

トマト抑制栽培において尻腐れ果発生及び糖度上昇に及ぼす 灌水制限の影響

樋江井清隆¹⁾・伊藤 緑¹⁾・高木俊輔²⁾・番 喜宏¹⁾・恒川靖弘¹⁾

摘要：トマト栽培における灌水制限は、糖度を上昇させるとともに尻腐れ果(以下BER)発生を増加させる。そこで本研究では、抑制栽培において灌水制限とBER発生・糖度上昇との関係について回帰分析によるモデル化を試みた。栽培方式は、砂壤土を詰めた隔離床における灌水同時施肥とした。処理区には灌水開始点(土壤水分張力pF1.8~2.6)を設け、各処理区は同一施肥量とした。品種は「りんか409」及び「鈴玉」とし、それぞれ4及び2年の栽培試験を実施した。取得したデータをもとに、BER発生数又は糖度を応答変数、灌水開始点を説明変数、試験年次をランダム効果として一般化線形混合モデルで解析した。BER発生についてはロジスティック関数、糖度については一次関数により品種別に回帰モデルを構築した。その結果、BER発生及び糖度は、灌水制限に対してそれぞれ異なる応答特性を有することが示唆された。BER発生のモデルは非線形性を示し、糖度のそれに比べて年次変動が大きく、品種間差が認められた。特に「りんか409」は鋭敏に応答した。これらのモデルは、灌水制限下の糖度上昇に伴うBER発生リスクの評価、及び経営戦略に応じた灌水管理方針の決定に有用である。

キーワード：トマト、尻腐れ果、糖度、灌水、土壤水分張力、一般化線形混合モデル

Effects of Reduced Irrigation on Blossom-end Rot Incidence and Increases in Soluble Solids in Early Autumn-cropping Tomato

HIEI Kiyotaka, ITO Midori, TAKAGI Shunsuke, BAN Yoshihiro
and TSUNEKAWA Yasuhiro

Abstract： Reduced irrigation causes severe blossom-end rot (BER), as well as an increase in soluble solids (Brix) in tomatoes. We attempted to model the relationships between reduced irrigation and either BER incidence or Brix increase in the early autumn-cropping season using regression analysis. Tomatoes were cultivated through fertigation in isolated beds filled with sandy loam. Experimental plots were drip irrigated to maintain several predetermined soil-water tension levels within pF 1.8–2.6 under a common fertilizer application regime. The performances of two cultivars, Rinka 409 and Ringyoku, were examined over four and two years, respectively. Data acquired were analyzed using generalized linear mixed models with the number of fruits affected by BER or the mean Brix value as response variables, relevant soil-water tension level as an explanatory variable, and trial year as a random effect. Regression models, involving a logistic function for BER or a linear function for Brix, were derived for each cultivar. BER incidence and Brix level had mutually different response characteristics to soil-water tension. The response of the BER incidence trait showed nonlinearity and larger annual fluctuations than did the Brix value. In addition, the degree of reaction differed between cultivars. In particular, BER incidence in cultivar Rinka 409 sharply increased under reduced irrigation. These models are useful for evaluating the risks of BER incidence associated with Brix increase and can inform irrigation management according to a particular business strategy.

Key Words： Tomato, Blossom-end rot, Soluble solids, Irrigation, Soil-water tension, Generalized linear mixed model

緒言

トマト栽培における尻腐れ果(blossom-end rot、以下BER)の発生要因は複合的であるが^{1,2)}、森国と嶋田³⁾は、土壌又は培地の水分状態がとりわけ強い影響を及ぼすと指摘している。一方で、糖度の上昇についても、土壌又は培地の水分状態に強く影響されることが知られており⁴⁻⁶⁾、栃木と川里⁴⁾の報告によれば、糖度を高めるには、土壌水分の制御が最も有効かつ確実な方法とされている。こうした背景から、糖度を重視する高品質志向の栽培では、灌水量・頻度を制限するため、BERの発生リスクが常に伴う。しかし、BER発生と糖度上昇との関係性を論じた報告は見当たらない。

灌水量が少ないほど、BERの発生が多いことは既に多数報告されている^{3,7-9)}。ただし、いずれも処理水準数が少なく、報告ごとに品種・栽培方式が異なることから、それらの情報は散発的で、事象の全体像を把握しにくい。高糖度果実(糖度^{8°}以上)の獲得を目的とする特異な栽培技術では、糖度と併せてBERの発生にも注目されるが、それらの研究結果も同様に散発的である^{10,11)}。このように、灌水制限に伴うBER発生リスクの詳細な解析は進んでいない。

そこで本研究では、「目標糖度の確保には、どの程度の灌水管理が効果的であるか、その時のBER発生リスクをどの程度見積もればよいか」について明らかにするため、同一施肥量の下で灌水処理の水準を幅広く設け、年次変動も考慮しながら灌水管理とBER発生・糖度上昇との関係解明を試みた。その結果、灌水制限とBER発生・糖度上昇との関係をモデル化し、灌水管理方針の決定に有用な知見が得られたので報告する。

材料及び方法

1 栽培環境

試験場所は愛知県農業総合試験場内の高軒高ハウス(266 m²)とし、2015～2018年に抑制栽培で4回の試験を実施した。栽培槽は土壌を詰めた隔離床(スーパー drenベ

ッド、幅55 cm、全国農業協同組合連合会、東京)とし、灌水同時施肥(養液土耕)方式で肥培管理した。

2 処理区及び灌水管理

処理区は表1に示す通り土壌水分張力に基づく灌水開始点とし、試験年次により2～5水準を設定した。いずれも、実用面を考慮して易効性有効水の範囲とした。ただし、定植後は活着を促すために手灌水及び灌水開始点pF1.8による自動灌水で管理し、第1花房の出蕾期(8月中旬)から処理を開始した。試験規模は1区5株(2015年のみ10株)×4反復とした。

灌水管理は、山田ら¹²⁾の方法に従って少量高頻度灌水装置(DIK-6550、大起理化学工業株式会社、東京)を用いて制御し、土壌水分計測用のテンシオメータを深さ15 cmに埋設した。灌水の時間帯は7時～15時とし、この間に土壌水分が所定の灌水開始点(pF値)を上回ると株当たり200 mLを随時、点滴灌水した。この時間帯には、毎回の灌水直後に休止時間を30分設けており、休止時間が経過しないと再び灌水できない設定とした。灌水資材には、硬質点滴チューブ(PL-ND1620K、吐出間隔20 cm、株式会社サンホープ、東京)を用いた。

3 供試土壌

供試土壌は砂壤土で、土量は株当たり約4 Lとした。試験前(2015年7月24日)に採取した土壌の化学性は、EC(1:2.5)1.07 dS m⁻¹、pH5.6、CEC9.8 me 100g⁻¹、交換性石灰172 mg 100g⁻¹、同苦土21 mg 100g⁻¹及び同カリウム 45 mg 100g⁻¹であった。毎試験後の土壌管理は、裏作として十分な灌水量によりトマトを半促成栽培(4～5か月間)し、更に、クリーニングクロープとしてソルガムを栽培(播種量6 g m⁻²、約40日間)した。生育したソルガムの根及び茎葉部は、すべて圃場外へ持ち出した。その後、試験前には杉皮バーク堆肥(みどり、紀南木材複製品株式会社、和歌山)を6 L m²施用し、耕起後に蒸気消毒した。

なお、農研機構野菜花き研究部門において供試土壌の物理性を調査した結果、処理区に設定したpF1.8、2.0、2.1、2.2、2.4及び2.6は、それぞれ水ポテンシャル(マトリックポテンシャル)-6.2、-9.8、-12.3、-15.5、-24.6及び-39.0 kPaに相当することが確認された。

表1 試験年次別の品種、播種・定植日及び処理区

試験年次	品種 ¹⁾	播種日	定植日	処理 ³⁾ 開始日	処理区 ²⁾	
					水準数	土壌水分張力
2015	りんか409	6/23	7/27	8/12	2	pF1.8, 2.6
2016	りんか409	6/22	7/29	8/15	4	pF1.8, 2.0, 2.2, 2.6
2017	りんか409	6/22	7/28	8/15	5	pF1.8, 2.0, 2.1, 2.2, 2.6
2018	りんか409	6/22	7/27	8/13	3	pF1.8, 2.0, 2.4
2017	鈴玉	7/ 3	7/28	8/15	3	pF1.8, 2.1, 2.6
2018	鈴玉	7/ 2	7/27	8/13	3	pF1.8, 2.0, 2.4

1) 「りんか409」は台木「がんばる根3号」に接ぎ木した。

2) 灌水開始点(深さ15 cm)

3) 第1花房の出蕾期

4 耕種概要

供試品種は、「りんか409」（株式会社サカタのタネ、神奈川）及び「鈴玉」（農研機構）とした。前者は台木「がんばる根3号」（愛三種苗株式会社、愛知）に接ぎ木し、後者は接ぎ木せずに用いた。播種・定植日は表1に示す通りとし、栽植様式は株間18 cm×畝幅180 cmで1株ごとに振り分けて誘引した。株元のマルチングには白黒ダブルマルチを用い、白色面を上にして隔離床の上面及び側面を被覆した。着果安定を図るため、各花房当たり3～5花が開花した時点で4-CPA液剤（トマトーン、石原産業株式会社、大阪）を100倍に希釈して噴霧し、果房当たり最多で4果を残して摘果した。毎年10月下旬には、第6花房の上に2葉を残して摘心した。収穫期間は9月中旬から10月31日までとした。その他の栽培管理及び防除管理は当場の慣行法に準じた。施肥には園試処方と同一組成の液肥を用い、天候にかかわらず生育に応じて株当たり窒素施用量50～200 mg d⁻¹を毎朝6時に供給した。同一年次では、すべての処理区を同一施肥量で管理した。試験期間内（定植日～10月31日）の株当たり施肥量は、平均すると窒素-りん酸-加里（K₂O）-石灰（CaO）-苦土（MgO）=11.0（最少10.6～最多12.1）-4.7（同4.5～5.1）-18.6（同17.8～20.3）-11.0（同10.6～12.0）-4.0（同3.8～4.4）gであった。なお、微量要素（OATハウス5号、OATアグリオ株式会社、東京）を100倍に希釈し、液肥100 L当たり25 mLを添加した。

5 調査内容

(1) ハウス内環境及び土壌水分

気温及び飽差は、ハウス内の3か所（いずれも高さ2 m）に設置した自作の通風筒内（風速4～5 s m⁻²）で測定した。測定には自記温湿度計（MR6662、株式会社チノー、東京）を用い、5分毎に記録した。日射量は、ハウス内の1か所（高さ3 m）に全天日射計（MS-6-01、英弘精機株式会社、東京）を設置し、5分毎に測定した。土壌水分は、前述の少量高頻度灌水装置を用いて5分毎に測定した。

(2) 収穫果におけるBER発生及び糖度

本研究では、BER発生が多かった収穫開始から10月31日までに収穫した果実（第1～3果房の果実）を調査対象とし、灌水制限の処理効果を解析した。BER発生頻度の調査では、収穫果をBER症状の有無により分類してそれぞれの果数を集計した。糖度調査では、BERを発症していない可販果を対象とし、第1～3果房を果房別に集計した。各果房別に1処理区4反復の中から無作為に3果ずつ抽出し、糖度測定に供した。果実を赤道面で切断後、上・下に分割された果実片それぞれから搾汁して屈折糖度計（PAL-1、株式会社アタゴ、東京）で糖度測定し、両果実片の平均値を用いた。

6 統計解析

(1) 解析概要

灌水制限とBER発生又は糖度上昇との関係について、年次変動をランダム変数として扱う一般化線形混合モデル

（一般化線形混合効果モデル、以下GLMM）又は非線形混合効果モデル（以下NLMM）を用いて解析した。これら混合効果モデルは、一般化線形モデル又は非線形モデルを拡張した解析手法で、観測者が制御できない個体（遺伝的背景）・場所・調査時期等の差を説明変数から分離して正規分布（平均0、分散 σ^2 ）に従うランダム効果（ランダム変数）として扱う¹³⁻¹⁶。ランダム変数は一定値として推定されず、効果のばらつき（分散又は標準偏差）によって表される¹⁶。

モデルの選択には、赤池情報量規準¹³（以下AIC）を用いた。また、データ数が多い「りんか409」では、交差検証も併せて実施した。データセットを試験年次別にサブデータセットに分割し、このうち一つをテスト用、残りを学習用とする4分割交差検証に供した。テスト用のサブデータセットは順次入れ替え、検証作業を4回繰り返し、次式によりRoot Mean Squared Error（以下RMSE）を算出して、モデルの精度を評価した。なお、一連の統計解析には、フリーソフトウェアR3.4.2¹⁷を用いた。特にBER及び糖度に係るGLMMにはlme4パッケージを、糖度に係るNLMMにはnlmeパッケージを用いた。

$$RMSE = \sqrt{1/n \sum (\text{推定値} - \text{観測値})^2}$$

n: 解析に用いた標本サイズ

(2) BER発生に係るモデルの構築

表2に示すモデルA・Bでは、BER発生率（%）を応答変数、灌水開始点（pF表示、以下同様）を説明変数とし、試験年次をランダム効果としてモデル式の切片に付加した。応答変数が従う確率分布を正規分布とし、リンク関数は恒等関数とした。モデルCでは、BER発生数及び非BER発生数を応答変数、灌水開始点を説明変数、試験年次をランダム効果、確率分布を二項分布、リンク関数をロジット関数とした。二項分布は、発芽率・生存率等の割合データに適用されることが多く^{13,14}、本研究でも検討に加えた。ただし表2では、yがBER発生率となるようにモデル式を変形して示した。

(3) 糖度に係るモデルの構築

表3に示すモデルD～Fでは、糖度を応答変数、灌水開始点を説明変数とし、試験年次をランダム効果として扱った。いずれのモデルも、応答変数が従う確率分布を正規分布とした。モデルD・Eでは、ランダム効果をモデル式の切片に付加し、リンク関数を恒等関数とした。モデルFでは、用量反応曲線（シグモイド関数）の適用を試み¹⁵、NLMMを用いた。ランダム効果を糖度の最大値・最小値（パラメータa・b）にそれぞれ付加した。

試験結果

1 ハウス内環境及び土壌水分

試験期間のハウス内環境を表4に示した。気温及び飽差については、8月から10月にかけて低下した。日射量につ

表2 トマト抑制栽培における尻腐れ果発生率と灌水開始点との関係を記述した回帰モデル¹⁾

供試 品種	符号	確率 ²⁾ 分布	モデル式 ³⁾	モデル式のパラメータ			
				固定効果			ランダム効果
				a	b	c	σ ⁴⁾
りんか 409	A	正規	$y=ax+b+r$	72.60	-124.36	—	5.85
	B	正規	$y=ax^2+bx+c+r$	57.29	-179.17	146.57	5.33
	C	二項	$y=\exp(ax+b+r)/(1+\exp(ax+b+r))\times 100$	3.63	-8.75	—	0.27
鈴玉	A	正規	$y=ax+b+r$	23.34	-42.05	—	0.00
	B	正規	$y=ax^2+bx+c+r$	18.88	-59.12	46.22	0.00
	C	二項	$y=\exp(ax+b+r)/(1+\exp(ax+b+r))\times 100$	3.44	-10.21	—	1.1×10^{-6}

- 1) りんか409：2015～2018年の試験データ (n=56)、鈴玉：2017～2018年の試験データ (n=24)
- 2) 応答変数が従うと仮定した確率分布
- 3) y：尻腐れ果発生率(%), x：灌水開始点(pF値)、r：ランダム変量(年次変動) $\sim N(0, \sigma^2)$
- 4) σ ：rの標準偏差

表3 トマト抑制栽培における糖度と灌水開始点との関係を記述した回帰モデル¹⁾

供試 品種	符号	モデル式 ²⁾	モデル式のパラメータ					
			固定効果				ランダム効果	
			a	b	c	d	σ_1 ³⁾	σ_2 ³⁾
りんか 409	D	$y=ax+b+r_1$	2.91	-0.17	—	—	2.4×10^{-10}	—
	E	$y=ax^2+bx+c+r_1$	1.45	-3.47	6.71	—	0.00	—
	F	$y=(a+r_1-b+r_2)/(1+10^{c(d-x)})+b+r_1$	7.39	5.23	5.67	2.21	1.1×10^{-6}	1.8×10^{-5}
鈴玉	D	$y=ax+b+r_1$	2.22	1.47	—	—	0.00	—
	E	$y=ax^2+bx+c+r_1$	-0.20	3.10	0.52	—	0.00	—
	F	$y=(a+r_1-b+r_2)/(1+10^{c(d-x)})+b+r_1$	7.12	5.54	8.54	2.14	1.7×10^{-5}	3.3×10^{-8}

- 1) りんか409：2015～2018年の試験データ (n=42)、鈴玉：2017～2018年の試験データ (n=18)
いずれも応答変数は正規分布に従うと仮定
- 2) y：糖度(° Brix)、x：灌水開始点(pF値)、r1及びr2：ランダム変量(年次変動) $\sim N(0, \sigma^2)$
- 3) σ_1 及び σ_2 ：それぞれr1及びr2の標準偏差

表4 試験期間のハウス内環境

気象要素	試験 年次	8月			9月			10月			処理期間 ¹⁾ 平均値
		上旬	中旬	下旬	上旬	中旬	下旬	上旬	中旬	下旬	
平均 気温 (°C)	2015	30.6	28.1	26.5	24.8	23.0	23.3	19.7	18.7	18.4	22.8
	2016	29.5	29.4	27.8	27.8	25.4	23.9	23.0	20.7	18.5	24.6
	2017	28.9	27.7	28.2	25.2	23.8	23.1	21.4	19.0	17.4	23.2
	2018	31.7	28.3	29.1	26.2	23.4	21.9	22.0	18.5	17.1	23.3
平均 飽差 (kPa)	2015	1.5	1.0	0.8	0.6	0.8	0.8	0.6	0.6	0.6	0.7
	2016	1.1	1.1	0.9	0.8	0.4	0.3	0.4	0.4	0.4	0.6
	2017	0.9	0.7	1.0	0.8	0.5	0.6	0.5	0.2	0.3	0.6
	2018	1.8	1.0	1.0	0.5	0.5	0.3	0.5	0.4	0.4	0.6
平均 日射量 (MJ m ⁻²)	2015	7.1	8.5	6.5	5.8	8.4	6.9	7.0	7.4	7.1	7.2
	2016	8.1	7.9	8.0	8.0	4.7	4.2	4.9	6.3	5.0	6.1
	2017	6.4	5.8	8.0	7.2	6.3	5.9	5.6	6.3	5.0	6.3
	2018	6.4	6.1	7.5	4.9	4.7	4.5	5.0	4.4	5.0	5.3

- 1) 8月中旬～10月下旬

いては、いずれの年も秋雨及び台風の影響で9月に減少した。処理期間(8月中旬～10月下旬)の平均気温・平均飽差・平均日射量は、22.8～24.6°C・0.6～0.7 kPa・5.3～7.2 MJ m⁻²であった。年次変動は、飽差で小さく、日射量で大きかった。土壌水分状態の日平均値の推移を図1に、

処理区別の灌水量を表5に示した。土壌水分状態は天候に伴って変動したものの、8月下旬～9月上旬以降には、概ね各処理区で設定した灌水開始点に近いpF値で推移した。株当たり灌水量は、2016年を除いてpF1.8区で54.4～58.1 L程度であった。pF2.6区の灌水量は、pF1.8区の51

表5 処理区別の灌水量

試験年次	灌水開始点	株当たり灌水量 ¹⁾ (L)			同左 ²⁾ 指数
		処理前	処理後	合計	
2015	pF1.8	4.0	54.1	58.1	100
	pF2.6	3.4	34.9	38.3	66
2016	pF1.8	4.0	66.2	70.2	100
	pF2.0	4.4	58.0	62.3	89
	pF2.2	4.0	39.4	43.5	62
	pF2.6	3.8	32.2	36.0	51
2017	pF1.8	4.5	49.9	54.4	100
	pF2.0	4.5	44.1	48.6	89
	pF2.1	4.6	40.6	45.3	83
	pF2.2	4.4	36.0	40.4	74
	pF2.6	4.4	31.2	35.7	66
2018	pF1.8	5.5	51.0	56.5	100
	pF2.0	5.9	43.0	48.8	86
	pF2.4	5.8	35.3	41.1	73

1) 試験年次別にpF1.8区の合計を100とした対比

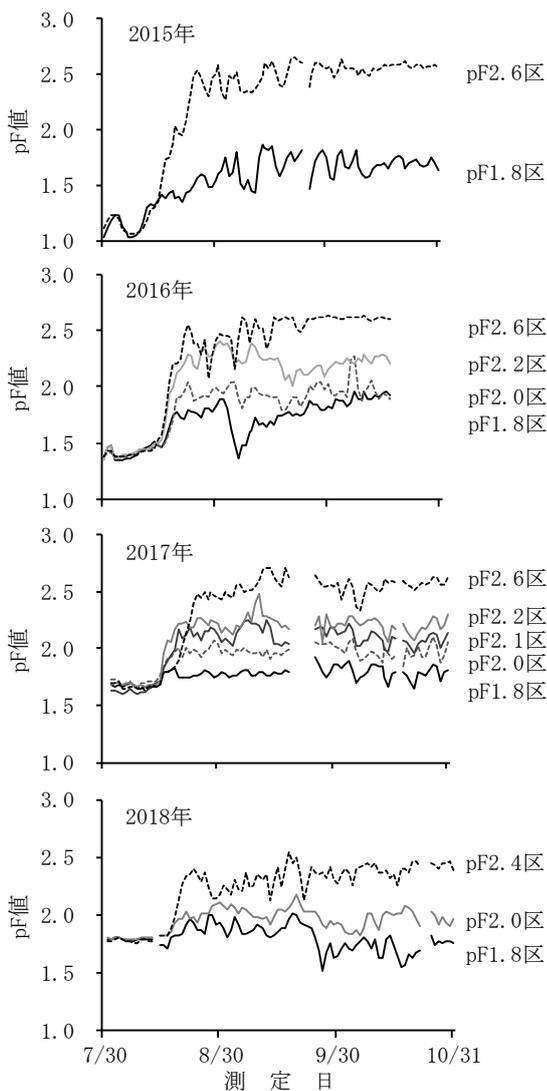


図1 処理区別の土壌水分状態
深さ15 cmにおける日平均の推移

～66%に相当した。

2 収穫果におけるBER発生及び糖度

9～10月期に収穫した果実のBER発生率及び糖度を表6に示した。試験年次及び供試品種にかかわらず、灌水開始点のpF値が高くなるに従ってBER発生は増加し、糖度も上昇する傾向がみられた。2017及び2018年のデータを用いて分散分析した結果、BER発生率は品種間及び灌水開始点間に有意差が認められるとともに、品種と灌水開始点との間に交互作用も認められた。一方、糖度については、灌水開始点間に有意差が認められたものの、品種間差及び前述の交互作用は認められなかった。

3 モデルの構築及び検証

(1) BER発生と灌水開始点との関係

GLMMを用いて導出したモデルA～Cを表2に示した。モデルAは一次回帰、モデルBは二次回帰、モデルCはロジスティック回帰とした。モデル式内の固定効果は応答変数の平均値(又は中央値)に影響を及ぼし、ランダム効果は応答変数の分散に影響を及ぼすとされる¹⁴⁾。「りんか409」の4年分のデータでは、ランダム変量の標準偏差は0.27～5.85と算出されたが、「鈴玉」の2年分のデータでは0.00

表6 試験年次・供試品種別の尻腐れ果発生率及び糖度

試験年次	品種	灌水開始点	9～10月期の収穫果		
			尻腐れ果 ¹⁾ 発生率(%)	平均糖度 ²⁾ (° Brix)	
2015	りんか409	pF1.8	10.8	5.5	
		pF2.6	69.1	7.6	
2016	りんか409	pF1.8	13.1	5.2	
		pF2.0	25.5	5.2	
		pF2.2	37.9	6.7	
		pF2.6	63.4	7.3	
2017	りんか409	pF1.8	16.7	5.2	
		pF2.0	14.4	5.4	
		pF2.1	28.5	5.5	
		pF2.2	29.4	6.1	
		pF2.6	77.6	7.3	
2018	りんか409	pF1.8	0.0	5.1	
		pF2.0	6.9	5.5	
		pF2.4	41.5	7.1	
2017	鈴玉	pF1.8	3.9	5.9	
		pF2.1	4.4	6.0	
		pF2.6	18.2	7.0	
2018	鈴玉	pF1.8	0.0	5.2	
		pF2.0	0.0	5.7	
		pF2.4	18.3	6.8	
ANOVA ³⁾			品種	**	n. s.
			灌水開始点	**	**
			交互作用	**	n. s.

1) 逆正弦変換後に統計処理

2) 第1～3果房の可販果を対象

3) 2017及び2018年の両品種に共通な処理区で比較

** : 1%水準で有意差あり、n. s. : 有意差なし

～ 1.1×10^{-6} と微小であった。モデルの評価を表7に示した。いずれの品種も、モデルCのAICが顕著に小さかった。モデルCを図2に示した。「りんか409」は「鈴玉」に比べて、灌水開始点(pF)の変化に伴うBER発生率を示す曲線の勾配が大きかった。「りんか409」における交差検証では、三つのモデル間にみるRMSEの差異はわずかであった。

(2) 糖度と灌水開始点との関係

GLMMを用いて導出したモデルD・E、NLMMを用いて導出したモデルFを表3に示した。モデルDは一次回帰、モデルEは二次回帰、モデルFはロジスティック回帰とした。ランダム効果は、「りんか409」で $0.00 \sim 1.8 \times 10^{-5}$ 、「鈴玉」で $0.00 \sim 1.7 \times 10^{-5}$ と、いずれも微小であった。モデルの評価を表7に示した。品種にかかわらず、三つのモデル間にAICの大きな差異は認められなかったが、いずれの品種もモデルEのAICがわずかに小さかった。ただし、モデルEにおける x^2 項のパラメータaの符号は、「りんか409」で正、「鈴玉」で負と両品種で異なった。これら両品種のパラメータaのt値(df=1、片側)は、前者で1.113(P>0.05)、後者で-0.088(P>0.05)と算出され、a

=0とする帰無仮説を棄却できなかった。次にAICが低かったモデルは、「りんか409」でモデルF、「鈴玉」でモデルDであった。「りんか409」に適用したモデルD・Fを図3に示した。糖度については、品種間に有意差が認められなかったように(表6)、「鈴玉」でも「りんか409」と同様なグラフが得られた(図示省略)。モデルFの曲線では変曲点がみられ、「りんか409」で約pF2.2(パラメータd=2.21)、「鈴玉」で約pF2.1(同d=2.14)を示した。

4 灌水制限下におけるBER発生と糖度との関係

モデルDを用いて任意の糖度確保に効果的な灌水開始点を逆推定するとともに、モデルCを用いてこの灌水管理下におけるBER発生率を併せて推定した。例えば「りんか409」では、糖度 5.5° の確保には灌水開始点pF1.95が効果的と逆推定でき、このときのBER発生率は15.9%と推定された。こうした手順を繰り返してシミュレートした灌水制限下の糖度とBER発生率との関係を図4に示した。なお、図中の実線部分がモデルの内挿領域(灌水開始点pF1.8～2.6)を示した。両品種間には、曲線の勾配に明瞭な差異が認められ、「りんか409」で「鈴玉」に比べて大

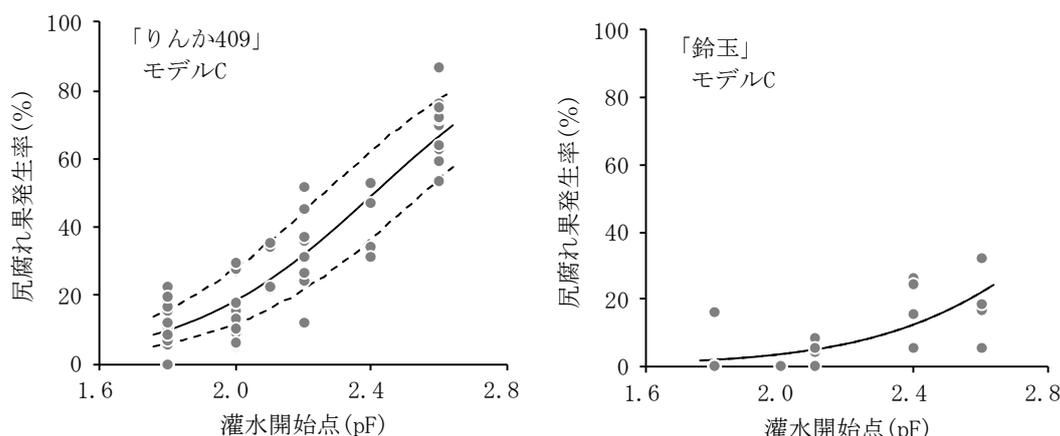


図2 トマト抑制栽培における尻腐れ果発生率と灌水開始点との関係
 実線：GLMMによる回帰モデル、破線：ランダム効果の95%信頼限界(年次変動)

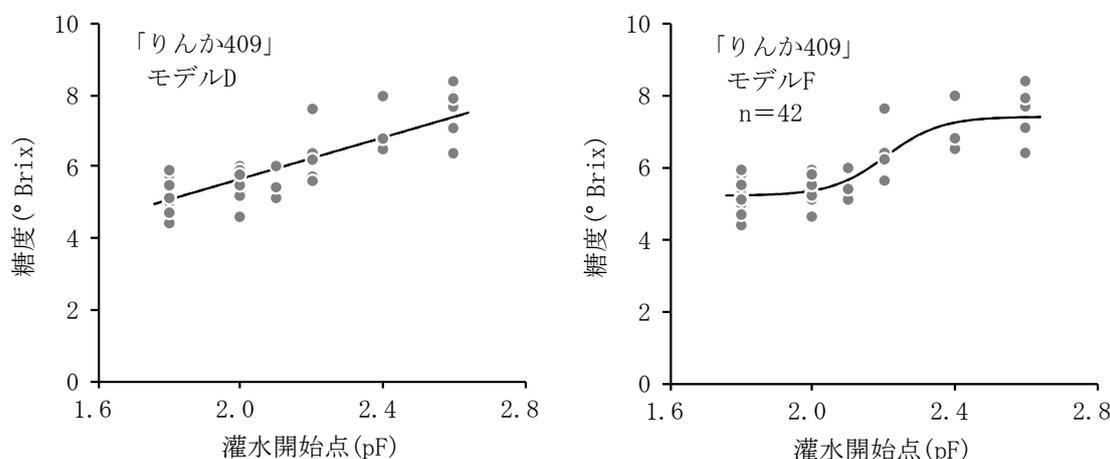


図3 トマト抑制栽培における糖度と灌水開始点との関係
 実線：GLMM又はNLMMによる回帰モデル

表7 回帰モデルの評価

供試品種	応答変数	モデル符号	AIC ¹⁾	RMSE ²⁾
りんか409	尻腐れ果発生率	A	407	11.4
	尻腐れ果発生率	B	391	10.4
	尻腐れ果発生率	C	112	11.6
	糖度	D	84	0.6
	糖度	E	82	0.5
	糖度	F	82	0.5
鈴玉	尻腐れ果発生率	A	160	—
	尻腐れ果発生率	B	154	—
	尻腐れ果発生率	C	44	—
	糖度	D	41	—
	糖度	E	40	—
	糖度	F	45	—

- 1) 赤池情報量規準
- 2) 4分割交差検証によるRoot Mean Squared Errorで検証4回の平均値を示す。
「鈴玉」では交差検証を実施せず。

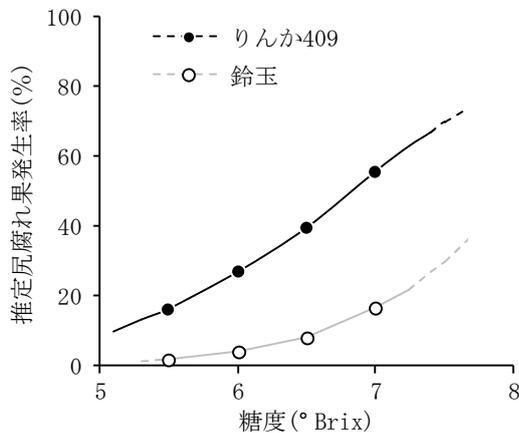


図4 トマト抑制栽培における灌水制限下の尻腐れ果発生率と糖度との関係
モデルC・Dによるシミュレーション
実線：内挿領域(pF1.8~2.6)
破線：外挿領域

きかった。次に視点を変えて、灌水制限により糖度を1°上昇させたとき、予測されるBER発生リスク差(=(糖度n+1°確保時のBER発生率)-(糖度n°確保時のBER発生率))を算出した。その結果、「りんか409」で平均27パーセントポイント(最小23.5~最大29.9)、「鈴玉」で平均11パーセントポイント(最小6.0~最大16.3)と、品種それぞれにリスクの増加が見積もられた。

考 察

1 BER発生・糖度に係るモデルの選択と応答特性

抑制栽培におけるBER発生は、気温の低下に伴って減少する¹⁸⁾。こうした背景のもと、抑制栽培の全収穫期間(9~12月)を対象にBER発生に及ぼす灌水制限の効果を検討した場合、気温低下の影響により処理効果が薄められるものと考えられる。そこで本研究では、9~10月期の収穫

果を対象に処理効果を評価・解析し、抑制栽培における灌水制限下のBER発生と糖度上昇との関係についてモデル化した。

BER発生については、モデルCのAICが最も小さく、最良と考えられた。二項分布を仮定したモデルCでは、応答変数としてBER発生数及び非BER発生数を用いている。これらは、割算値であるBER発生率を用いる場合に比べて標本サイズの情報が失われず、かつ確率分布の変化を伴わないとされ¹³⁾、その結果が小さいAIC値として表れたものと思われる。灌水制限下のBER発生率には、明瞭な品種間差が認められ、「りんか409」は「鈴玉」に比べて鋭敏な応答特性を示した。

一方、糖度については、三つのモデルD~F間でAIC及びRMSEに大きな差異はみられなかったものの、モデルDが最良と思われた。なぜなら、モデルEでは x^2 項のパラメータaが不安定であること、モデルFでは糖度の最小~最大値が「りんか409」で5.5~7.1°(パラメータa及びb)と狭く規定されることが挙げられる。同品種の糖度がとり得る値については、本研究で得られた実測値に鑑みて、外挿領域も含めた4~9°程度の幅が妥当であろう。用量反応曲線では、説明変数とされる用量(又は刺激)を対数変換して用いることが多い¹⁵⁾。そこで、対数表示であるpFに適用できるものと考えたが、処理区を更に広い範囲で設定する必要があると思われた。灌水制限下の糖度は、BER発生と異なって品種間差が認められず、両品種ともに同様な応答特性を示した。

灌水制限とBER発生又は糖度との関係を解析するにあたり、土壌水分状態の実測値を説明変数とするモデルの構築が理想であるが、少量高頻度で灌水管理された土壌水分の計測値は日内・日間の振幅が大きく、扱いが困難と考えられた。そこで本研究では、pFの日平均値が概ね処理区毎の設定値に近い値で推移したことから、説明変数に灌水開始点を用いた。このように灌水開始点を説明変数とするモデルは、灌水管理の指標(目安)となるため、実用面で有用と考えられる。また、本報では、説明変数である灌水開始点をpF値として扱った。説明変数に土壌の水ポテンシャルを用いる検討も試みたが、モデルA~FのAICはpF値使用時のそれに比べて同等あるいは大きい値を示し、モデルの改良には結びつかなかった(データ省略)。

2 BER発生・糖度の年次変動

本研究では、ランダム効果として年次変動を考慮した解析手法を用いた。「りんか409」のBERに係るモデルでは、糖度に係るモデルと異なり、ランダム効果が明らかに大きかった。このことから、BER発生は糖度に比べて年次変動しやすいものと推察される。本研究でみられた年次変動の要因は、気象条件(天候)及び土壌条件であろう。前者の制御は困難であったが、後者については、ソルガム栽培に加えて十分な散水による除塩を毎試験前に行い、土壌管理を通して年次差の縮小に努めた。BER発生は、天候の急変による短期間のストレスでも発症し得るとされるが²⁾、果実内における糖の集積は、果実肥大期~

成熟期の長期間にわたって徐々に進行する^{4,6)}。気象現象は、長期で平均すると相殺されて年次差は小さくなりやすいことから、影響を受ける期間の長短が年次変動の大小に寄与したものと思われる。更に冒頭で述べた通り、BER発生の要因は複合的で、発生の機構が複雑であることも年次変動を大きくする一因になったものと思われる。「鈴玉」では、BER発生に係るモデルにおいても、モデルCを除いてランダム効果が0と算出された。大東¹⁴⁾は、ランダム変量3水準以下では、その標準偏差の推定が困難になると指摘している。従って、「鈴玉」の試験データが2年分(ランダム変量2水準)と少なかったことが原因と思われる。

以上の結果から、本研究は2品種による検討であるが、灌水制限下のBER発生及び糖度はそれぞれ異なる応答特性を有することが示唆された。BER発生のモデルは非線形性を示し、糖度のそれに比べて年次変動が大きく、品種間差が認められた。特に「りんか409」は灌水制限に鋭敏に応答した。本研究で構築した灌水管理とBER発生・糖度との関係を示すモデルは、品種が限定されるものの、任意の糖度を確保するために効果的な灌水開始点を推定でき、併せてBER発生リスクを評価できることから、経営戦略に応じた灌水管理方針の決定に有用である。更に気象データを加えることで、作型又は季節に依存しないモデルへの展開も考えられる。また、本研究で用いた混合効果モデルは、時期・場所等によるばらつきをランダム効果として評価できるため、生産現場で収集されるデータの解析手法として応用が期待できる。

謝辞：本研究を遂行するに当たり、農研機構の中野明正博士には供試土壌の物理性調査及び水ポテンシャル換算方法で御指導頂き、同機構の松永啓氏には試験用種子の提供で御協力頂いた。ここに感謝の意を表する。

引用文献

1. Ho, L. C. and White, P. J. A cellular hypothesis for the induction of blossom-end rot in tomato fruit. *Annals of Botany*. 95, 571-581(2005)
2. 鈴木克己. 農業技術大系野菜編2トマト. 農山漁村文化協会. 東京. p. 基527-基532(2014)
3. 森国博全, 嶋田永生. トマトの隔離床栽培における尻腐れ果発生に及ぼす施用窒素形態の影響. *日本土肥誌*. 72, 489-498(2001)
4. 栃木博美, 川里宏. トマトの促成栽培における土壌水分が果実品質に及ぼす影響. *栃木農試研報*. 36, 15-24(1989)
5. 番喜宏, 山下文秋, 林悟朗. 栽植密度及び水ストレスがトマトの果実糖度及び乾物生産に及ぼす影響. *愛知農総試研報*. 26, 163-167(1994)
6. 房尾一宏. 土壌水分と天候および水ストレス付与時期がトマトの体内水分および生育、収量、品質に及ぼす影響. *広島農技セ研報*. 75, 1-7(2003)
7. Pill, W. G. and Lambeth, V. N. Effects of soil water regime and nitrogen form on blossom-end rot, yield, water relations, and elemental composition of tomato. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* 105(5), 730-734(1980)
8. 吉田徹志, 上田英臣, 馬西清徳, 福元康文. 灌水条件と窒素施用量がトマト果実のCa、窒素集積に及ぼす影響と尻腐れ果発生との関係. *日本土肥誌*. 68, 178-180(1997)
9. Taylor, M. D., Locascio, S. J. and Alligood, M. R. Blossom-end rot incidence of tomato as affected by irrigation quantity, calcium source, and reduced potassium. *HortScience*. 39(5), 1110-1115(2004)
10. 松浦京子, 高柳りか, 佐藤達雄, 吉田誠. かん水同時施肥法による高糖度トマトの生産安定. *神奈川農総研報*. 143, 55-60(2002)
11. 白水武仁, 吉田耕起, 岩本英伸, 山並篤史. 簡易隔離床を利用した高糖度トマト生産のための培地のpF値に基づく自動給液管理法. *熊本農研セ研報*. 18, 56-61(2011)
12. 山田良三, 川嶋和子, 今川正弘. 即時制御灌水システムを導入した隔離床栽培トマトの養液土耕栽培マニュアル. *愛知農総試研報*. 37, 61-66(2005)
13. 久保拓弥. データ解析のための統計モデリング入門. 岩波書店. 東京. p. 1-267(2012)
14. 大東健太郎. 線形モデルから一般化線形モデル(GLM)へ. *雑草研究*. 55(4), 268-274(2010)
15. 山田雅之. 変量効果を含むシグモイド型用量反応曲線におけるEC₅₀の推定. *日薬理誌*. 133, 319-324(2009)
16. 伴野雅之, 栗山善昭. 潮位による影響及び時間異質性を考慮した汀線変動モデルの構築と将来予測. *土木学会論文B2(海岸工学)*. 69(2), I_541-I_545(2013)
17. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (2017). <https://www.R-project.org/>.
18. 樋江井清隆, 高木俊輔, 番喜宏, 東出忠桐. トマト抑制栽培において尻腐れ果発生に及ぼす地上部環境の影響. *園学研*. 15別2, 162(2016)