8 ab	5.3 b	36 d	1.1 a	0.0
		5月3日	-10	0.8 ab	5.2 b	71 bc	1.3 a	5.0
		5月6日	-7	1.1 a	5.5 b	53 cd	1.2 a	17.6
		5月10日	-3	0.1 b	8.4 a	90 ab	1.3 a	43.8
		<b>5月13日</b>	<b>0</b>	<b>0.1 b</b>	<b>10.6 a</b>	<b>99 a</b>	<b>1.1 a</b>	<b>57.1</b>
		5月17日	4	0.3 ab	10.5 a	83 ab	1.0 a	8.3
1992	5月15日	5月11日	-4	1.6 a	11.1 a	117 a	1.3 a	53.3
		<b>5月16日</b>	<b>1</b>	<b>0.9 a</b>	<b>10.9 a</b>	<b>140 a</b>	<b>1.4 a</b>	<b>66.7</b>
		5月19日	4	0.7 a	11.6 a	132 a	1.3 a	57.1
1993	5月17日	5月7日	-10	4.8 c	7.5 b	80 b	1.2 b	16.7
		5月10日	-7	3.3 c	7.6 b	89 ab	1.4 ab	27.8
		5月13日	-4	0.9 c	9.1 a	105 ab	1.5 a	35.3
		<b>5月17日</b>	<b>0</b>	<b>0.5 c</b>	<b>9.3 a</b>	<b>107 ab</b>	<b>1.3 ab</b>	<b>58.3</b>
		5月21日	4	12.4 b	9.1 a	100 ab	1.3 ab	4.2
		5月24日	7	29.4 a	9.9 a	114 a	1.2 b	0.0
1994	5月12日	5月2日	-10	5.2 b	7.0 b	78 c	1.3 a	14.3
		5月6日	-6	5.3 b	8.6 a	120 a	1.4 a	50.0
		5月9日	-3	3.7 b	8.5 a	87 bc	1.2 a	23.5
		<b>5月12日</b>	<b>0</b>	<b>1.8 b</b>	<b>9.2 a</b>	<b>113 b</b>	<b>1.4 a</b>	<b>46.7</b>
		5月16日	4	16.6 a	8.3 ab	91 bc	1.5 a	6.7
1995	5月18日	5月6日	-12	4.5 b	5.3 b	19 bc	0.3 d	0.0
		5月10日	-8	2.1 bc	4.8 b	15 c	0.3 d	0.0
		5月16日	-2	0.3 c	10.7 a	80 a	0.9 a	22.7
		<b>5月18日</b>	<b>0</b>	<b>0.1 c</b>	<b>10.2 a</b>	<b>67 a</b>	<b>0.8 ab</b>	<b>26.9</b>
		5月23日	5	3.3 bc	9.1 a	41 b	0.6 c	0.0
		5月26日	8	17.8 a	10.1 a	61 ab	0.7 bc	0.0
1997	5月8日	4月28日	-10	6.6 cd	6.7 c	61 b	1.2 c	0.0
		5月6日	-2	1.1 cd	9.6 b	149 a	1.7 a	53.3
		<b>5月9日</b>	<b>1</b>	<b>0.1 cd</b>	<b>12.4 b</b>	<b>163 a</b>	<b>1.5 ab</b>	<b>47.1</b>
		5月12日	4	0.6 d	11.6 b	137 a	1.5 ab	52.9
		5月17日	9	25.8 b	15.3 a	160 a	1.3 bc	0.0
		5月20日	12	33.1 a	16.2 a	162 a	1.3 bc	0.0
2003	5月9日	5月4日	-5	12.1 a	4.2 c	95 c	2.0 a	0.0
		5月7日	-2	14.3 a	6.3 bc	111 bc	1.9 a	0.0
		<b>5月9日</b>	<b>0</b>	<b>2.8 a</b>	<b>8.4 ab</b>	<b>152 a</b>	<b>1.8 a</b>	<b>44.4</b>
		5月12日	3	7.3 a	8.7 a	133 ab	1.9 a	11.1

<sup>z</sup> 調査対象とした全梢梢の展葉数の平均値が9.5枚に達した日

<sup>y</sup> 全梢葉基準日に最も近いGA<sub>3</sub>処理日を太字で示した

<sup>x</sup> 各年度の同一項目の異なる英文字間には、TukeyHSD検定により5%水準で有意差があることを示す



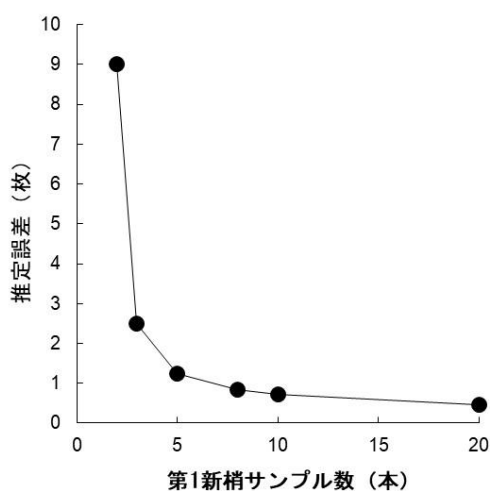
本の推定誤差の95%信頼区間は、それぞれ  $9.02 \pm 0.82$  枚、 $2.49 \pm 0.23$  枚、 $1.25 \pm 0.11$  枚、 $0.84 \pm 0.08$  枚、 $0.72 \pm 0.07$  枚、 $0.47 \pm 0.04$  枚と計算された（第3.2図、第3.5表）。同様に第2新梢のサンプル数が2本、3本、5本、8本、10本、20本の推定誤差の信頼区間は、それぞれ  $9.16 \pm 0.79$  枚、 $2.53 \pm 0.22$  枚、 $1.27 \pm 0.11$  枚、 $0.85 \pm 0.07$  枚、 $0.73 \pm 0.06$  枚、 $0.48 \pm 0.04$  枚と計算された（第3.6表）。

第3.4表 全梢葉基準日における結果母枝内の新梢の位置と展葉数の関係

新梢の位置 <sup>z</sup>	調査年数 (年)	新梢数 (本)	展葉数 (枚)	
			平均値	標準偏差
第1新梢	30	748	10.7 a <sup>y</sup>	1.0
第2新梢	30	730	10.2 b	1.0
第3新梢	30	720	9.2 d	1.1
第4新梢	30	546	8.8 e	1.2
第5新梢	19	182	8.7 de	1.0
第6新梢	6	48	8.3 e	1.3
全新梢	30	3045	9.7 c	1.4

<sup>z</sup> 結果母枝内の先端の新梢を第1新梢とした

<sup>y</sup> 異なる英文字間にはTukeyHSD検定により5%水準で有意差があることを示す



第3.2図 全梢葉基準日における第1新梢のサンプル数（本）と推定誤差（枚）との関係（危険率5%，1987年～2018年の平均値）

第 3.5 表 全梢葉基準日における第 1 新梢のサンプル数と展葉数の推定誤差

調査年	新梢数	自由度	展葉数	標準偏差	サンプル数						
					2本	3本	5本	8本	10本	20本	全サンプル
					推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差
1987	23	22	10.5	0.9	8.31	2.30	1.15	0.77	0.66	0.43	0.40
1988	28	27	10.5	0.9	7.64	2.11	1.06	0.71	0.61	0.40	0.33
1989	30	29	10.6	0.8	7.36	2.03	1.02	0.68	0.59	0.38	0.31
1990	30	29	10.6	1.0	8.58	2.37	1.19	0.80	0.68	0.45	0.36
1991	29	28	10.4	0.8	7.37	2.04	1.02	0.69	0.59	0.38	0.31
1992	30	29	10.9	0.8	7.42	2.05	1.03	0.69	0.59	0.39	0.31
1993	30	29	10.4	1.0	9.33	2.58	1.29	0.87	0.74	0.49	0.39
1994	30	29	11.4	1.1	9.63	2.66	1.33	0.90	0.77	0.50	0.40
1995	30	29	10.8	0.8	6.77	1.87	0.94	0.63	0.54	0.35	0.28
1997	24	23	10.4	0.8	7.02	1.94	0.97	0.65	0.56	0.37	0.33
1998	19	18	10.9	1.2	11.13	3.08	1.54	1.04	0.89	0.58	0.60
1999	26	25	10.2	1.6	14.13	3.91	1.95	1.31	1.12	0.74	0.64
2000	21	20	10.5	1.1	9.60	2.66	1.33	0.89	0.76	0.50	0.49
2001	24	23	10.4	1.0	8.60	2.38	1.19	0.80	0.68	0.45	0.40
2002	24	23	10.6	1.0	8.78	2.43	1.21	0.82	0.70	0.46	0.41
2003	21	20	10.6	0.8	6.83	1.89	0.94	0.64	0.54	0.36	0.35
2004	24	23	10.9	1.2	11.04	3.05	1.53	1.03	0.88	0.58	0.52
2005	22	21	10.9	1.2	10.37	2.87	1.43	0.97	0.83	0.54	0.51
2006	24	23	10.4	0.8	7.61	2.11	1.05	0.71	0.61	0.40	0.36
2007	21	20	10.8	0.7	6.73	1.86	0.93	0.63	0.54	0.35	0.34
2009	24	23	10.6	0.9	8.30	2.30	1.15	0.77	0.66	0.43	0.39
2010	24	23	10.9	1.0	8.95	2.48	1.24	0.83	0.71	0.47	0.42
2011	24	23	10.5	1.2	10.69	2.96	1.48	1.00	0.85	0.56	0.50
2012	24	23	10.6	1.2	10.59	2.93	1.46	0.99	0.84	0.55	0.50
2013	24	23	10.5	1.1	10.04	2.78	1.39	0.93	0.80	0.52	0.47
2014	23	22	10.8	0.9	8.16	2.26	1.13	0.76	0.65	0.43	0.39
2015	24	23	11.4	0.9	8.12	2.25	1.12	0.76	0.65	0.42	0.38
2016	23	22	10.9	1.9	16.63	4.60	2.30	1.55	1.32	0.87	0.80
2017	24	23	11.6	0.8	7.09	1.96	0.98	0.66	0.56	0.37	0.33
2018	24	23	11.2	0.9	7.65	2.12	1.06	0.71	0.61	0.40	0.36
平均 (展葉数) <sup>2</sup>	-	-	10.7	1.0	9.02 ±0.82	2.49 ±0.23	1.25 ±0.11	0.84 ±0.08	0.72 ±0.07	0.47 ±0.04	0.42 ±0.04

<sup>2</sup>各サンプル数における値は、各調査年の推定誤差から算出した信頼区間（危険率5%、平均値±推定誤差）を示す

第 3.6 表 全梢葉基準日における第 2 新梢のサンプル数と展葉数の推定誤差

調査年	新梢数	自由度	展葉数	標準偏差	サンプル数						
					2本	3本	5本	8本	10本	20本	全サンプル
					推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差	推定誤差
1987	22	21	10.0	0.7	6.34	1.75	0.88	0.59	0.51	0.33	0.31
1988	26	25	9.9	0.9	8.39	2.32	1.16	0.78	0.67	0.44	0.38
1989	28	27	10.3	0.9	7.98	2.21	1.10	0.74	0.64	0.42	0.34
1990	30	29	10.0	0.7	6.07	1.68	0.84	0.56	0.48	0.32	0.25
1991	28	27	10.0	1.0	8.98	2.48	1.24	0.84	0.72	0.47	0.39
1992	29	28	10.3	1.2	10.95	3.03	1.51	1.02	0.87	0.57	0.46
1993	30	29	10.1	0.9	7.99	2.21	1.10	0.74	0.64	0.42	0.33
1994	28	27	10.5	1.0	9.22	2.55	1.27	0.86	0.73	0.48	0.40
1995	30	29	10.5	0.9	8.32	2.30	1.15	0.77	0.66	0.43	0.35
1997	23	22	10.7	1.2	10.42	2.88	1.44	0.97	0.83	0.54	0.50
1998	20	19	10.4	1.1	9.87	2.73	1.36	0.92	0.79	0.51	0.51
1999	25	24	10.3	1.0	8.85	2.45	1.22	0.82	0.70	0.46	0.41
2000	20	19	9.9	0.7	6.70	1.85	0.93	0.62	0.53	-	0.35
2001	24	23	10.1	1.0	8.94	2.47	1.23	0.83	0.71	0.47	0.42
2002	24	23	10.0	0.8	7.30	2.02	1.01	0.68	0.58	0.38	0.34
2003	21	20	10.0	0.8	7.40	2.05	1.02	0.69	0.59	0.39	0.37
2004	24	23	10.1	1.3	11.88	3.29	1.64	1.11	0.95	0.62	0.56
2005	23	22	10.8	1.3	11.46	3.17	1.58	1.07	0.91	0.60	0.55
2006	24	23	9.9	0.9	7.99	2.21	1.10	0.74	0.64	0.42	0.38
2007	20	19	10.2	1.2	10.73	2.97	1.48	1.00	0.85	-	0.56
2009	24	23	10.1	1.0	8.65	2.39	1.20	0.80	0.69	0.45	0.41
2010	24	23	10.4	1.1	10.21	2.82	1.41	0.95	0.81	0.53	0.48
2011	24	23	9.9	1.2	10.53	2.91	1.46	0.98	0.84	0.55	0.50
2012	24	23	9.8	1.5	13.47	3.72	1.86	1.25	1.07	0.70	0.63
2013	24	23	10.5	1.0	9.21	2.55	1.27	0.86	0.73	0.48	0.43
2014	24	23	10.7	0.8	6.86	1.90	0.95	0.64	0.55	0.36	0.32
2015	21	20	10.5	0.9	7.95	2.20	1.10	0.74	0.63	0.41	0.40
2016	21	20	10.4	1.7	15.64	4.33	2.16	1.46	1.25	0.81	0.79
2017	23	22	10.6	1.0	9.07	2.51	1.25	0.84	0.72	0.47	0.44
2018	22	21	10.5	0.8	7.54	2.09	1.04	0.70	0.60	0.39	0.37
平均 (展葉数) <sup>2</sup>	-	-	10.2	1.0	9.16 ± 0.79	2.53 ± 0.22	1.27 ± 0.11	0.85 ± 0.07	0.73 ± 0.06	0.48 ± 0.04	0.43 ± 0.04

<sup>2</sup>各サンプル数における値は、各調査年の推定誤差から算出した信頼区間（危険率5%、平均値±推定誤差）を示す

## 考察

1987年から2018年における全梢葉基準日（調査対象とした全新梢の展葉数の平均値が9.5枚に達した日）は調査年によって大きく変動し、最も早い年では5月2日、最も遅い年では5月18日と2週間程度の差がみられた（第3.2表）。これは、発芽の早晩や、発芽後の生育に影響する気温（本永ら、2000；杉浦ら、1995）が調査年によって異なるためだと考えられる。

全梢葉基準日を用いたGA<sub>3</sub>処理適期判定の妥当性を確認するために、全梢葉基準日前後でGA<sub>3</sub>処理を2～5日おきを実施したところ、全梢葉基準日付近で良果房率が高い傾向を示すことがわかった（第3.3表）。これらはGA<sub>3</sub>処理時期と果実品質の関係に関する過去の知見（岸ら、1960）と概ね合致するものであった。このことから、暦日や発芽後日数によるGA<sub>3</sub>処理適期判定と比較して、全新梢基準日は信頼性の高い指標であることを確認できたといえる。

結果母枝内の新梢の位置ごとに全梢葉基準日における展葉数を集計した結果、展葉数は先端の第1新梢で最も多く、基部に向かって徐々に減少した（第3.4表）。これは結果母枝の先端付近の芽が旺盛に成長し、中間や基部の芽の成長はそれよりも劣る頂芽優勢（福田、2015）によるものと考えられる。甲府市ジベ処理委員会（1978）の方法に採用されている第2新梢について、全梢葉基準日の展葉数の30年分の平均値は10.2枚であった（第3.4表）。これは、甲府市ジベ処理委員会の方法から求めたGA<sub>3</sub>処理適期の開始日の平均展葉数10枚～11枚とほぼ一致した。すなわち、甲府市ジベ処理委員会（1978）と段（1996）が示した方法は、計測手法が異なるものの、得られる予測結果には整合性があるといえる。しかし、標準偏差を比較すると、第2新梢のみの標準偏差は全新梢より小さかった（第3.4表）。すなわち、結果母枝上の全新梢を測定するより第2新梢のみを測定した方が、推定誤差が小さくなる結果であった。また、第1新梢、第5新梢の標準偏差は、第2新梢と同程度であったものの、第5新梢は芽かきされる可能性が高いことを考慮すると実用性が低いといえる。そこで、以下では第1新梢、第2新梢を対象として、サンプル数と展葉数の推定誤差の

関係を解析した。

推定誤差とサンプル数の関係は、サンプル数を増やすと推定誤差は減少するが、その減少程度はサンプル数の増加に伴い小さくなる(第 3.2 図)。そのため、必要なサンプル数を検討するには、どの程度の推定誤差が許容されるのかを考える必要があり、まずはその許容範囲の中心、すなわち GA<sub>3</sub> 処理適期の中心日が展葉数のどこにあたるのかを議論する。近年、GA<sub>3</sub> 処理時にホルクロルフェニユロン液剤を加用することにより、GA<sub>3</sub> 処理を従来よりも早めに行い、花穂伸長を促して着粒密度の低い、いわゆる「ゆる房」を作る処理方法が登録された。「ゆる房」を導入している生産者は多く(持田, 2010)、市場でも果粒が密着して裂果が生じやすい房より好まれる傾向がある(島根県農林技術センター, 2013)。また、研究所が用いている全梢葉基準日は、前述のとおり GA<sub>3</sub> 処理適期の開始日の指標としてきたが(段, 1996)、約 50 年の実績のうち、降雨などによる再処理を除いては、実質この開始日に一斉処理を行っており、その結果、適期を逸脱する問題はほとんど生じていない。さらに、10 年分の GA<sub>3</sub> 処理日を変えた果実品質調査結果からも、全梢葉基準日からおよそ±3 日の範囲の良果房率は同程度であった(第 3.3 表)。これらを勘案すると、GA<sub>3</sub> 処理適期の範囲は従前より前方にスライドし、全梢葉基準日は開始日ではなく、中心日として考えることで以下の議論を進める。

次に、第 1 新梢、第 2 新梢の展葉数について議論する。第 1 新梢、第 2 新梢の全梢葉基準日付近の展葉速度を全新梢と同様の方法で算出したところ、ともに 0.39 枚/日であった。すなわち、全梢葉基準日前日の第 1 新梢の展葉数は計算上  $10.7 \text{ 枚} - 0.39 \text{ 枚} = 10.31 \text{ 枚}$  となり、全梢葉基準日に 10.5 枚に達する。同様に、第 2 新梢展葉数は計算上  $10.2 \text{ 枚} - 0.39 \text{ 枚} = 9.81 \text{ 枚}$  となり、全梢葉基準日に 10 枚に達する。ここから、第 1 新梢では「第 1 新梢の展葉数の平均値が 10.5 枚に達した日を GA<sub>3</sub> 処理適期」、第 2 新梢では「第 2 新梢の平均展葉数が 10 枚に達した日を GA<sub>3</sub> 処理適期」とするとわかりやすい。そこで、この基準をもとに必要なサンプル数の議論を進める。GA<sub>3</sub> 処理適期の許容範囲は長年の経験から、適期中心日を挟んで約 6 日とされている(甲府市ジベ処理委員会, 1978)。つま

り、GA<sub>3</sub>処理適期の中心日から許容できる誤差は前後 2.5 日分、すなわち±0.98 枚 (0.39 枚 × 前後 2.5 日分) と仮定される。まず、第 1 新梢について第 3.5 表をみると、サンプル数を 8 本とした場合に、推定誤差の 95%信頼区間が 0.84±0.08 枚 (0.76 枚～0.92 枚) となり、許容できる誤差範囲である 0.98 枚以内に収まる。同様に第 2 新梢では第 3.6 表より、サンプル数を 8 本とした場合に推定誤差の 95%信頼区間が 0.85 ± 0.07 枚 (0.78 枚～0.92 枚) となり、許容できる誤差範囲である 0.98 枚以内に収まる。以上より、具体的には、第 1 新梢を用いる場合は第 1 新梢を 8 本選択して得られた展葉数の平均値が 10.5 枚に達した日を、第 2 新梢を用いる場合は第 2 新梢を 8 本選択して得られた展葉数の平均値が 10 枚に達した日を GA<sub>3</sub>処理適期とすればよいと考える。

以上より、新梢の展葉数を用いた GA<sub>3</sub>処理適期把握手法において、適切な新梢の位置やサンプル数を 30 年間のデータから定量的に示すことができた。甲府市ジベ処理委員会 (1978) の指標では、新梢の展葉数にばらつきがあるため、他の方法を含めた総合的な判断が重要と指摘されている。他の GA<sub>3</sub>処理適期把握手法としては、花穂や花粉粒の生育状態を指標としたものがある (甲府市ジベ処理委員会, 1978)。しかし、花穂からの適期把握はかなりの経験を要し、花粉粒による適期把握には顕微鏡観察が必要なため、生産者が自ら行うのは容易ではなく実用上は展葉数だけで GA<sub>3</sub>処理適期を把握することが望ましい。そこで、本章で明らかとなったように、第 1 新梢もしくは第 2 新梢を 8 本サンプリングすることで、展葉数だけの判断でも実質的な信頼性を担保できると考えられる。GA<sub>3</sub>処理適期の把握の上で、様々な手法による総合的な判断の重要性を否定するものではないが、十分な規模のサンプリングを行えば展葉数だけを指標にしても問題は生じないと予想される。なお、今回の結果の前提となる展葉速度 0.39 枚/日は、あくまで大阪でのデータであり全ての地域に当てはまるものとはいえない。今後、今回の知見を活用しながら、他の地域や作型でのデータを蓄積していく必要がある。

## 摘要

新梢の展葉数を指標とする露地栽培ブドウ‘デラウェア’のジベレリン1回目処理（GA<sub>3</sub>処理）適期把握のため、サンプリングする新梢の適切な位置や本数を定量的に検討した。1987年から2018年までの30年分の新梢の展葉数のデータを用い、結果母枝上の全新梢の平均展葉数が9.5枚に達した日（全梢葉基準日：大阪府でGA<sub>3</sub>処理適期の基準）における結果母枝内の新梢の位置と展葉数の関係を解析したところ、展葉数は先端の第1新梢で最も多く、基部に向かって徐々に減少した。実用性を考慮し、推定誤差が小さい第1新梢と第2新梢の展葉数を対象にサンプル数と推定誤差との関係を解析し、GA<sub>3</sub>処理適期を逸脱する確率を5%以下にできる範囲を推定した。その結果、大阪の気象条件下では第1新梢を用いる場合は第1新梢を8本サンプリングしてその平均展葉数が10.5枚に達した日、また、第2新梢を用いる場合は第2新梢を8本サンプリングしてその平均展葉数が10枚に達した日がGA<sub>3</sub>処理適期の指標になると推定された。

#### 第四章 無核化を目的としたジベレリン処理適期予測のための日平均気温によるブドウ‘デラウェア’の展葉数の推定

第三章で示したようにブドウ‘デラウェア’の無核化のための花穂へのジベレリン（以下， $GA_3$ ）処理適期の指標には、「第2新梢の展葉数が10枚に達した日」が用いられている。この方法は、花穂や花粉粒の観察と比べて容易なため、最も一般的に用いられている（甲府市ジベ処理委員会，1978）。展葉数は、日々の展葉速度の積算値であるため、展葉速度を推定できれば調査日の展葉数（1枚以上10枚以下）に展葉速度の推定値を足し合わせることで、 $GA_3$ 処理適期を予測することができる。

多くの草本性作物の展葉速度は、環境要因の中で気温の影響を最も受ける（Inman-Bamber, 1994; Ritchie and Nesmith, 1991）。また、展葉数と有効積算温度は強い線形性を示すことが多くの研究で報告されている（Booneら，1990; Dwyer and Stewart, 1986; Lancasterら，1996; Muchow and Carberry, 1989）。一方で、温度反応性は植物種ごとに異なっており、それぞれに閾値である基準温度が存在する。したがって、有効積算温度を用いた展葉数推定の精度向上のためには、対象とする植物種の基準温度を把握することが必要不可欠である（Chuineら，2003）。これまで、ブドウの展葉期の基準温度を人工気象器内の切り枝を用いて推定した報告（Buttrose, 1969; Moncurら，1989）があるものの、ブドウを含む果樹において展葉と気温との関係を調べた研究は限られている。

（地独）大阪府立環境農林水産総合研究所では1987年から4月～5月にかけて展葉数に基づく $GA_3$ 処理適期の予測日を発表している（地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所，2020）。この予測日は、展葉1枚から10枚の間の展葉速度は一日あたり0.35枚/日と仮定して予測されている。展葉速度、すなわち、一日あたりの展葉数の増加率を気温から推定できれば、 $GA_3$ 処理適期を従来法よりも高い精度で予測することが可能になる。本章では、‘デラウェア’の $GA_3$ 処理適期予測の精度向上を目指して、大阪府で取得した30年間の展葉データを用いて展葉数を気温から推定する方法を開発することを目的とし



た。まず、日平均気温から有効積算温度を算出し、展葉数と有効積算温度を回帰分析して最適な基準温度を探索した。さらに、GA<sub>3</sub>処理適期予測における気温から展葉数を推定する方法と従来法との予測精度を比較した。

## 材料および方法

### 調査樹および展葉数の測定

(地独)大阪府立環境農林水産総合研究所(第一章参照,以下,研究所)の露地圃場で栽培された樹齢5年以上の‘デラウェア’3~4樹を調査樹とした。1987年から2019年(1996年,2008年,2011年を除く)にかけて,1樹あたり約8本の第2新梢(合計20本~30本)を調査対象とした。第2新梢の展葉数(枚/新梢)を,4月から5月にかけて3~5日おきに目視観測により記録した。GA<sub>3</sub>処理適期は展葉数が10枚に達した日であるため,この調査は展葉数がおおよそ9~10枚に達するまで実施した。また,一つの式で線形回帰できる展葉数の範囲を調べるため,2019年は展葉数が約20枚に達するまで測定を継続し,温度反応性の変化を調査した。

さらに,大阪府内の露地圃場(以下,ブドウ圃場A)(北緯34度34分,東経135度37分,標高58m)において2019年に同様の調査を行った。圃場の土壌タイプは中粗粒質普通褐色森林土であった(農耕地土壌分類委員会,1995)。長梢剪定で栽培された推定樹齢10年以上の‘デラウェア’1樹の8本の第2新梢を調査対象とし,4月22日から5月10日にかけて4~7日おきに展葉数を計4回測定した。

### 気象データ

各年の気温は(国研)農業・食品産業技術総合研究機構のメッシュ農業気象データ(大野ら,2016)が提供する日平均気温データを用いた。このデータは気象庁アメダス観測地点気象データを空間補間した推定値で,空間分解能は1km(経度方向45"×緯度方向30")である。調査地のブドウ圃場の緯度と経度をメッシュ農業気象データに入力し,日平均気温を取得した。

## 解析

有効積算温度（EAT， $^{\circ}\text{C}\cdot\text{日}$ ）は式 1 によって算出した。

$$\text{EAT} = \sum (\text{Tmean} - \text{T}_b) \quad [1]$$

$$\text{if } \text{Tmean} < \text{T}_b \text{ then } \text{Tmean} = \text{T}_b$$

ここで、 $\text{Tmean}$  は日平均気温（ $^{\circ}\text{C}$ ）， $\text{T}_b$  は基準温度（ $^{\circ}\text{C}$ ）を示す。温度積算の起算日は、展葉数が一枚を超えた後から EAT と展葉数に強い線形性が見られるという過去の報告（臼木ら，2019）をふまえ、展葉数が 1 枚を超えた日とした。基準温度は、展葉数と EAT の決定係数および 2 つの二乗平均平方根誤差 (RMSE) を用いて leave-one-out cross-validation 法で推定した。すなわち、展葉数の RMSE（枚）および  $\text{GA}_3$  処理適期である展葉数が 10 枚に達した日の RMSE（日）である。RMSE（枚）は式 2 によって算出した。

$$\text{RMSE（枚）} = \sqrt{\frac{\sum (\text{observed LN} - \text{predicted LN})^2}{n}} \quad [2]$$

ここで、observed LN は各年の展葉数の実測値，predicted LN は leave-one-out cross-validation 法による各年の展葉数の推定値， $n$  は各年の測定回数を示す。

RMSE（日）は式 3 によって算出した。

$$\text{RMSE（日）} = \sqrt{\frac{\sum (\text{observation date} - \text{predicted date})^2}{n}} \quad [3]$$

ここで、observation date は各年の展葉数が 10 枚に達した日の実測日，predicted date は leave-one-out cross-validation 法で推定した各年の展葉数が 10 枚に達した日の予測日， $n$  は調査年数（30 年間）を示す。また、展葉数の測定が 10 枚に達する前に調査を終了している、あるいは、調査間隔により展葉数が 10 枚を大きく上回った場合は、展葉速度の 30 年間の平均値（0.36 枚/日，第 4.1 表参照）を用いて展葉数が 10 枚に達した日を推定した。

基準温度を  $-2.5^{\circ}\text{C}$  から  $12.5^{\circ}\text{C}$  まで  $2.5^{\circ}\text{C}$  刻みで設定して EAT を算出した。最も高い  $R^2$ （展葉数と EAT の一次回帰の決定係数）と最も低い RMSE となる基準温度を最適な基準温度とした。1987 年から 2019 年（研究所の 30 年間のデ

ータ) のデータを使って、 $R^2$  と RMSE を算出した。EAT 当たりの展葉数の増加率 (枚/°C・日) は、展葉数と EAT の一次回帰式の傾きと定義した。

さらに、EAT (基準温度 7.5°C) による展葉数の推定の妥当性を、ブドウ圃場 A の  $R^2$  と RMSE (枚) により評価した。展葉数の推定値は、研究所圃場のデータから開発した式 4 を用いて算出した。

$$\text{展葉数} = 0.040 \times \text{EAT}(\text{Tb of } 7.5^\circ\text{C}) + \text{調査日時点の展葉数} \quad [4]$$

ここで、0.040 は展葉数と EAT (基準温度 7.5°C) の一次回帰式の傾きの 30 年間の平均値を示す。

#### 展葉数を気温から推定する方法と従来法による GA<sub>3</sub> 処理適期予測の比較

展葉数を EAT (基準温度 7.5°C) から推定する方法 (提案法) による GA<sub>3</sub> 処理適期予測の精度が従来法 (展葉速度が 0.36 枚/日と仮定して推定する方法、第 4.1 表参照) と比べて向上するかどうかを検証した。1987 年から 2019 年のデータから提案法と従来法を用いて RMSE (枚) および RMSE (日) を算出した。提案法による RMSE (枚) と RMSE (日) の算出に当たっては、leave-one-out cross-validation 法を用いた。予測の起算日は各年の最初の測定日 (展葉数 ≥ 1 枚) とした。

第 4.1 表 1987 年から 2019 年にかけての研究所圃場における第 2 新梢の展葉数と有効積算温度の関係

調査年 <sup>z</sup>	第 2 新梢の展葉数 (枚)	調査初日 最終調査日 からの最終調査日までの日数 (枚/日)	展葉速度 <sup>y</sup> (枚/°C・日)	基準温度 (°C)																
				-2.5		0		2.5		5.0		7.5		10.0		12.5				
				傾き <sup>x</sup> (枚/°C・日)	R <sup>2w</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)	傾き (枚/°C・日)	R <sup>2</sup> (枚/°C・日)			
1987	22	1.9	10.8	11	26	0.34	0.019	0.996	0.022	0.996	0.027	0.997	0.033	0.997	0.043	0.998	0.061	0.996	0.099	0.986
1988	26	1.7	9.9	9	22	0.38	0.021	0.987	0.024	0.988	0.028	0.988	0.034	0.989	0.044	0.990	0.061	0.992	0.101	0.992
1989	28	2.8	10.3	10	25	0.30	0.017	0.992	0.020	0.993	0.024	0.993	0.029	0.993	0.038	0.992	0.053	0.989	0.087	0.976
1990	30	3.5	10.5	8	20	0.35	0.018	0.993	0.020	0.994	0.024	0.995	0.029	0.996	0.038	0.997	0.052	0.996	0.093	0.966
1991	28	3.1	8.9	7	22	0.27	0.016	0.997	0.018	0.998	0.022	0.998	0.028	0.998	0.038	0.999	0.059	0.998	0.112	0.990
1992	29	2.8	10.4	8	23	0.33	0.017	0.994	0.020	0.994	0.024	0.995	0.029	0.995	0.037	0.996	0.052	0.996	0.085	0.994
1993	30	3.1	10.1	7	22	0.32	0.017	0.996	0.020	0.997	0.023	0.997	0.028	0.997	0.036	0.997	0.049	0.995	0.078	0.986
1994	28	1.7	10.5	7	22	0.40	0.020	0.995	0.020	0.995	0.026	0.996	0.031	0.996	0.039	0.996	0.050	0.996	0.072	0.996
1995	30	2.1	10.1	12	29	0.28	0.017	0.991	0.020	0.992	0.023	0.992	0.028	0.992	0.035	0.992	0.048	0.992	0.075	0.990
1997	23	3.3	10.6	6	16	0.46	0.023	0.987	0.026	0.989	0.030	0.992	0.036	0.994	0.044	0.997	0.057	0.998	0.080	0.989
1998	20	2.3	9.6	6	21	0.35	0.021	0.992	0.024	0.993	0.027	0.993	0.032	0.994	0.039	0.994	0.050	0.995	0.070	0.994
1999	25	4.8	10.7	6	16	0.37	0.020	0.988	0.023	0.990	0.026	0.991	0.032	0.993	0.039	0.995	0.052	0.996	0.077	0.991
2000	20	1.9	9.9	8	21	0.38	0.020	0.996	0.023	0.997	0.026	0.998	0.032	0.999	0.039	0.999	0.052	0.997	0.075	0.984
2001	24	3.3	10.5	10	22	0.33	0.018	0.992	0.021	0.993	0.025	0.995	0.030	0.997	0.039	0.999	0.054	0.996	0.086	0.974
2002	24	2.4	9.2	8	18	0.38	0.020	0.995	0.023	0.995	0.027	0.996	0.032	0.996	0.041	0.997	0.057	0.997	0.090	0.997
2003	21	2.8	10.0	7	18	0.40	0.021	0.996	0.023	0.996	0.027	0.995	0.032	0.995	0.040	0.994	0.052	0.992	0.076	0.987
2004	24	2.4	9.7	8	19	0.39	0.019	0.993	0.022	0.994	0.026	0.996	0.031	0.997	0.040	0.998	0.055	0.999	0.075	0.999
2005	23	4.1	10.7	5	15	0.44	0.022	0.992	0.025	0.993	0.029	0.993	0.034	0.994	0.041	0.995	0.053	0.996	0.073	0.997
2006	24	1.7	9.5	7	20	0.39	0.020	0.998	0.023	0.998	0.027	0.999	0.032	0.999	0.040	0.998	0.053	0.996	0.077	0.987
2007	20	1.2	10.2	8	25	0.36	0.021	0.998	0.025	0.998	0.029	0.999	0.035	0.999	0.045	1.000	0.061	0.998	0.096	0.988
2009	24	1.7	8.9	9	22	0.33	0.018	0.992	0.021	0.993	0.025	0.994	0.031	0.996	0.041	0.997	0.061	0.995	0.107	0.983
2010	24	1.3	9.6	9	25	0.33	0.019	0.991	0.022	0.993	0.025	0.995	0.033	0.997	0.043	0.998	0.061	0.995	0.098	0.979
2012	24	1.6	9.0	7	17	0.44	0.021	0.996	0.024	0.995	0.028	0.996	0.033	0.996	0.041	0.996	0.052	0.996	0.073	0.996
2013	24	2.5	9.5	10	23	0.30	0.018	0.980	0.020	0.974	0.026	0.983	0.033	0.985	0.046	0.989	0.073	0.990	0.152	0.986
2014	24	2.1	10.3	11	24	0.34	0.019	0.990	0.020	0.982	0.026	0.992	0.032	0.993	0.041	0.995	0.057	0.997	0.093	0.996
2015	21	2.7	10.1	7	18	0.41	0.020	0.984	0.021	0.979	0.026	0.986	0.031	0.987	0.038	0.989	0.049	0.991	0.069	0.993
2016	21	3.0	9.1	7	19	0.32	0.017	0.998	0.019	0.998	0.022	0.998	0.027	0.998	0.034	0.998	0.045	0.997	0.069	0.992
2017	23	1.9	9.8	8	23	0.34	0.018	0.996	0.021	0.996	0.024	0.997	0.029	0.997	0.036	0.997	0.048	0.994	0.072	0.983
2018	22	1.0	10.5	10	27	0.35	0.019	0.995	0.022	0.996	0.025	0.996	0.031	0.996	0.039	0.996	0.054	0.995	0.084	0.986
2019	22	2.2	10.1	7	22	0.36	0.021	0.999	0.024	0.999	0.028	0.999	0.034	0.999	0.043	0.998	0.059	0.995	0.090	0.986
Mean		2.4	10.0	8.1	21.4	0.36	0.019	0.993	0.022	0.993	0.026	0.994	0.031	0.995	0.040	0.996	0.055	0.995	0.085	0.988
SD		0.9	0.6	1.7	3.4	0.05	0.002	0.004	0.002	0.006	0.002	0.004	0.002	0.003	0.003	0.003	0.006	0.002	0.018	0.007

<sup>z</sup> 1996年、2008年、2011年を除く。

<sup>y</sup> (最終調査日の展葉数-調査初日の展葉数)/調査初日から最終日までの日数。

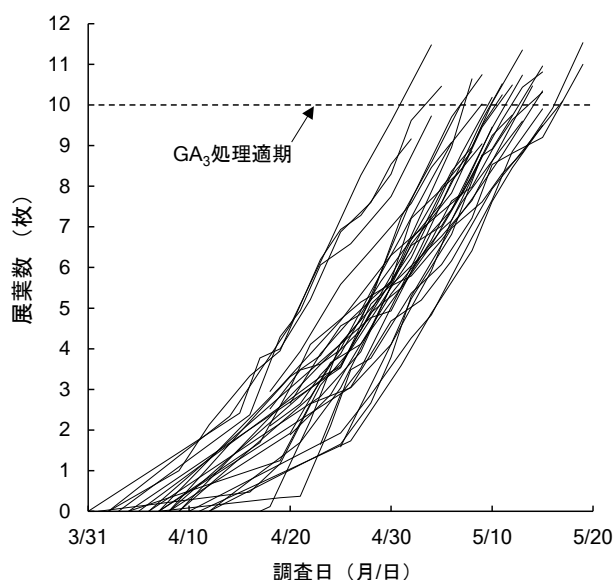
<sup>x</sup> 第 2 新梢の展葉数と有効積算温度 (EAT) の回帰式の傾き。

<sup>w</sup> 回帰決定係数。

## 結果

### 1987年から2019年にかけての展葉数の推移

1987年から2019年の4月から5月にかけての研究所圃場の日平均気温の平均値は、4月1日の11.0°Cから5月31日の20.6°Cまで順調に増加した。1987年から2019年にかけての第2新梢の展葉数の推移を第4.1図に示す。調査年のうち、展葉数が10枚に達した日（GA<sub>3</sub>処理適期）が最も早い年で5月2日、最も遅い年で5月17日であった。



第4.1図 1987年から2019年（1996年、2008年、2011年を除く）にかけての研究所圃場における第2新梢の展葉数の推移  
発芽日からの展葉数の推移を示している。ただし、2012年から2017年は発芽日が欠測しているため、調査初日から表示している。

### 展葉数と有効積算温度との関係

展葉数とEATは1987年から2019年のどの年でも高い線形性を示し、-2.5°Cから12.5°Cまで2.5°C刻みで変化させたどの基準温度でも $R^2$ は高い値を示した（第4.1表）。基準温度-2.5°C、0°C、2.5°C、5.0°C、7.5°C、10.0°C、12.5°Cでの $R^2$ の平均値は、それぞれ0.993、0.993、0.994、0.995、0.996、0.995、0.988であった。1987年から2019年にかけての各基準温度におけるRMSE（枚）を第4.2表に示す。基準温度-2.5°C、0°C、2.5°C、5.0°C、7.5°C、10.0°C、12.5°CでのRMSE（枚）の平均値は、それぞれ0.48、0.45、0.42、0.37、0.35、0.45、0.76であった。各基準温度におけるRMSE（日）を第4.3表に示す。基準温度-2.5°C、0°C、2.5°C、5.0°C、7.5°C、10.0°C、12.5°CでのRMSE（日）は、それぞれ1.72、

1.66, 1.54, 1.53, 1.47, 1.80, 2.35 であった。これらの結果から、基準温度 7.5°C で最も高い  $R^2$  と最も低い RMSE となったため、最適な基準温度は 7.5°C とし、開発した式の傾きには 30 年間の平均値である 0.040 を採用した。EAT により推定したブドウ圃場 A の展葉数の推移を第 4.2 図に示す。EAT (基準温度 7.5°C) と式 4 を用いて予測した展葉数は、実測値とよく一致し、 $R^2$  は 0.997, RMSE (枚) は 0.37 であった。

**第 4.2 表 1987 年から 2019 年にかけての研究所圃場における第 2 新梢の展葉数の RMSE (枚) と基準温度との関係**

調査年	RMSE (枚) <sup>2</sup>						
	基準温度 (°C)						
	-2.5	0	2.5	5.0	7.5	10.0	12.5
1987	0.30	0.29	0.26	0.23	0.24	0.51	0.86
1988	0.56	0.54	0.53	0.63	0.59	0.73	0.93
1989	0.88	0.86	0.81	0.61	0.53	0.34	0.58
1990	0.38	0.37	0.35	0.22	0.21	0.22	0.59
1991	1.01	0.95	0.83	0.54	0.30	0.33	1.28
1992	0.62	0.63	0.62	0.49	0.48	0.37	0.22
1993	0.59	0.60	0.60	0.47	0.49	0.42	0.39
1994	0.28	0.26	0.27	0.26	0.41	0.67	1.15
1995	0.44	0.46	0.48	0.41	0.47	0.48	0.48
1997	0.62	0.56	0.50	0.48	0.35	0.24	0.43
1998	0.35	0.33	0.33	0.33	0.46	0.74	1.29
1999	0.40	0.40	0.39	0.31	0.31	0.29	0.40
2000	0.24	0.23	0.20	0.12	0.13	0.24	0.57
2001	0.70	0.65	0.57	0.36	0.20	0.25	0.90
2002	0.23	0.21	0.20	0.24	0.19	0.19	0.31
2003	0.30	0.25	0.22	0.23	0.22	0.35	0.65
2004	0.25	0.21	0.18	0.18	0.09	0.11	0.31
2005	0.53	0.45	0.38	0.34	0.28	0.48	1.04
2006	0.22	0.17	0.13	0.17	0.12	0.22	0.45
2007	0.56	0.54	0.54	0.66	0.65	0.85	1.12
2009	0.35	0.33	0.29	0.17	0.15	0.38	0.71
2010	0.34	0.29	0.22	0.29	0.44	0.93	1.38
2012	0.47	0.39	0.30	0.27	0.19	0.42	0.98
2013	0.68	0.58	0.45	0.30	0.45	1.05	1.80
2014	0.57	0.56	0.52	0.38	0.31	0.19	0.61
2015	0.41	0.42	0.44	0.42	0.53	0.71	1.06
2016	0.65	0.68	0.71	0.79	0.72	0.76	0.75
2017	0.58	0.61	0.63	0.53	0.61	0.65	0.74
2018	0.34	0.34	0.32	0.21	0.21	0.26	0.63
2019	0.49	0.43	0.37	0.43	0.30	0.24	0.33
平均	0.48	0.45	0.42	0.37	0.35	0.45	0.76
標準偏差	0.19	0.19	0.19	0.17	0.17	0.25	0.38

<sup>2</sup> RMSE (枚) は第2新梢の展葉数の実測値およびleave-one-out cross-validation法による式によって推定した予測値から算出した。

第 4.3 表 1987 年から 2019 年にかけての研究所圃場における第 2 新梢の展葉数が 10 枚に達した日の RMSE (日) と基準温度との関係

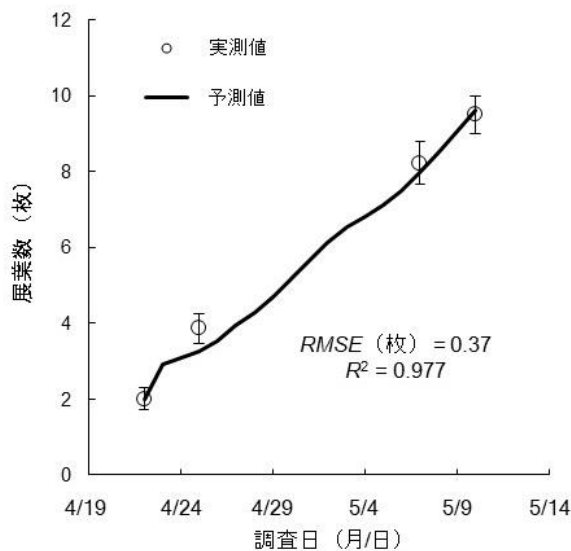
調査年	実測日 <sup>z</sup>	予測日 <sup>y</sup>						
		基準温度 (°C)						
		-2.5	0	2.5	5.0	7.5	10.0	12.5
1987	5月12日	5月13日	5月12日	5月13日	5月13日	5月13日	5月15日	5月16日
1988	5月17日	5月18日	5月17日	5月17日	5月18日	5月18日	5月18日	5月18日
1989	5月15日	5月11日	5月11日	5月11日	5月12日	5月12日	5月13日	5月14日
1990	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月14日
1991	5月12日	5月10日	5月10日	5月10日	5月11日	5月12日	5月14日	5月16日
1992	5月15日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日	5月14日	5月15日
1993	5月17日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月17日
1994	5月11日	5月12日	5月11日	5月11日	5月11日	5月10日	5月9日	5月8日
1995	5月17日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月15日	5月16日
1997	5月7日	5月10日	5月10日	5月9日	5月10日	5月9日	5月8日	5月7日
1998	5月2日	5月2日	5月2日	5月1日	5月1日	4月30日	4月29日	4月28日
1999	5月12日	5月12日	5月12日	5月11日	5月12日	5月11日	5月11日	5月11日
2000	5月16日	5月16日	5月16日	5月15日	5月16日	5月15日	5月15日	5月14日
2001	5月10日	5月9日	5月9日	5月9日	5月10日	5月10日	5月10日	5月11日
2002	5月4日	5月5日	5月5日	5月4日	5月5日	5月4日	5月4日	5月4日
2003	5月9日	5月10日	5月10日	5月9日	5月9日	5月8日	5月7日	5月7日
2004	5月5日	5月6日	5月6日	5月6日	5月6日	5月5日	5月5日	5月4日
2005	5月7日	5月9日	5月9日	5月8日	5月8日	5月7日	5月6日	5月5日
2006	5月17日	5月18日	5月17日	5月17日	5月18日	5月17日	5月16日	5月16日
2007	5月10日	5月13日	5月13日	5月12日	5月13日	5月13日	5月13日	5月13日
2009	5月11日	5月10日	5月10日	5月10日	5月11日	5月11日	5月12日	5月12日
2010	5月15日	5月14日	5月15日	5月15日	5月16日	5月16日	5月18日	5月18日
2012	5月12日	5月14日	5月14日	5月14日	5月14日	5月13日	5月10日	5月9日
2013	5月12日	5月11日	5月12日	5月12日	5月13日	5月14日	5月15日	5月17日
2014	5月11日	5月10日	5月10日	5月10日	5月11日	5月11日	5月11日	5月13日
2015	5月7日	5月8日	5月8日	5月7日	5月7日	5月7日	5月6日	5月4日
2016	5月9日	5月6日	5月6日	5月6日	5月6日	5月6日	5月6日	5月5日
2017	5月13日	5月11日	5月11日	5月11日	5月11日	5月11日	5月11日	5月11日
2018	5月4日	5月3日	5月3日	5月3日	5月4日	5月3日	5月3日	5月5日
2019	5月10日	5月12日	5月12日	5月12日	5月12日	5月11日	5月11日	5月11日
平均	5月11日	-	-	-	-	-	-	-
標準偏差	4.64	-	-	-	-	-	-	-
RMSE(日) <sup>x</sup>	-	1.72	1.66	1.54	1.53	1.47	1.80	2.35

<sup>z</sup> 第2新梢の展葉数の平均値が10枚に達した日。

<sup>y</sup> leave-one-out cross-validation法による式から推定した第2新梢の展葉数の平均値が10枚に達した日。

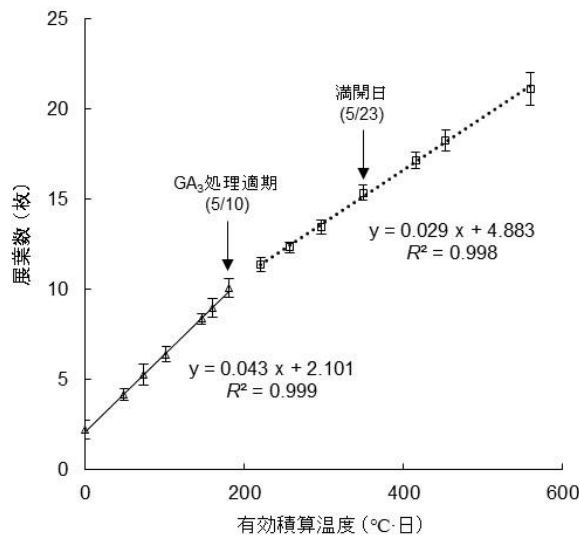
<sup>x</sup> 第2新梢の展葉数の平均値が10枚に達した日の実測日および予測日から算出したRMSE(日)。

一方、2019年に研究所圃場において展葉数が約20枚に達するまで測定を続けたデータを解析したところ、展葉数とEAT(基準温度7.5°C)には2つの回帰式が当てはまった(第4.3図)。展葉数が約10枚に達した後で、傾きが0.043枚/°C・日から0.029枚/°C・日へと変化した。



第 4.2 図 ブドウ圃場 A における第 2 新梢の展葉数の有効積算温度 (基準温度 7.5°C) を用いた推定

エラーバーは標準偏差を示す (n=8).  $R^2$  は展葉数の実測値と予測値から算出した. RMSE (枚) は展葉数の実測値と式 4 による予測値から算出した.



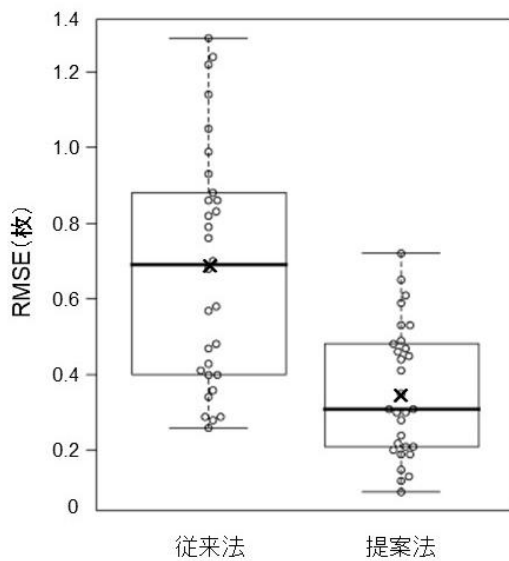
第 4.3 図 2019 年の研究所圃場における第 2 新梢の展葉数 (約 20 枚目まで) と有効積算温度 (基準温度 7.5°C) の関係.

エラーバーは標準偏差を示す (n=22).  $\Delta$  は 4 月 22 日から 5 月 10 日までの展葉数を示す.  $\square$  は 5 月 13 日から 6 月 6 日までの展葉数を示す.

#### 展葉数を気温から推定する方法と従来法の比較

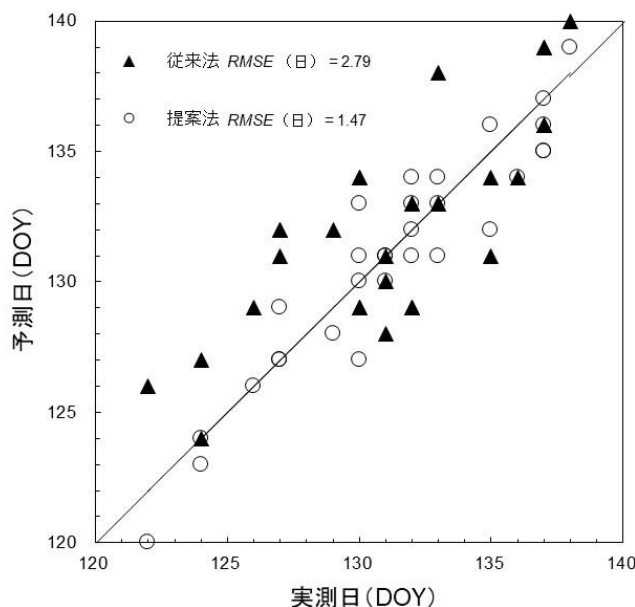
提案法 (展葉数を EAT から推定する方法) と従来法の RMSE (枚) を第 4.4 図に示す. 提案法の RMSE (枚) の 30 年間の平均値は 0.35 枚で, 従来法の 0.69 枚よりも低い値を示した. 提案法と従来法による予測日と実測日の関係を第 4.5 図に示す. 提案法の RMSE (日) は 1.47 で, 従来法の RMSE (日) の 2.79 よりも低い値を示した. また, 30 年間のうち, 提案法の予測日と実測日の差は 3 日以内であったものの, 従来法では 5 日以内であった.





第 4.4 図 提案法と従来法による RMSE (枚) の箱ひげ図.

箱の下端と上端がそれぞれ第 1・第 3 四分位点を示す. 箱から出たバーの上端と下端はそれぞれ最大値と最小値を示す. 箱の中央の線は中央値を示す. ×は平均値を示す. ○は各調査年の値を示す. 提案法の RMSE (枚) は leave-one-out cross-validation 法による式を用いて算出した.



第 4.5 図 第 2 新梢の展葉数が 10 枚に達した日の予測日と実測日のとの関係.

予測日および実測日は 1 月 1 日からの日数 (day of year ; DOY) で示している. 実線は 1 : 1 の関係を示す. 提案法の予測日は有効積算温度 (基準温度 7.5°C) と leave-one-out cross-validation 法による式を用いて推定した. 従来法の予測日は一定の展葉速度 (0.36 枚/日) を用いて推定した.

### 考察

展葉数が 10 枚に達した日は調査年によって異なり, 最も早い年と最も遅い年を比較すると, 約 2 週間の差がみられた (第 4.1 図). これは展葉の進み具合は, 各年の発芽の時期や発芽後の気温特性の影響を受けるためと考えられる. そこで, 展葉数と気温の関係を解析したところ, 展葉数と EAT の間に強い線形性がみられた (第 4.1 表). これは気温が ‘デラウェア’ の展葉を制御する主要因であること示唆しており, 回帰式を用いた展葉数の推定は妥当と思われる.

展葉と気温の間の線形性は多くの草本性作物で観察されており (Boone ら, 1990; Dwyer and Stewart, 1986; Lancaster ら, 1996; Muchow and Carberry, 1989; 臼木ら, 2019), 本章の結果はこれらの報告と一致している.

続いて, 気温から ‘デラウェア’ の展葉数を推定するための最適な基準温度を  $-2.5^{\circ}\text{C}$  から  $12.5^{\circ}\text{C}$  の間で検討した. 展葉数と EAT の  $R^2$  はどの基準温度でも高い値 ( $R^2 \geq 0.988$ ) を示したものの, 基準温度  $7.5^{\circ}\text{C}$  の RMSE (枚) および RMSE (日) が最も低い値を示した (第 4.2 表, 第 4.3 表). この結果から, ‘デラウェア’ の展葉期の基準温度は  $7.5^{\circ}\text{C}$  とすることが妥当であると考えられた. これは醸造用ブドウ品種の切り枝を用いた試験で報告されている基準温度 ( $5.0^{\circ}\text{C} \sim 8.0^{\circ}\text{C}$ ) と近い値であった (Moncur ら, 1989).

さらに, 基準温度を  $7.5^{\circ}\text{C}$  とした場合における ‘デラウェア’ の EAT 当たりの展葉数の増加率 (枚/ $^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$ ) を決定するために, 回帰式の傾きを算出した. 30 年間の回帰式の傾きの平均値, 最小値, 最大値, 標準偏差は, それぞれ 0.040, 0.034, 0.046, 0.003 であり, 非常に安定していた (第 4.1 表). 研究所のデータから算出された 30 年間の傾きの平均値である 0.040 を採用した式 (展葉数 =  $0.040 \times \text{EAT} (T_b = 7.5^{\circ}\text{C}) + \text{調査日時点の展葉数}$ ) は, パラメータ決定に使用していないブドウ圃場 A においても展葉数を高い精度で推定できた (第 4.2 図). したがって, 開発した式は ‘デラウェア’ の展葉と気温との関係をよく表したものであり, 生育条件が異なるブドウ圃場での展葉数の推定に使用できる可能性がある. また, 開発した式の係数から, ‘デラウェア’ の第 2 新梢の 10 枚目までは基準温度  $7.5^{\circ}\text{C}$  とした有効積算温度  $100^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$  あたり 4.0 枚の葉 ( $0.040 \text{ 枚}/^{\circ}\text{C} \cdot \text{日} \times 100^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$ ) を発達させることが示唆された.

ここで, 本章では, 調査日の展葉数 ( $1.0 \text{ 枚} \leq \text{展葉数} < 10 \text{ 枚}$ ) から展葉数が 10 枚に達する日を推定することを目的としたため, 主に ‘デラウェア’ の展葉数が 1 枚から 10 枚に増加する期間を対象とした. 一方, ブドウの温度反応性は発育段階によって変化すると考えられるため, 2019 年に展葉数と EAT (基準温度  $7.5^{\circ}\text{C}$ ) の関係を展葉数が約 20 枚に達するまで調べた. その結果, 回帰式の傾きは展葉数が約 10 枚に達する時点で減少した (第 4.3 図). これは醸造用

ブドウ (Schultz, 1992), モモおよびネクタリン (Kervella ら, 1995), イチゴ (Rosa ら, 2011) で観察された積算温度の増加に伴って展葉数の増加率が減少したという報告と一致した. この展葉数の増加率の減少は, 開花などの発育の変化に伴って葉と花穂の間で光合成産物の競合が生じることに起因すると考えられる (Moncur ら, 1989; Rosa ら, 2011). ‘デラウェア’において展葉数が 10 枚の時期に花粉粒が形成されるため (小寺ら, 1971), この時期に葉と花穂の競合が大きくなると考えられる. 今後, 展葉数が 10 枚に達した後の ‘デラウェア’の展葉数を推定する場合は, このような温度反応性の変化を考慮する必要がある. しかしながら, 10 枚目までの展葉数から  $GA_3$  処理適期を予測するという本章の目的においては, 一つの簡単な回帰式で十分なため, あえて 10 枚以降を考慮する必要はないと考えられた.

これまでの結果から, 展葉数の増加率を気温から高い精度で推定できることがわかった. そこで, ‘デラウェア’の  $GA_3$  処理適期予測における提案法 (展葉数を EAT から推定する方法) と従来法 (展葉数は 0.36 枚/日で増加すると仮定する方法) の精度を比較した. その結果, 提案法の RMSE (枚) は従来法よりも低い値を示し (第 4.4 図), 提案法の予測日は従来法よりも実測日とよく一致した (第 4.5 図). 今後, 展葉数をメッシュ農業気象データが提供する気温予測値から推定することで, 従来法よりも高い精度で  $GA_3$  処理適期を予測することが可能となる.

結論として, ‘デラウェア’の展葉を高い精度で推定するための基準温度は  $7.5^{\circ}C$  であり, 開発した式の係数から, ‘デラウェア’の第 2 新梢の 10 枚目までは基準温度  $7.5^{\circ}C$  とした有効積算温度  $100^{\circ}C \cdot \text{日あたり}$  4.0 枚の葉を発達させることが示唆された. さらに, 提案法 (展葉数の増加率を EAT (基準温度  $7.5^{\circ}C$ ) から推定) の誤差は, 従来法 (1 日当たりの展葉速度を 0.36 枚/日と仮定) よりも低い値を示した. 提案法は ‘デラウェア’生産者の計画的な栽培管理に貢献することが期待できる. 温暖化に伴う気温の上昇は今後も予想されていることから (IPCC, 2021), ‘デラウェア’の展葉を精度よく推定するためには, 抑制効果を示す上限温度を明らかにするさらなる研究が必要である.

## 摘要

ブドウ‘デラウェア’の第2新梢（結果母枝の先端から2番目の新梢）の展葉数は、無核化を目的としたジベレリン（GA<sub>3</sub>）処理適期を決定するための指標となっている。本章では GA<sub>3</sub> 処理適期を気温から予測することを目指して、1987年から2019年にかけて大阪府内の圃場で取得した第2新梢の展葉数（枚）のデータを用いて、気温と‘デラウェア’の展葉数の関係を明らかにし、気温から展葉数の増加率を推定する手法を開発することを目的とした。まず、展葉数が1枚以上となった日を温度積算の起算日とした有効積算温度算出に当たっての基準温度を検討するために、基準温度を-2.5°Cから12.5°Cまで2.5°C刻みで設定し、展葉数と有効積算温度（°C・日）の一次回帰の決定係数（R<sup>2</sup>）と2つの二乗平均平方根誤差（展葉数のRMSE（枚）および展葉数の平均値が10枚に達した日付のRMSE（日））を指標にして最適な基準温度を推定した。展葉数と有効積算温度はどの基準温度でも一次回帰が可能であったが、基準温度7.5°CでR<sup>2</sup>が最も高く（0.996）、RMSEが最も低かった（0.35枚および1.47日）。これらの結果から、‘デラウェア’の展葉の推定に適した基準温度は7.5°Cであると判断した。次に、有効積算温度から展葉を推定する手法と、日当たりの展葉速度が一定（0.36枚/日）とした従来法を用いて、GA<sub>3</sub>処理適期の推定精度を比較した。有効積算温度から展葉数を推定する手法によるRMSEは、従来法のRMSEよりも低い値を示したことから、有効積算温度から展葉を推定する手法が従来法よりもGA<sub>3</sub>処理適期の予測に適していることが明らかとなった。本章の成果は、調査日時点の展葉数と気温予測値から‘デラウェア’へのGA<sub>3</sub>処理適期を高い精度で予測することに利用できる。また、開発した式の係数から、‘デラウェア’は第2新梢の10葉目までは基準温度7.5°Cとした有効積算温度100°C・日あたり4.0枚の葉を発達させることが示唆された。

## 第五章 気候変動シミュレーションデータに基づく大阪府のブドウ‘デラウェア’の発育変化の予測

第一章で示されたようにブドウ‘デラウェア’の発芽日、満開日は気温上昇に伴って早期化していた。今後も気温の上昇は続くと予想されるため（IPCC, 2021）、持続的なブドウ栽培のためには、将来予想されるブドウの発育の変化を定量的に予測し、その予測に基づいた気候変動適応策を策定することが喫緊の課題となっている。しかし、このような予測には発育と気温の関係に基づいたモデルが必要であるため、限られた品種でしか研究が行われておらず（Mosedale ら, 2016 ; Sugiura ら, 2019）、‘デラウェア’についての研究はない。

第二章で約 50 年間にわたって収集したデータを用いて、発芽および満開と気温との関係を統計的にモデル化した。‘デラウェア’の発芽日や満開日は、病害虫防除やジベレリン処理などの栽培管理のタイミングの指標となっている。ブドウ生産者は異なる作型や品種を組み合わせ、栽培管理作業が集中する発芽日、満開日をずらして労力を分散できるように工夫している。果樹栽培では、作型の変更や植え替えが草本性作物よりも難しいため、気候変動に適応した作型や品種の変更は 10 年以上前から検討する必要がある。そのため、将来の‘デラウェア’の発育の変化を予測することは、長期的な栽培管理計画を策定するために重要である。また、ブドウの自発休眠覚醒には一定の低温に遭遇する必要がある（Magoon・Dix, 1943）、低温の指標として 7.2°C 以下の低温に遭遇した時間が広く用いられている。ブドウの加温栽培において、暖秋や暖冬による低温不足で自発休眠が完了していない時期に加温を開始すると発芽不良が発生することが報告されている（広瀬ら, 2000 ; 長田・大江, 2010 ; 杉浦ら, 2009）。そのため、7.2°C 以下低温遭遇時間は、ブドウの加温栽培において加温開始のタイミングを決める重要な指標となっている。今後の秋冬季の気温上昇により 7.2°C 以下低温遭遇時間が減少することが予想されるものの、気温予測値を用いて 7.2°C 以下低温遭遇時間の将来の変化を予測した研究はほとんどない。

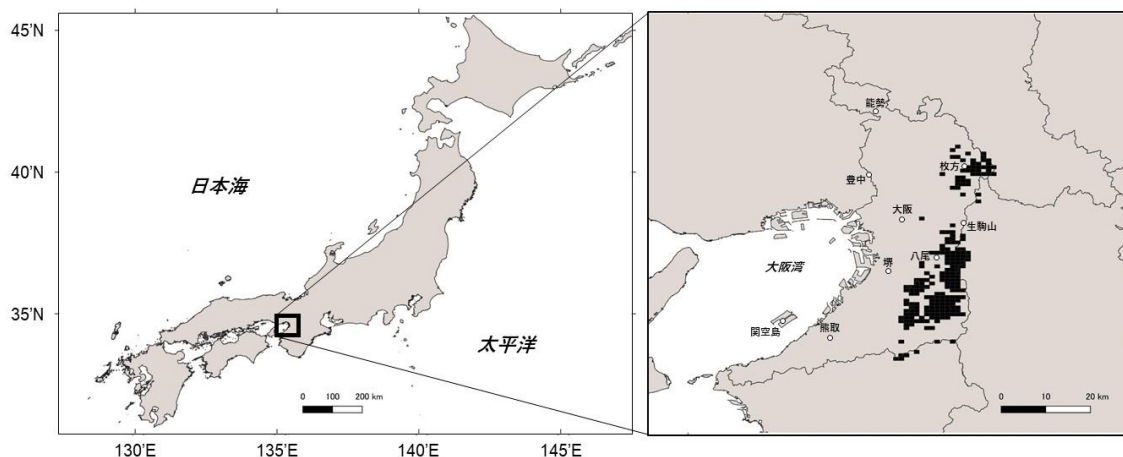
本章では気候変動シナリオの気温予測値を用いて、大阪のブドウ‘デラウェア

ア’の発育（自発休眠覚醒，発芽日，満開日）変化を予測した．さらに，気候変動の影響を可視化するために，‘デラウェア’の発育変化の地理的分布をマップ化した．これらの予測結果をもとに，大阪をモデル地域として，気候変動が将来の‘デラウェア’栽培に与える影響とその適応策について考察した．

## 材料および方法

### 調査対象地域

調査対象地域は，国土数値情報 土地利用細分メッシュデータ 2016（国土交通省 <<https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/index.html>>，2020年11月1日閲覧）から取得した．このデータの空間分解能は約1 km（それぞれのメッシュは経度方向45”×緯度方向30”）である．大阪の主要な‘デラウェア’産地である中部（守口市，枚方市，八尾市，寝屋川市，大東市，柏原市，門真市，東大阪市，四條畷市，交野市）と南河内（富田林市，河内長野市，松原市，羽曳野市，藤井寺市，大阪狭山市，太子町，河南町）の「その他農用地」（水田以外の農地；216メッシュ）を含むメッシュを選択した（第5.1図）．



第 5.1 図 日本と大阪府の位置図．

黒いメッシュ地点が調査対象地域（‘デラウェア’の主要産地において「その他農用地」を含むメッシュ）．白い丸はアメダス観測所を示す．

## 気象データ

各メッシュの気温実測値（日平均気温，日最高気温，日最低気温）は，（国研）農業・食品産業技術総合研究機構が運用するメッシュ農業気象データから取得した（大野ら，2016）．メッシュ農業気象データの空間分解能は約 1 km（経度方向 45" × 緯度方向 30"）で，これは気象庁アメダス観測地点気象データを空間補間した推定値である．各メッシュの気温予測値は，1981 年から 2100 年までの空間分解能 1 km の全球気候モデル（Global Climate Model，以下，GCM）から得られた気候変動シナリオをメッシュ農業気象データから取得した（西森ら，2019）．本章では，2 つの温室効果ガス排出シナリオ（RCP2.6；低位安定化シナリオ，RCP8.5；高位参照シナリオ）における 5 つの GCM（MIROC5，MRI-CGCM3，GFDL-CM3，CSIRO-Mk3-6-0，HadGEM2-ES）で算出した日平均気温，日最高気温，日最低気温を用いた．ただし，RCP8.5 の HadGEM2-ES では，2100 年の気温予測値が得られなかったため，2099 年までの気温予測値を用いた．

自発休眠覚醒（7.2°C 以下低温遭遇時間）のシミュレーションでは，1981 年 10 月から 2021 年 3 月までの気温実測値，2021 年 10 月から 2100 年 3 月までの気温予測値を用いた．発芽日および満開日のシミュレーションでは，1981 年から 2020 年の 2 月から 6 月までの気温実測値，2021 年から 2050 年までの気温予測値を用いた．

### 7.2°C 以下低温遭遇時間の推定

本章では，7.2°C 以下低温遭遇時間が 600 時間に達した日（DCH600）を調査した．これは，‘デラウェア’では 7.2°C 以下低温遭遇時間が 600 時間に達すると自発休眠から覚醒するという先行研究があるためである（広瀬ら，2000）．DCH600 は日最高気温（ $T_{max}$ ，°C）と日最低気温（ $T_{min}$ ，°C）から 1 日あたりの 7.2°C 以下低温遭遇時間を推定する清野ら（1981）の方法を用いて，次の式 1 によって算出した．

$$D_L = \frac{48}{\pi} \sin^{-1} \left[ \sqrt[3]{\frac{-q + \sqrt{p}}{2}} + \sqrt[3]{\frac{-q - \sqrt{p}}{2}} - \frac{1}{3} \right] \quad [1]$$

$$p = q^2 + 0.0439 \quad q = a - 0.2593 \quad a = -\frac{3L}{K}$$

$$L = T_s - T_{\min} \quad (T_{\min} \leq T_s < T_{\max}) \quad K = T_{\max} - T_{\min}$$

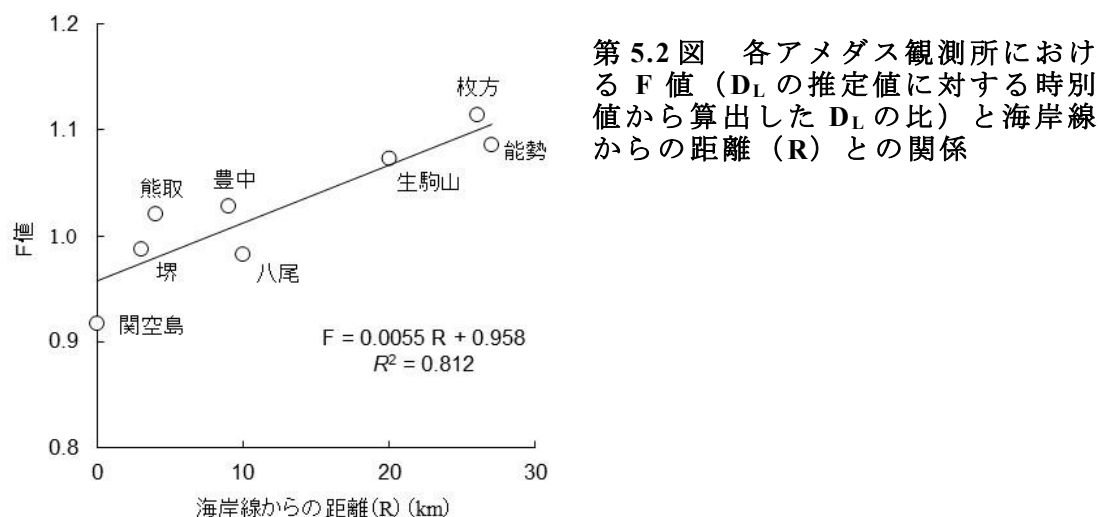
ここで、 $T_s$  (°C) は特定温度 (今回は 7.2°C)、 $D_L$  は 1 日あたりの 7.2°C 以下遭遇時間である。  $T_{\min} > 7.2^\circ\text{C}$  の場合、 $D_L$  は 0 時間、 $T_{\max} \leq 7.2^\circ\text{C}$  の場合、 $D_L$  は 24 時間とした。 9 月までは 7.2°C 以下となる日がほとんどなかったため、算出の起算日は 10 月 1 日とし、終了日は翌年の 3 月 31 日とした。 また、この推定法は海岸線までの距離に応じて補正する必要がある。 そこで、清野ら (1981) の方法に従って、大阪における  $D_L$  の推定値と海岸線からの距離との関係を調べた。 まず、2018 年/2019 年～2020 年/2021 年の 3 シーズンにわたって大阪府内の気象庁アメダス観測所 (第 5.1 図) から取得した気温時別値を用いて  $D_L$  を算出した。次に、気象庁アメダス観測所から日最高気温と日最低気温を取得し、式 1 を用いて  $D_L$  の推定値を算出した。  $D_L$  の推定値に対する時別値から算出した  $D_L$  の比 (F 値) と各気象庁アメダス観測所と海岸線までの距離との関係を解析し (第 5.2 図)、式 2 を得た。

$$F = 0.958 + 0.0055 \times R \quad [2]$$

ここで、 $R$  は海岸線からメッシュまでの距離 (km) である。式 2 に従って、海岸線から距離に応じて  $D_L$  を補正した。また、式 2 の適用性を、気象庁アメダス観測所の 7 シーズン (2011 年/2012 年～2017 年/2018 年) のデータで検証したところ、DCH600 の推定値は時別値から算出した DCH600 とよく一致した (第 5.1 表)。ただし、気象庁アメダス観測所のうち、大阪市の F 値は海岸線までの距離との間に一定した傾向がみられなかったため、回帰式から除外した。海岸線から各メッシュまでの距離は、Quantum Geographic Information System (QGIS) version.3.14.16 (QGIS Developer Team, <http://www.qgis.org/>) を用いて算出した。



各メッシュの  $D_L$  の推定値に F 値を乗じて補正した。  $D_L$  の推定値が F 値を乗じた際に 24 時間を超えた場合、  $D_L$  の推定値は 24 時間とした。 また、 期間内（10 月 1 日～翌年 3 月 31 日）に  $D_L$  の推定値の合計値が 600 時間に達しなかった場合は、「No reach」と記録した。「No reach」のデータは、DCH600 の算出から除外した。



第 5.1 表 2011 年/2012 年～2017 年/2018 年の各アメダス観測所における気温特別値から算出した DCH600 (7.2°C 以下低温遭遇時間が 600 時間に達した日) と推定 DCH600 の比較

アメダス観測所	緯度	経度	海岸線からの距離 (km)	F 値 <sup>z</sup>	特別値による DCH600 の平均値 <sup>y</sup>	特別値による DCH600 の標準偏差 <sup>x</sup>	RMSE <sup>w</sup> (日)
能勢	34°56' N	135°27' E	27	1.086	12月22日	7.1	0.5
豊中	34°47' N	135°26' E	9	1.028	1月7日	8.5	2.3
枚方	34°48' N	135°40' E	26	1.114	1月6日	8.6	1.2
大阪	34°40' N	135°31' E	7	0.890	1月16日	10.7	-
生駒山	34°40' N	135°40' E	20	1.073	12月18日	6.4	1.6
八尾	34°35' N	135°36' E	10	0.982	1月10日	8.9	1.5
堺	34°33' N	135°29' E	3	0.987	1月14日	10.4	2.6
熊取	34°23' N	135°21' E	4	1.020	1月9日	8.8	2.9
関空島	34°26' N	135°13' E	0	0.917	1月27日	13.8	3.4

<sup>z</sup> F 値は 3 シーズン (2018 年/2019 年-2020 年/2021 年) のデータから算出した推定  $D_L$  に対する一時間単位の  $D_L$

<sup>y</sup> 特別値による  $D_L$  から算出した DCH600 の 7 シーズン (2011 年/2012 年-2017 年/2018 年) の平均値。

<sup>x</sup> 特別値による  $D_L$  から算出した DCH600 の 7 シーズン (2011 年/2012 年-2017 年/2018 年) の標準偏差。

<sup>w</sup> 7 シーズン (2011 年/2012 年-2017 年/2018 年) のデータから算出した一時間単位の  $D_L$  から算出した DCH600 と推定 DCH600 の二乗平均平方根誤差 (RMSE)。推定 DCH600 は 3 シーズン (2018 年/2019 年-2020 年/2021 年) のデータから開発した式を使って推定した。

## 発芽日および満開日予測モデル

第二章で用いた発芽日および満開日データから予測モデルを作成した。予測モデルには、堀江・中川（1990）による Developmental Index (DVI) モデルを用いた。DVI は日々の発育速度 (DVR) の合計から算出される。

$$DVI_n = \sum_{i=1}^n DVR_i$$

ここで、 $DVI_n$  は  $n$  日目の DVI、 $DVR_i$  は起算日から  $i$  日目の DVR である。発芽日予測では、起算日である 2 月 21 日の DVI を 0 とし、DVI が最初に 1 を超えた日を発芽日とした。なお、発芽日予測の起算日は 1 月 1 日から 3 月 13 日までの間で 5 日～10 日ごとに変えて設定し、RMSE が最小となる日を起算日（2 月 21 日）とした。満開日予測では、起算日である発芽日翌日の DVI を 0 とし、DVI が最初に 1 を超えた日を満開日とした。日々の DVR は、第二章で開発した日平均気温によって決定される次の関数から算出した。

$$\text{発芽日 : } DVR = \frac{1}{G_1} \times \frac{1}{1 + \exp\{-A_1(T_{\text{mean}} - T_{h1})\}}$$

$$\text{満開日 : } DVR = \frac{1}{TU} (T_{\text{mean}} - T_b)$$

ここで、 $T_{\text{mean}}$  は日平均気温 (°C)、 $G_1$ 、 $A$ 、 $T_{h1}$ 、 $TU$ 、 $T_b$  はパラメータである（第 5.2 表）。なお、自発休眠覚醒の予測結果から、気候変動シナリオ次第では将来的には 2050 年以降で低温不足が生じると考えられる。発芽日予測モデルではこの低温不足を考慮していないため、このような状況下では使用できない。そこで、発芽日、満開日のシミュレーションでは、発芽日予測モデルの起算日である 2 月 21 日までに自発休眠が覚醒すると予測される 2050 年までをシミュレーションの対象とした。

第 5.2 表 発芽日および満開日の発育予測モデルのパラメータ

発育ステージ	起算日	パラメータ					RMSE <sup>z</sup> (日)
		A <sub>1</sub> (°C <sup>-1</sup> )	T <sub>hi</sub> (°C)	G <sub>1</sub> (日)	TU (°C・日)	T <sub>b</sub> (°C)	
発芽	2月21日	0.1	53.5	0.5	-	-	2.4
満開	発芽日翌日	-	-	-	414.9	7.4	2.1

<sup>z</sup> 1963年から2001年のデータから算出された実測日と予測日のRMSE.

#### 大阪府における‘デラウェア’の発育変化の地理的分布シミュレーション

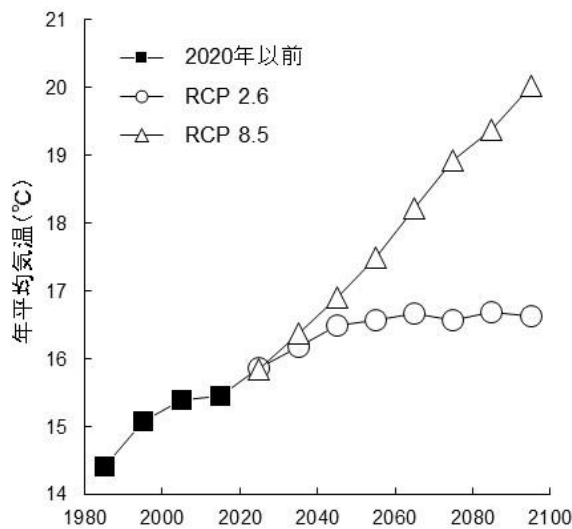
1981年/1982年～1990年/1991年, 2011年/2012年～2020年/2021年, 2041年/2042年～2050年/2051年のDCH600を各GCMから全グリッドセルでシミュレーションし, 得られた5つの値を各年範囲で平均し, QGISでマッピングした.

1981年～1990年, 2011年～2020年, 2041年～2050年の発芽日と満開日を各GCMから全グリッドセルでシミュレーションし, 得られた5つの値を各年範囲で平均し, QGISでマッピングした.

### 結果および考察

#### 気象データ

調査対象地域における1981年～1990年から2091年～2100年の10年単位の年平均気温を第5.3図に示す. 年平均気温は徐々に上昇し, 2041年～2050年の年平均気温は1981年～1990年に比べて, RCP2.6およびRCP8.5で, それぞれ2.4°Cおよび2.8°C高い値を示した. GCM間の標準偏差はそれぞれ0.76°Cおよび0.68°Cであった. 温室効果ガス排出シナリオによる差は2050年頃から大きくなり, 2091年～2100年の年平均気温は1981年～1990年に比べて, RCP2.6およびRCP8.5で, それぞれ2.2°Cおよび5.6°C高い値を示した. GCM間の標準偏差はそれぞれ0.56°Cおよび1.05°Cであった. これは日本を対象とした他の研究と同程度の気温上昇であった (Ishigookaら, 2017; Sugiuraら, 2019).



**第 5.3 図 216 メッシュ（‘デラウェア’主要産地の「その他農用地」を含むメッシュ）の 10 年単位の平均気温**

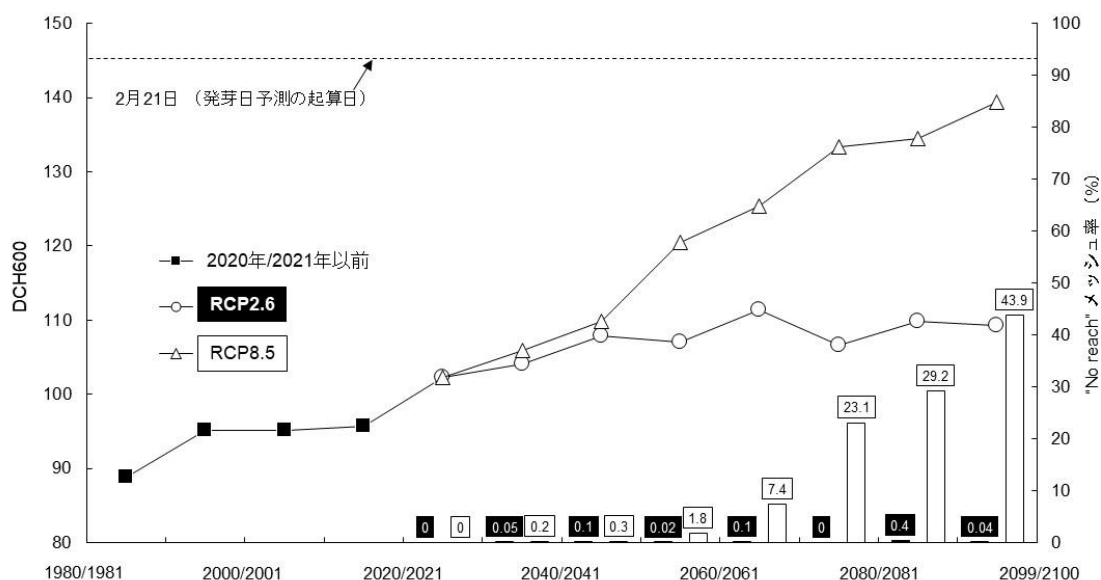
1981 年～2020 年は気温実測値，2021 年～2100 年は気温予測値を用いている．気温予測値は 5 つの全球気候モデル（GCM）で平均した値を温室効果ガス排出シナリオ（RCP）毎に示している．

### DCH600 の推定

調査対象地域における DCH600 の変化を第 5.4 図に示す．DCH600 は徐々に遅くなり，2041 年/2042 年～2050 年/2051 年における DCH600 の 10 年単位の平均値は 1981 年/1982 年～1990 年/1991 年に比べて，RCP2.6 および RCP8.5 で，それぞれ 19 日および 21 日遅延した．GCM 間の標準偏差はそれぞれ 7.2 日および 6.7 日であった．温室効果ガス排出シナリオによる差は 2050 年/2051 年頃から大きくなり，2091 年/2092 年～2099 年/2100 年の DCH600 の平均値は 1981 年/1982 年～1990 年/1991 年に比べて，RCP2.6 および RCP8.5 で，それぞれ 21 日および 48 日遅延した．GCM 間の標準偏差はそれぞれ 6.7 日および 7.9 日であった．RCP2.6 では，DCH600 は 2051/2052 年以降は約 105（1月中旬）で安定した．一方，RCP8.5 では，DCH600 の遅延が続き，2091 年/2092 年～2099 年/2100 年には約 135（2月中旬）となった．この場合，現在の大阪の加温開始時期（1月中旬～1月下旬）では，自発休眠覚醒が不十分となり，発芽不良が発生する可能性がある．したがって，加温開始時期を遅らせる必要があり，加温による発育・収穫時期の早期化のメリットが少なくなる．

計算期間内（10月1日～翌年3月31日）に，7.2°C 以下低温遭遇時間が 600 h に達しなかったメッシュの比率を第 5.4 図に示す．温室効果ガス排出シナリオによる差は 2061 年/2062 年以降に大きくなり，2061 年/2062 年～2070 年/2071

年の平均値は、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 0.2(0.1%) および 16.0(7.4%) であった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 0.3 および 19.9 であった。2091 年/2092 年～2099 年/2100 年の平均値は、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 0.1(0.04%) および 95.4 (43.9%) であった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 0.1 および 70.1 であった。GCM 間の差は大きいものの、RCP8.5 では 2061/2062 年以降に 7.2℃ 以下低温遭遇時間が 600 時間に達しないメッシュが多く発生することがわかった。このことから、無加温や露地の作型においても、低温不足による発芽不良のリスクがあることが示唆された。



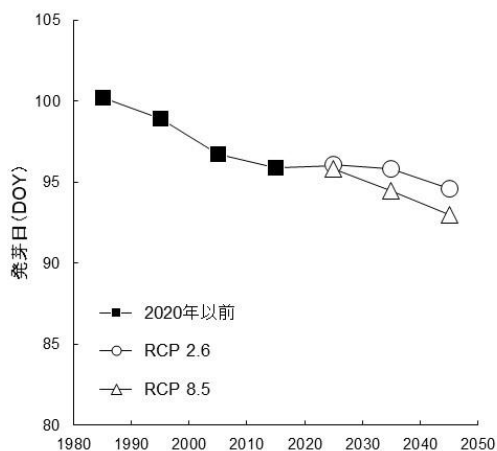
**第 5.4 図 216 メッシュ（‘デラウェア’主要産地の「その他農用地」を含むメッシュ）の 10 年単位の DCH600 および「No reach」メッシュの比率**  
DCH600 は 10 月 1 日からの日数で示している。1981 年/1982 年～2020 年/2021 年は気温実測値，2021 年/2022 年～2099 年/2100 年は気温予測値により算出した。気温予測値を用いた推定値は 5 つの全球気候モデル（GCM）で平均した値を温室効果ガス排出シナリオ（RCP）毎に示している。2091 年/2092 年-2099 年/2100 年は 9 シーズンの平均値。「No reach」となったデータは DCH600 の算出からは除外した。

#### 発芽日および満開日の推定

調査対象地域における発芽日の変化を第 5.5 図に示す。発芽日は徐々に早くなり、2021 年～2030 年における発芽日の 10 年単位の平均値は 1981 年～1990

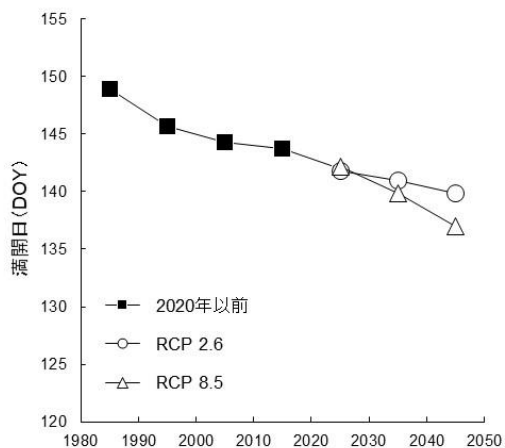
年に比べて、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 4 日および 4 日早くなった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 1.0 日および 2.5 日であった。2041 年～2050 年の発芽日の平均値は 1981 年～1990 年に比べて、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 6 日および 7 日早くなった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 3.0 日および 1.8 日であった。調査対象地域における満開日の変化を第 5.6 図に示す。満開日は徐々に早くなり、2021 年～2030 年における満開日の 10 年単位の平均値は 1981 年～1990 年に比べて、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 7 日および 7 日早くなった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 2.6 日および 2.8 日であった。2041 年～2050 年の満開日の平均値は 1981 年～1990 年に比べて、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 9 日および 12 日早くなった。GCM 間の標準偏差はそれぞれ 3.0 日および 3.3 日であった。

第二章で示したように、ブドウの発芽日および満開日の早晩は気象要素の中で主に気温の影響をうける。‘デラウェア’の発芽日、満開日は 2050 年までの



第 5.5 図 216 メッシュ（‘デラウェア’主要産地の「その他農用地」を含むメッシュ）の 10 年単位の発芽日

DOY は 1 月 1 日からの日数を示す。1981 年～2020 年は気温実測値、2021 年～2100 年は気温予測値を用いている。気温予測値を用いた推定値は 5 つの全球気候モデル (GCM) で平均した値を温室効果ガス排出シナリオ (RCP) 毎に示している。



第 5.6 図 216 メッシュ（‘デラウェア’主要産地の「その他農用地」を含むメッシュ）の 10 年単位の満開日

DOY は 1 月 1 日からの日数を示す。1981 年～2020 年は気温実測値、2021 年～2100 年は気温予測値を用いている。気温予測値を用いた推定値は 5 つの全球気候モデル (GCM) で平均した値を温室効果ガス排出シナリオ (RCP) 毎に示している。

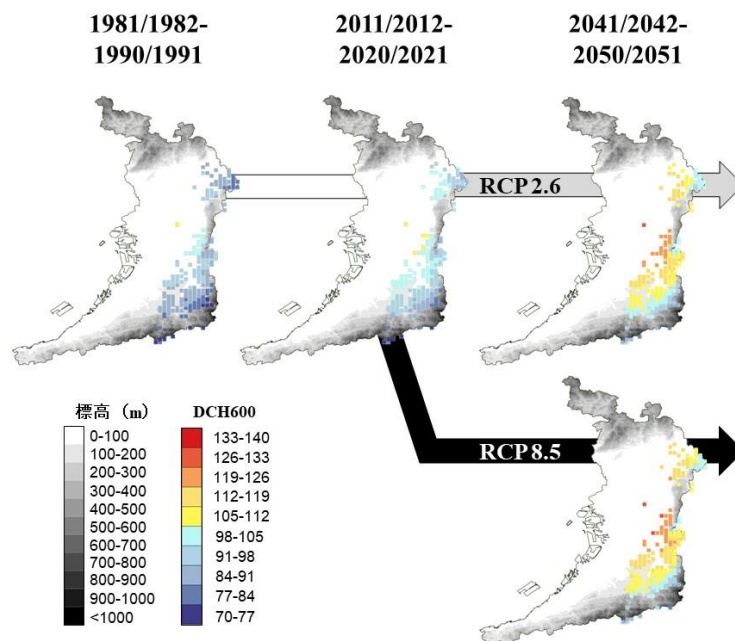
気温上昇に伴って早期化すると予測された。これは‘巨峰’の満開日の予測と一致した (Sugiura ら, 2019)。大阪の‘デラウェア’生産者は、過去の経験に基づく栽培管理が困難になるため、発芽日と満開日の早期化を懸念している。本章の結果はこれらの早期化が 2050 年までさらに継続することを示唆している。また、露地栽培の発芽日、満開日が早まり、DCH600 (加温栽培における加温開始時期) が遅くなると作型間で繁忙期を分散することが難しくなることが懸念される。しかし、本章で 2050 年までに予測された発芽日および満開日の早期化や DCH600 の遅延の程度であれば、少なくとも 2050 年まではそのような問題が深刻化する可能性は低いと考えられる。

#### ‘デラウェア’の発育変化の地理的分布

調査対象地域における DCH600 の地理的分布を第 5.7 図に示す。1981 年/1982 年～1990 年/1991 年において、大阪の主要な‘デラウェア’産地では 84～91 (10 月 1 日からの日数) のメッシュの割合が 47.7% (103 メッシュ) で最も高かった。しかし、2041 年/2042 年～2050 年/2051 年では、RCP2.6 における 105～112 および 112～119 の割合はそれぞれ 35.6% (77 メッシュ), 27.8% (60 メッシュ) であった。RCP8.5 における 105～112 および 112～119 の割合はそれぞれ 31.9% (69 メッシュ), 33.3% (72 メッシュ) であった。調査対象地域における‘デラウェア’の発芽日の地理的分布を第 5.8 図に示す。1981 年～1990 年において、97～100 DOY のメッシュの割合が 61.1% (132 メッシュ) で最も高かった。しかし、2041 年～2050 年において、RCP2.6 では 91～94 DOY のメッシュの割合が 52.8% (114 メッシュ), RCP8.5 では 64.4% (139 メッシュ) で最も高かった。調査対象地域における‘デラウェア’の満開日の地理的分布を第 5.9 図に示す。1981 年～1990 年では、146～150 DOY のメッシュの割合が 53.7% (116 メッシュ) で最も高かった。しかし、2041 年～2050 年において、RCP2.6 では 138～142 DOY のメッシュの割合が 49.0% (106 メッシュ), RCP8.5 では 134～138 DOY のメッシュの割合が 58.3% (126 メッシュ) で最も高かった。

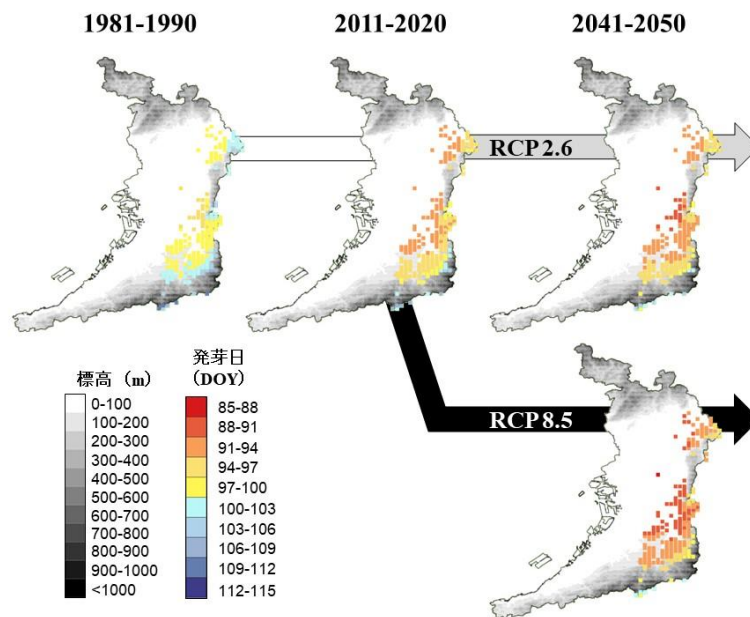
大阪府は大阪湾と 3 つの山系 (北摂・金剛生駒・和泉葛城) に囲まれ、1 年

を通じて温暖で降水量が少ない瀬戸内海式気候区に属しており、ブドウ栽培に適している。大阪府の気温分布は、平野部で高く、山間部に近いほど気温が低くなるという特徴がある。この気温分布の特徴と‘デラウェア’の発育の分布はほぼ一致しており、DCH600は平野部で遅く、山間部に近づくほど早くなる傾向がみられた。同様に、発芽日および満開日は平野部で早く、山間部に近づくほど遅かった。RCP2.6とRCP8.5を比較すると、両者ではほぼ同様の傾向がみられたものの、2040年代のRCP8.5では、平野部を中心としてDCH600の遅れや発芽日、満開日の早期化がRCP2.6よりも広範囲で認められた。このように、地域や温室効果ガス排出シナリオによって適応策を採用するタイミングが異なることが示された。

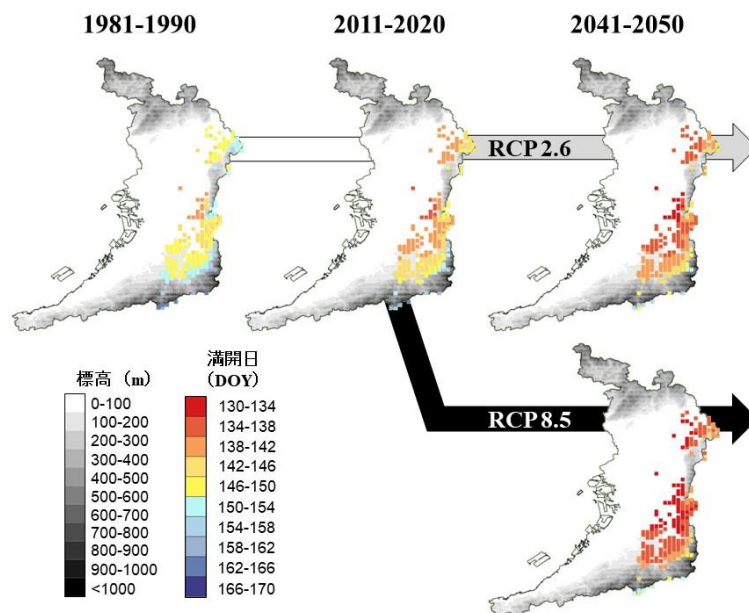


第 5.7 図 ‘デラウェア’ 主要産地における DCH600 の地理的分布  
DCH600 は 10 月 1 日からの日数で示している。





第 5.8 図 ‘デラウェア’ 主要産地における発芽日の地理的分布  
発芽日は DOY (1 月 1 日からの日数) で示している。



第 5.9 図 ‘デラウェア’ 主要産地における満開日の地理的分布  
満開日は DOY (1 月 1 日からの日数) で示している。

## 温暖化適応策

今後、大阪の現在の加温開始時期（1月中旬～1月下旬）では、自発休眠覚醒の遅れによる発芽不良が予想される。このような自発休眠覚醒の遅れに対応するためには、気温観測により自発休眠覚醒を確認してから加温を開始する必要がある。メッシュ農業気象データにより大阪府の‘デラウェア’の自発休眠覚醒時期（DCH600）を可視化でき、生産者の加温開始時期の決定に役立てることができる。また、メッシュ農業気象データは気象庁による数値予報に基づき、利用日から最大26日先までの気温予測値を提供している（大野ら，2016）。この気温予測値を用いることで、自発休眠覚醒の時期を事前に把握することができる。次に、低温不足への適応策として、シアナミド剤（黒井，1985）や高温処理（梶野ら，2016）などがある。シアナミド剤は、日本の加温栽培で自発休眠覚醒の促進や発芽不良の防止に広く用いられている。高温処理（ハウス内気温を35°C～40°Cに保つ）は島根県で普及が進んでおり、シアナミド剤との併用が可能である。今後の加温栽培では、これらの処理を自発休眠覚醒に効率よく利用することが求められる。また、これらの処理は、無加温栽培や露地栽培で低温不足が生じる場合にも有効と考えられる。さらに、‘デラウェア’の低温不足に備えて、モモで進められている低低温要求性‘オキナワ’台木（松本ら，2019）の検討のように、低低温要求性ブドウ品種の選抜や育種が必要と考えられる。

発芽日と満開日の年次変動に対応するため、我々は第二章で日平均気温により発芽日、満開日を予測するモデルを開発した。これらのモデルにより、当年の発芽日や満開日を予測することができ、年次変動に応じた栽培方法の管理が可能となる。また、メッシュ農業気象データによる気温予測値を用いることで、高い精度で発芽日や満開日を予測することができる。今後の研究では、露地栽培だけでなく、休眠期から加温が開始される加温栽培や無加温栽培でも利用できるモデル、すなわち、休眠期の温度反応性を考慮したモデルの開発が必要である。

本章の結果から、近未来（～2050年）までは、気候変動が‘デラウェア’の

発育に影響を与えるものの、2011年～2020年（現在）を基準とした場合、自発休眠覚醒の遅延は12日～14日程度、発芽日および満開日の早期化はそれぞれ1日～3日程度および4日～7日程度であることがわかった。この程度の発育の変化であれば、発育予測モデルと気温予測値を用いた発育予測や、既存の休眠打破処理の徹底により対応可能と考えられる。このような栽培管理の高度化により、大阪の‘デラウェア’栽培は近未来まで維持できると予想される。さらに、RCP2.6では2050年以降の気温は安定化しており、‘デラウェア’の発育への影響も2050年前後と同程度であると考えられる。したがって、2050年以降も同様の適応策で‘デラウェア’栽培を維持できると考えられる。このことから、大阪における‘デラウェア’栽培は、温室効果ガス排出量を削減することで維持できる可能性があることが示唆された。一方、RCP8.5では2050年以降、DCH600の大幅な遅れや低温不足が予測されたため、作型の変更や他の果樹への転換が必要である可能性が示唆された。このような将来（2050年～2100年）の予測には大きな不確実性が含まれるため、幅広い影響評価結果に対応できるよう適応策を準備することが重要である。

日本では2018年に気候変動適応法が施行され、都道府県や市町村に地域気候変動適応計画の策定が義務付けられている。上記の適応策を期間、地域、温室効果ガス排出シナリオ毎に整理することで、将来の気候変動が‘デラウェア’栽培に及ぼす影響に備えることができる。今後の研究では、温暖化の影響が予想される虫害への影響評価も併せて行う必要があるだろう。

## 摘要

大阪府の‘デラウェア’栽培の温暖化適応策を検討するため、気候変動によって引き起こされるブドウ‘デラウェア’の発育（自発休眠覚醒、発芽、満開）の変化を予測した。気温に基づいたモデルを用いて、自発休眠覚醒日（7.2℃以下低温遭遇時間が600時間に達した日、以下、DCH600）、発芽日、および満開日を推定した。これらのモデルに、2つの温室効果ガス排出シナリオ（RCP2.6；

低位安定化シナリオ、RCP8.5; 高位参照シナリオ) の 2100 年までの気温予測値 (空間分解能 1 km) を適用した。DCH600 は、1981 年/1982 年～1990 年/1991 年に比べて、RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 19 日および 21 日、2091 年/2092 年～2099 年/2100 年では RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 21 日および 48 日遅延すると予測された。一方、2041 年～2050 年の発芽日は、1981 年～1990 年に比べて RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 6 日および 7 日早まると予測された。2041 年～2050 年の満開日は、1981 年～1990 年に比べて RCP2.6 および RCP8.5 で、それぞれ 9 日および 12 日早まると予測された。これらの予測結果から、栽培管理の高度化により 2050 年までは大阪の‘デラウェア’栽培を維持できると考えられる。しかし、RCP8.5 では 2050 年以降に DCH600 の大幅な遅延や低温不足が予測されるため、作型の変更や他の果樹への転換が必要になる可能性が示唆された。

## 総括

近年の温暖化は大阪府特産のブドウ‘デラウェア’の栽培に大きな影響を及ぼしており、特に発芽、開花などの発育の早期化は、多くの生産者から指摘されているものの、客観性の高い科学的根拠が不足している。‘デラウェア’の発育は病虫害防除やジベレリン処理などの栽培管理の指標となっているため、それらの変動により従来の暦日を指標とした方法では適切な栽培管理が難しくなっている。そのため、発育と気温の関係を定量的に解析し、発育を予測する技術開発の重要性が増している。さらに、温暖化は今後も継続することが予想されており、大阪府の‘デラウェア’栽培を維持していくためには、将来の温暖化が‘デラウェア’の発育に及ぼす影響を評価し、その結果に基づいた温暖化適応策を策定することが喫緊の課題となっている。

(地独)大阪府立環境農林水産総合研究所(以下、研究所)では、露地栽培‘デラウェア’の発育データを1963年から現在に至るまで長期間に渡って蓄積してきた。本研究は、これらの長期観測データを活用して‘デラウェア’の発育へのこれまでの温暖化の影響の把握、気温と発育の関係解析による発育予測モデルの開発、および今後の温暖化の影響評価に基づいた‘デラウェア’栽培の温暖化適応策の検討を行ったものである。

第一章では、研究所圃場がある大阪府羽曳野市においても1963年から2010年の間に気温の上昇傾向(第1.1図, 第1.1表)が認められ、それに呼応するように‘デラウェア’の発芽日、満開日が早期化していることを明らかにした(第1.2図)。この結果から、‘デラウェア’においても他の落葉果樹(藤沢・小林, 2007; 長谷川・尾形, 2007)と同様に温暖化の影響を受けて発育が早期化していることを確認できた。また、本研究の調査期間は48年間と先行研究に比べて非常に長く、気象庁のサクラ、ウメ、イチョウなどの生物季節観測とも遜色のない植物季節的にも重要な知見といえる。このような温暖化による発育の変動は生産者の過去の経験に基づく栽培管理を困難にしている。そこで、第二章では気温と発育の関係に着目し、日平均気温を説明変数とした発芽日、満開日予

測モデルを統計的手法により作成した。発芽日予測モデルの RMSE は 2.4 日、満開日予測モデルの RMSE は 2.1 日の実用的な精度で予測可能なモデルを得た（第 2.2 表）。研究所では、これらのモデルとメッシュ農業気象データの気温予測値を組み合わせた発育予測の情報提供を開始しており、大阪府内の生産者の計画的な栽培管理に役立てられている。なお、本研究の発芽日予測モデルの起算日は RMSE が最小となる暦日としており、自発休眠覚醒などの発育を考慮したものではない。自発休眠覚醒を考慮したモデルであれば、露地以外の作型や他の地域での利用も可能になると考えられる。自発休眠覚醒モデルはニホンナシやモモで作成されており（杉浦・本條, 1997; 杉浦ら, 2010）、今後、ブドウでも同モデルの作成を行う必要がある。

第三章では新梢の展葉数による‘デラウェア’の1回目ジベレリン処理適期判定法の妥当性の確認と簡易なサンプリング法を検討した。本手法は‘デラウェア’栽培で広く普及しているものの、経験的なものであったため、データに基づいた合理的な根拠が示されていなかった。本研究では、10年分の果実品質調査結果から本手法の妥当性を確認後（第 3.3 表）、実用的な精度を得るために必要な新梢の位置や本数を 30 年分のデータから定量的に明らかにした（第 3.5 表, 第 3.6 表）。これらの結果から、簡易かつ実用的な精度を得るために必要な手法を具体的に示すことができたため、栽培経験の浅い新規就農者にも本手法が活用されることが期待される。第四章では1回目ジベレリン処理適期を気温から予測することを目指して、‘デラウェア’の第2新梢の展葉数を日平均気温から推定する方法を開発した。30年分の展葉数データを解析した結果、‘デラウェア’の展葉数は有効積算温度と一次回帰が可能で、第2新梢の10葉目までは基準温度 7.5°C とした有効積算温度 100°C・日あたり 4.0 枚の葉を発達させることが示唆された。このモデルの RMSE はわずか 1.47 日で、実用に十分な精度が得られた（第 4.5 図）。ブドウの発育には気温以外の気象要素の影響も考えられるものの、第一章、第二章、第四章の結果から、‘デラウェア’の発芽、展葉および満開までの早晩は気温に強く依存しており、それぞれの発育ステージの温度反応性に応じて作成した発育予測モデルの有効性を確認できた。なお、

第二章，第四章で作成した発育予測モデルは，実際の発育データと気温から統計処理によってパラメータを決める統計的手法で作成したモデルであり，生理学的な知見と矛盾しないように検討することが重要である．また，データの範囲を超える極端な気象条件下では外挿的な予測となるため，場合によって環境調節を伴う再現実験が必要になる．

最後に第五章では，気候変動シナリオデータを用いて大阪府の‘デラウェア’の発育の将来変動を予測し，その結果に基づいた温暖化適応策を検討した．‘デラウェア’の自発休眠覚醒期（7.2°C以下遭遇時間が600時間に達した日），発芽日および満開日（第二章の発育予測モデルを利用）の変動を予測した結果，2050年までに予測された自発休眠覚醒期の遅延，発芽日および満開日の早期化の程度（第5.4図，第5.5図，第5.6図）であれば，栽培管理の高度化（休眠打破処理の徹底，発育予測モデルの活用など）で対応可能と考えられた．一方，2050年以降は温室効果ガス排出シナリオ間の差が大きく，高位参照シナリオであるRCP8.5では，自発休眠覚醒期の大幅な遅延や低温不足が予測されたため，作型の変更や他の果樹への植え替えなどの現在の‘デラウェア’栽培から大きな転換が必要になる可能性が示唆された．このような将来（2050年～2100年）の予測には大きな不確実性が含まれているため，幅広い評価結果に対応できる適応策を準備することが重要である．これらの成果は，将来の温暖化の‘デラウェア’栽培への影響を懸念する生産者の中長期的な意思決定を支援するだけでなく，府内ブドウ産地の自治体の「地域気候変動適応計画」の検討・策定にも貢献するものである．なお，2021年に公表された気候変動に関する政府間パネル第6次評価報告書では，共通社会経済経路（SSP）と代表的濃度経路（RCP）が組み合わせられた新たな5つのシナリオが使用されている（IPCC，2021）．このうち，本研究で用いたRCP2.6より温室効果ガス排出量が少ない社会を想定したSSP1-1.9シナリオにおいても，今世紀半ばまでにRCP2.6と同程度の1.5°Cの気温上昇（1850年～1900年の世界平均気温に対する変化）が生じることが報告されており（IPCC，2021），気温上昇の影響が本研究で予測した年代よりも前倒しとなる可能性も考えられる．そのため，最新の気候変動シナリオに基づい

て‘デラウェア’栽培への影響評価をアップデートしていくことが重要である。また、発芽日および満開日予測では低温不足を考慮して 2050 年までしか予測できなかったものの、自発休眠覚醒と発芽、満開が連動するモデルであれば 2100 年まで予測可能と考えられる。自発休眠覚醒のモデル化とその基礎となる休眠生理の研究はブドウの発育予測の今後の重要な課題になると思われる。

以上のように本研究は、ブドウ‘デラウェア’の発育への温暖化の影響を長期観測データから明らかにし、日々の気温から‘デラウェア’の発育を実用的な精度で予測可能なモデルを開発した。さらに、気候変動シナリオを用いて将来の温暖化が‘デラウェア’栽培に及ぼす影響を予測し、年代別の温室効果ガス排出シナリオにおける温暖化適応策を示したものであり、農業気象学、果樹園芸学ならびにブドウ栽培の実際面に寄与するものといえる。また、本研究は研究所の先人が取得した長期観測データがなければ実施できなかったため、このような長年の精緻な発育データ蓄積の重要性を改めて示すことができた。今後、‘デラウェア’の自発休眠覚醒のモデル化に至れば、自発休眠期、他発休眠期、発芽、および満開が連動したモデルの作成が可能となり、露地以外の作型でも利用可能なモデルとなるだけでなく、環境制御技術と組み合わせた‘デラウェア’の施設栽培における新たな管理技術への発展なども期待できる。



## 引用文献

- 青野靖之. 1993. 温度変換日数法によるソメイヨシノの開花に関する気候学的研究. 大阪府大紀要 (農学・生命科学). 45: 155-192.
- Boone, M., F. Whisler and R. Rickman. 1990. Leaf appearance rates of two winter wheat cultivars under high carbon dioxide conditions. *Agron. J.* 82: 718-724.
- Buttrose, M. S. 1969. Vegetative growth of grapevine varieties under controlled temperature and light intensity. *Vitis* 8: 280-285.
- 地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所. 2020. 露地デラウェアのジベレリン処理適期情報. <[http://www.kannousuiken-osaka.or.jp/nourin/gijutsu/techinfo\\_delaware/index.html](http://www.kannousuiken-osaka.or.jp/nourin/gijutsu/techinfo_delaware/index.html)>. Accessed: 1 December 2021.
- Chuine, I., K. Kramer and H. Hänninen. 2003. Plant development models. p. 217-235. In: M.D. Schwartz (eds.). *Phenology: An integrative environmental science*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- 段 正幸. 1996. ジベレリン処理による無核果形成技術. p. 388-395. 堀内昭作編著. 日本ブドウ学. 養賢堂. 東京.
- 段 正幸・奥田義二・西尾隆吉. 1974. ブドウ・デラウェアに対するジベレリン処理効果の安定に関する研究 [2] 降雨および乾燥によるジベレリン効果の減退防止に対するアトロックス BI の効果について. 大阪農技セ研報. 11: 101-109.
- De Wit, C. T., R. Brouwer and F. W. T. Penning de Vries. 1970. The simulation of photosynthetic systems. p. 219-235. In: I. Setlik (ed.). *Prediction and measurement of photosynthetic productivity*. Proceedings international biological program/plant production technical meeting Trebon. Pudoc, Wageningen.
- Dwyer, L.M. and D.W. Stewart. 1986. Leaf area development in field-grown maize. *Agron. J.* 78: 334-343.
- 藤丸 治. 2004. 熊本県における加温ハウスナシの「眠り症」. p. 62-65. (独)

- 農業・生物系特定産業技術研究機構果樹研究所編．平成 15 年度果樹農業生産構造に関する調査報告書．中央果実基金調査資料．No. 189.
- 藤本征司．2007．広葉樹 29 種の 10 年間の開芽フェノロジー観測に基づく開芽日予測法の検討．日林誌．89: 253–261.
- 藤沢菜莉子・小林和彦．2007．日本におけるリンゴの発育早期化にみられる温暖化の影響．農業気象．63: 185–191.
- 福田文夫．2015．整枝・せん定．p. 190．米森敬三編著．果樹園芸学．朝倉書店．東京．
- 長谷川耕二郎・尾形凡生．2007．高知における最近 20 年のカキの萌芽，開花および満開期と気温との関係．植物環境工学．19: 175–181.
- 広瀬正純・加来靖英・藤田義明・渡辺久能・安野智江・小関洋介・中尾茂夫．2000．ブドウ,モモ,ナシの自発休眠完了に必要な低温要求量と休眠打破技術．大分県農業技術センター研究報告．30: 1–13.
- 本條 均・島田裕一・金原啓一・鈴木信男・福井 糧・杉浦俊彦．2002．冬季の温暖化が落葉果樹栽培に及ぼす影響．(2) ニホンナシ‘幸水’開花日の年次変動．園学雑．71 (別 2) : 288.
- 堀内昭作・中川昌一・加藤彰宏．1981．ブドウの芽の休眠の一般的特徴．園学雑．50: 176–184.
- 堀江 武・中川博視．1990．イネの発育過程のモデル化と予測に関する研究．第 1 報．モデルの基本構造とパラメータ推定法および出穂予測への適用．日作紀．59:687–695.
- Inman-Bamber, N. G. 1994. Temperature and seasonal effects on canopy development and light interception of sugarcane. *Field Crops Res.* 36: 41–51.
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). 2021. Summary for policymakers. p. 1–32. In: V. Masson-Delmotte, P. Zhai, A. Pirani, S.L. Connors, C. Péan, S. Berger, N. Caud, Y. Chen, L. Goldfarb, M.I. Gomis, M. Huang, K. Leitzell, E. Lonnoy, J.B.R. Matthews, T.K. Maycock, T. Waterfield, O. Yelekçi, R. Yu and B. Zhou (eds.). *Climate change 2021: The physical science basis. Contribution*

of working group I to the sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY.

Ishigooka, Y., S. Fukui, T. Hasegawa, T. Kuwagata, M. Nishimori and M. Kondo. 2017. Large-scale evaluation of the effects of adaptation to climate change by shifting transplanting date on rice production and quality in Japan. *Journal of Agricultural Meteorology*. 73: 156–173.

伊藤 寿・市ノ木山浩道. 2005. ニホンナシ‘幸水’の生育相および果実品質の年次変動と気象要因との関係. *園学研*. 74: 329–333.

伊藤 寿・西川 豊・前川哲男・輪田健二. 2006. ハウス栽培されたカキ‘前川次郎’の生育および果実品質に及ぼす暖房温度の影響. *園学研*. 75: 337–343.

Kanno, T., S. Morita, H. Sasaki, Y. Akamatsu, K. Nishimura, N. Kato and M. Nishimori. 2019. Future Projection for areas suitable for double cropping of silage corn (*Zea mays* L.) production in Japan with two climate models under the RCP4.5 scenario. *Bull. NARO, Livest. & Grassl. Sci.* 19: 1–9.

川方俊和. 2005. 発育ステージ予測のための多項式・関数式 DVR の計算表示プログラム. *東北農業研究成果情報*. 20: 295–296.

河瀬憲次. 1996. 日本の品種変遷と育種史. p. 43. 堀内昭作編著. *日本ブドウ学*. 養賢堂. 東京.

Kervella, J., L. Pagès and M. Génard. 1995. Genotypic differences in the leaf emergence rate of young peach trees. *J. Am. Soc. Hortic. Sci.* 120: 278–282.

岸 光夫・田崎三男. 1960. ぶどうに対するジベレリン利用試験. *農業及園芸*. 35: 381–384.

気象庁. 2022. 気候変動監視レポート 2021. <[http://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/monitor/2021/pdf/ccmr2021\\_all.pdf](http://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/monitor/2021/pdf/ccmr2021_all.pdf)>. Accessed: 3 October 2022.

小寺正史. 1986. 大阪府におけるブドウ栽培の歴史的変遷に関する研究. p. 1–145. タナカ印刷株式会社. 大阪.

- 小寺正史・奥田義二・段 正幸. 1971. ブドウ・デラウェアの加温促進栽培試験 [2] デラウェアの第 1 回目ジベレリン処理時期の判定指標について. 大阪農技セ研報. 8: 103–105.
- Koeda, S., M. Hosokawa, H. Saito and M. Doi. 2013. Temperature-sensitive phenotype caused by natural mutation in *Capsicum latescens* in two tropical regions. *J. Plant Res.* 126: 675–684.
- 甲府市ジベ処理委員会. 1978. デラウェアのジベレリン処理. p. 43–57. 甲府市ジベ処理委員会編. 甲府市ジベ処理委員会. 山梨.
- 久保田尚浩・ポジャナピモン チャイワット・福田文夫・藤井雄一郎・小野俊朗・倉藤祐輝・尾頃敦郎・功万幸博・小林和司・茂原 泉・山下裕之・藤島宏之. 2009. 積算温度によるブドウの芽の休眠完了予測. 岡山大農学報. 98: 9–16.
- 黒井伊作. 1985. カルシウム・シアナミド及びシアナミドがブドウ‘巨峰’の芽の休眠打破に及ぼす効果. *J. Japan Soc. Hort. Sci.* 51: 301–306.
- Lancaster, J. E., C. M. Triggs, J. M. De Ruiter and P. W. Gandar. 1996. Bulbing in onions: Photoperiod and temperature requirements and prediction of bulb size and maturity. *Ann. Bot.* 78: 423–430.
- Magoon, CA and Dix, IW. 1943. Observation on the response of grape vines to winter temperatures as related to their dormancy requirements. *Proc. Amer. Soc. Hort. Sci.* 42: 407–412.
- 松田和也. 2004. 福岡県におけるナシの発芽・開花不良障害（仮称：眠り病）. p. 59–61. (独) 農業・生物系特定産業技術研究機構果樹研究所編. 平成 15 年度果樹農業生産構造に関する調査報告書. 中央果実基金調査資料 No. 189.
- Matsumoto, K., T. Ohta, M. Irasawa and T. Nakamura. 2003. Climate change and extension of the *Ginkgo biloba* L. growing season in Japan. *Global Change Biology* 9: 1634–1642.
- 松本紀子・林田誠剛・田中 実・石本慶一郎. 2019. 低低温要求性‘オキナワ’

- の台木利用がモモ‘日川白鳳’の開花に及ぼす影響. 園学研. 18: 7-16.
- 持田圭介・倉橋孝夫. 2010. ブドウ‘デラウェア’におけるジベレリン処理方法の違いが裂果発生に及ぼす影響. 園学研. 9: 477-484.
- Moncur, M. W, K. Rattigan, D. H. Mackenzie and G. N. McIntyre. 1989. Base temperature for budbreak and leaf appearance of grapevines. *Am. J. Enol. Vitic.* 40: 21-26.
- Mosedale, J. R., K. E. Abernethy, R. E. Smart, R. J. Wilson, I. M. Maclean. 2016. Climate change impacts and adaptive strategies: Lessons from the grapevine. *Global Change Biology.* 22: 3814-3828.
- 本永尚彦・藤巻伸一・松本辰也. 2000. ブドウ「巨峰」の開花期予測法. 新潟農総研報. 2: 71-72.
- 村尾昭二・丸尾勇治郎・福田哲生. 2002. 平均気温と日照時間によるもも「あかつき」の収穫盛期予測. 香川県農試研報. 55: 33-36.
- Muchow, R. C. and P. S. Carberry. 1989. Environmental control of phenology and leaf growth in a tropically adapted maize. *Field Crops Res.* 23; 221-237.
- 西森基貴・石郷岡康史・桑形恒男・滝本貴弘・遠藤伸彦. 2019. 農業利用のための SI-CAT 日本全国 1 km 地域気候予測シナリオデータセット (農研機構シナリオ 2017) について. *シミュレーション* 38: 150-154.
- 農耕地土壌分類委員会. 1995. 農耕地土壌分類第 3 次改訂版. 農業環境技術研究所資料 17: 1-79.
- 農林水産省果樹試験場. 1984. 落葉果樹育成系統適応性検定試験・特性検定試験調査方法. p. 74-87.
- 農林水産省. 2018. 果樹品種別生産動向調査ぶどう {生食用}, 平成 30 年産特産果樹生産動態等調査. <[http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/tokusan\\_kazyu/index.html](http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/tokusan_kazyu/index.html)>. Accessed: 1 December 2021.
- 農林水産省. 2021. 農林水産省気候変動適応計画. <<https://www.maff.go.jp/j/kano/kankyo/seisaku/climate/adapt/attach/pdf/top-7.pdf>>, Accessed: 1 December 2021.

- 農林省. 1962. 昭和 35.36 年度果樹試験研究年報. p. 575–598. 農林水産技術会議事務局.
- 野呂昭司・小原信実・工藤仁郎・斎藤貞昭・一戸治孝. 1986. 発芽後の有効積算温量によるリンゴの開花日の予測. 園学研. 54: 405–415.
- 大野宏之・佐々木華織・大原源二・中園 江. 2016. 実況値と数値予報, 平年値を組み合わせたメッシュ気温・降水量データの作成. 生物と気象 16: 71–79.
- 岡田正道・鈴木晴夫・牧田好高・大野文征・小中原 実. 1984. ウンシュウミカンの発芽期および開花期に及ぼす気象要因の影響. 静岡柑試研報. 20: 1–10.
- 奥田義二・小寺正史・段 正幸. 1971. 加温の開始時期および温度がブドウの萌芽, 開花ならびに成熟の促進に及ぼす影響. 大阪農技セ研報. 8: 93–96.
- 大谷義夫. 2006. 気象生態反応に基づくニホンナシの開花予測. 栃木農試研報. 58: 7–16.
- 長田廣二・大江靖雄. 2010. 気候温暖化による農作物とその経営的対応—山梨県ぶどう作を対象にして—. 農林業問題研究 179: 102–105.
- R Core Team. 2017. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <<http://www.R-project.org/>>.
- Ritchie, J. T and D. S. Nasmith. 1991. Temperature and crop development. p. 5–29. In: R. J. Hanks and J. T. Ritchie (eds.). Modeling plant and soil systems. American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America, Madison.
- Rosa, H. T., L. C. Walter, N. A. Streck, J. L. Andriolo, M. Rocha da Silva and J. A. Langner. 2011. Base temperature for leaf appearance and phyllochron of selected strawberry cultivars in a subtropical environment. *Bragantia* 70: 939–945.
- Sameshima, R. 1991. A new method for predicting flowering stage in soybean. *JARQ*.

25: 149–153.

佐藤 守・竹澤邦夫. 2014. 四倍体無核ブドウ‘あづましずく’の発芽, 開花および着色期の予測. 園学研. 13: 193–201

Schultz, H. R. 1992. An empirical model for the simulation of leaf appearance and leaf area development of primary shoots of several grapevine (*Vitis vinifera* L.) canopy-systems. *Sci. Hortic.* 52: 179–200.

清野 豁・木村 悟・岸田恭允. 1981. 最低・最高気温による低温時間・高温時間の推定. 農業気象 37: 123–126.

島根県農林技術センター. 2013. ハウスぶどう（デラウェア）栽培指針圃場における裂果対策. <[http://www.pref.shimane.lg.jp/nogyogijutsu/gijutsu/budou-sisin/9\\_1.html](http://www.pref.shimane.lg.jp/nogyogijutsu/gijutsu/budou-sisin/9_1.html)>. Accessed: 1 December 2021.

杉浦俊彦. 2001. 温暖化が果樹生産環境に及ぼす影響と求められる課題. 農林水産技術研究ジャーナル 24: 23–30.

杉浦俊彦・本條 均. 1997. ニホンナシの自発休眠覚醒と温度の関係解明およびそのモデル化. 農業気象 53: 285–290.

杉浦俊彦・黒田浩之・杉浦裕義. 2007. 温暖化がわが国の果樹生育に及ぼしている影響の現状. 園学研. 6: 257–263.

杉浦俊彦・前島 勤・本條 均. 1995. ブドウの開花予測モデルについて. 園学雑. 64 (別 2) : 210–211.

杉浦俊彦・坂本大輔・朝倉利員・杉浦裕義. 2010. モモ‘白鳳’の花芽における温度と自発休眠覚醒効果との関係. 農業気象 66: 173–179.

Sugiura, T., M. Shiraishi, S. Konno and A. Sato. 2019. Assessment of deterioration in skin color of table grape berries due to climate change and effects of two adaptation measures. *J. Agric. Meteorol.* 75: 67–75.

杉浦俊彦・杉浦裕義・坂本大輔・朝倉利員. 2009. 温暖化が果樹生産に及ぼす影響と適応技術. 地球環境 14: 207–214.

梶野康行・小室正夫・倉橋孝夫・松本真悟・内田吉紀・松本敏一. 2016. ‘デラウェア’休眠芽の発芽促進に及ぼす高温処理の効果. 園学研. 15: 53–58.

- 白木一英・室 崇人・末貞辰朗・東野裕広・川城英夫・森田直彦・森永靖武.  
2019. タマネギ直播栽培における気温による展葉数推定法の検討. 園学研.  
18: 17-23.
- Vujadinović, M., A. Vuković, V. Djurdjević, Z. Ranković-Vasić, Z. Atanacković, B. Sivčev, N. Marković and N. Petrović. 2012. Impact of climate change on growing season and dormant period characteristics for the Balkan region. *Acta Hortic.* 931: 87-94.
- 渡辺諄一・奥田義二・重里保. 1964. ブドウの果房におよぼすジベレリンの影響 [2] 種なしデラウェア造成に対する処理時期ならびに濃度. 大阪農技セ研報. 1: 84-91.
- Wielgolaski, F. 1974. Phenology in agriculture. In: Leith, H. (ed.). *Phenology and seasonality modeling.* p. 369-381, Springer Berlin Heidelberg.
- Wielgolaski, F. 1999. Starting dates and basic temperatures in phenological observations of plants. *Int. J. Biometeorol.* 42: 158-168.
- Wolfe, D. W., M. D. Schwartz, A. N. Lakso, Otsuki, Y, R. M. Pool and N. J. Shaulis. 2005. Climate change and shifts in spring phenology of three horticultural woody perennials in northeastern USA. *Int. J. Biometeorol.* 49: 303-309.
- 山縣 登. 1973. 土壌および底質, 環境汚染分析法 2. p. 40-45. サンプルングと評価 (水・土壌・食品). 大日本図書. 東京.
- 矢内純太・松原倫子・李 忠根・森塚直樹・真常仁志・小崎 隆. 2008. 土壌診断のための水田土壌の合理的サンプルング法の検討. 土肥誌. 79: 61-67.



## 謝辞

本研究をとりまとめるにあたり、多くのご教示と多大なる御校閲の労をとっていただいた京都大学農学研究科 田尾龍太郎 教授に謹んで感謝申し上げます。ならびに、御校閲を賜り、貴重な御助言をいただいた京都大学農学研究科 土井元章 教授、京都大学農学研究科 中野龍平 准教授に深く感謝申し上げます。

本研究の遂行にあたり多くのご助言を賜り、また常に激励していただきました東洋食品研究所 細見彰洋 博士に謹んで感謝申し上げます。また、本研究の遂行に不可欠であった発育データの提供や実験樹の維持管理など多岐にわたりご協力いただいた大阪府立環境農林水産総合研究所の歴代の果樹研究ご担当の皆様へ感謝申し上げます。また、データ解析や執筆において多くのアドバイスいただいた大阪府立環境農林水産総合研究所 平松和也 博士、幸田良介 博士に感謝申し上げます。さらに、在学中から懇切なるご指導と激励をいただいた京都大学農学研究科 高部圭司 教授に感謝いたします。大阪府立環境農林水産総合研究所食と農の研究部職員の皆様からは本研究の遂行へのご理解と温かい激励を賜りました。

最後にこれまでの研究を支えてくれた家族に心より感謝いたします。