

北部九州におけるソルガムの出穂に要する数種積算温度の 一定性と重回帰式による出穂期の予測

上田允祥*

(福岡県農業総合試験場)

要旨: 北部九州におけるソルガムの計画的栽培利用計画に資するため、播種当年の気象条件を用いて早期かつ簡易な予測法について検討した。兼用型ソルガムの中生品種 P 956 を用いて、まず出穂に要する積算温度の一定性を検討した。積算温度としては単純積算温度、生育下限温度 10℃ 以上を積算した有効積算温度 I 法、および播種後日数と出穂までの単純積算温度との関係から最小二乗法により求めた生育下限温度以上を積算する有効積算温度 II 法の 3 つを調べた。その結果、積算温度の一定性の程度を示す変動係数が 9.7~8.0% であり、有効積算温度を用いて予測する方法では精度が低いと判断された。つぎに、播種後の平均気温と日長を用いた重回帰式を作成し、出穂期の予測を行った。その結果、播種後 10 日間の平均気温と播種時の日長を変数とする重回帰式は、その予測値と観測値との差の標準偏差が 2.8 日であり、出穂期を精度良く予測できた。

キーワード: 重回帰式、出穂期、ソルガム、有効積算温度、予測。

ソルガムは暖地ではトウモロコシ以上に栽培利用される場合が多い。このソルガムの出穂期を正確に予測できれば、計画的栽培利用計画の策定に大きく貢献すると考えられる。特に、兼用型ソルガムはホールクロップサイレージとして乳熟~糊熟期前後に収穫するため、出穂期を精度良く予測することが大事である。

この予測に関して、トウモロコシの生育期間は詳細に分類、モデル化 (Hanway 1963, 岩田 1973, Torigoe 1986) され、生殖成長の指標として絹糸抽出期到達に要する積算温度の一定性についても多くの論文が報告されている。櫛引 (1979) は単純積算温度が一定であること、岩田・大久保 (1969)、古賀ら (1994)、関ら (1996) は有効積算温度が一定であることを報告している。上田 (2002a) は品種毎に播種後生育日数と絹糸抽出に要する単純積算温度間に 1 次重回帰式を当てはめて求めた生育下限温度以上を積算した有効積算温度の一定性が高いことを報告している。

一方、ソルガムは感光性により生育が支配されている品種の多いことが報告されている (Coleman and Belcher 1952, 井口ら 1967, Caddel and Weibel 1971, 中野ら 1997)。筆者も流通しているソルガムの市販品種は感光性が大きいことを認めている (上田・川口 1982)。星川ら (1994) は、ほぼ、同時期に播種しても出穂期の変動が大きいことを認めている。このように、ソルガムは感光性が大きいと、出穂期が播種期により大きく変動すると予想されることから、出穂に要する積算温度の一定性を調査した報告は少なく、吉村ら (1995) がソルガムの FS 902 を用いて 5 月に播種した場合、播種後 10 日の積算温度と出穂までの有効積算温度間に高い相関関係が存在することを報告している程度である。そこで、ソルガムの出穂期予測の第一段階として、感光性程度が比較的小さい兼用型ソルガムの P 956 (小野 1986) を用いて積算温度の一定性を

検討する。

ところで、具体的な予測を行う場合、出穂に要する積算温度は生育日数に置き換える必要があり、予測手段として煩雑さがある。この生育日数の予測に関して、水稻では重回帰分析法が広く用いられてきた (谷藤・東海林 1985, 森ら 1987)。しかし、重回帰分析による予測は、予測に用いられた範囲を大きく越えて適用できないこと等が指摘 (堀江 1988) されている。この欠点を解決するため、近年、非統計的な手法であるノンパラメトリック法による予測 (田村ら 1989, 石橋ら 1990, 高橋ら 1991, 田村ら 1991) が行われている。しかし、ノンパラメトリック法による予測は、予測時点以降の温度条件によっては予測精度が低下する可能性がある。他方、重回帰分析法は、ある一定地域内の適用であれば予測精度が高く、入手が容易な要因による予測は利便性が大きいと考えられる。重回帰分析法を用いて、上田ら (1998) は香川県におけるキヌヒカリの出穂期予測、上田 (2002b) は北部九州地域でのトウモロコシの絹糸抽出期予測を行い、高い精度で予測できることを報告している。井口ら (1967) は播種後の平均気温と出穂日数との相関関係は早生品種で高いことを報告しているが、ソルガムの出穂までの生育日数を予測した報告はほとんど見られない。

そこで、播種当年の気象条件を用いて、早期かつ簡易な予測を目的として、播種後 1 カ月以内の気温と日長を変数とした重回帰式による出穂期の予測を行った。

材料と方法

1. 数種積算温度の一定性の比較

試験は福岡県農業総合試験場畜産研究所内圃場 (花崗岩残積土) で実施した。試験 1 では兼用型ソルガムの中生品種ハイカロソルゴー (P 956) を用いて出穂期と積算温度との関係を検討した。供試データには 1983 年から 1989 年

にかけて実施した20回の播種期試験の出穂期調査結果を用いた。栽植密度は畝幅65 cm, 株間15 cmで, 基肥として窒素, 燐酸, カリを各 10 g m^{-2} , 追肥として窒素, カリ各 7 g m^{-2} を7葉期に施肥した。積算温度は下記の3方法を用いて求めた。

(1) 単純積算温度 (SHUA) $= \sum TD = TM \cdot X$ (TDは日平均気温, TMは期間平均気温, Xは出穂までの日数)。

(2) 有効積算温度 (EHUA I) I法。生育下限温度を 10°C として, それ以上を積算する方法である。すなわち,

$$\text{EHUA I} = \sum (TD - 10) = \sum TD - 10X$$

ここで, (1)を用いて上式を変形すると

$\text{SHUA} = 10X + \text{EHUA I}$ となるので, SHUAはEHUA IとXから求めることができる。

(3) 有効積算温度 (EHUA II) II法はEHUA Iと同様に生育下限温度をAとすれば,

$\text{EHUA II} = \sum (TD - A)$ となり, 同様に $\text{SHUA} = AX + \text{EHUA II}$ の1次回帰式で表すことができる。

2. P 956 の日長反応

日長と出穂期との関係を明らかにするため, 1987年4月13日, 5月29日および8月8日にP 956を播種し, 露地栽培(対照)と日長調節装置を用いた12時間日長(短日)および14時間日長(長日)との比較調査を行った(試験2)。その際, 感光性が比較的高いソルゴー型品種(上田・川口 1982)としてスーパーソルゴー (KCS 105)を比較品種として用いた。栽植密度は畝幅60 cm, 株間20 cmとし, 基肥として窒素, 燐酸, カリを各 10 g m^{-2} , 追肥として窒素, カリ各 5 g m^{-2} を5葉期に施肥した。1区5個体の2区制として出穂までの生育日数を求めた。なお, 日長調節装置は幅1.8 m, 長さ3.6 m, 高さ2.8 mの規模で, 夜間は鉄製の枠を移動開閉することにより全体を被覆し, 点灯の有無により日長を調節する方式である。

3. 重回帰分析法による出穂期の予測

試験1で得られた出穂に要する播種後の生育日数を目的変数とし, 播種後10, 20および30日間の平均気温(T 10, T 20, T 30), 播種時, 播種後10, 20日目の日長

(P 0, P 10, P 20), さらに, 1月1日を起算日とする播種日(D)を加えた7変数を説明変数として重回帰分析を行い(試験3), 出穂期の予測を行った。日長は北緯 $33^{\circ}35'$, 東経 $130^{\circ}24'$ 地点の値(東京天文台 1981)を用いた(第1図)。分析に際しては予測の簡便性を考慮して気温1, 日長1の2変数で予測することを主眼とした。予測の精度としては原則として決定係数と観測値と予測値との差の標準偏差を用いた。気温は福岡県農業総合試験場畜産研究所のデータを用いた。

結果と考察

1. 出穂までに必要な数種積算温度の一定性の比較

試験IIの20回播種データの中で, P 956を5月中旬に播種したときの出穂到達に要する生育日数および積算温度を第1表に示した。生育日数, 積算温度の平均±標準偏差は, それぞれ, 68.4 ± 3.1 日, $1569 \pm 78.7^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$ であった。そのときの変動係数(標準偏差/平均 $\times 100\%$)は生育日数が4.6%, 積算温度が5.0%だった。筆者はトウモロコシを5月中旬に播種したときの絹糸抽出に要する生育日数および積算温度の変動係数を求め, それぞれ, 2.0~2.6%, 2.1~1.1%を得ている(上田 2002a)。この変動係数の値と比べて, 本試験のソルガムで得た4.6~5.0%はやや大きいと考えられる。

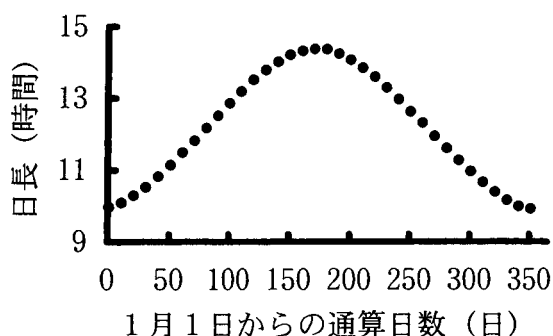
星川ら(1994)はソルガム14品種を用い, 3年間の出穂期調査を行い, 品種や年次により出穂期の変動が大きいことを認めている。その理由は寒地であり, 短日と低温が影響したものと推測している。本試験は暖地で実施した試験であるが, 暖地でも年次による気温の変動等により, 出穂期の変動が大きくなったものと考えられ, 出穂に要する積算温度一定性成立の可能性が低いことが考えられる。

次に, 試験Iの20回の播種データを用いて出穂に要する生育日数および3種の積算温度の平均値, 標準偏差および変動係数を第2表に示した。生育日数は 71.9 ± 13.4 日であった。単純積算温度(SHUA)は平均 $1628.6^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$,

第1表 5月中旬播種時の出穂までの生育日数と積算温度($^{\circ}\text{C} \cdot \text{日}$)。

年次	播種日	生育日数	積算温度
1983	5.18	69	1608.2
1984	5.15	63	1460.2
1985	5.17	73	1671.0
1986	5.21	69	1596.1
1987	5.20	70	1626.4
1988	5.22	66	1475.8
1989	5.22	69	1543.7
平均		68.4	1568.8
標準偏差		3.1	78.7
変動係数(%)		4.6	5.0

品種はP 956。変動係数は標準偏差/平均 $\times 100\%$ として求めた。

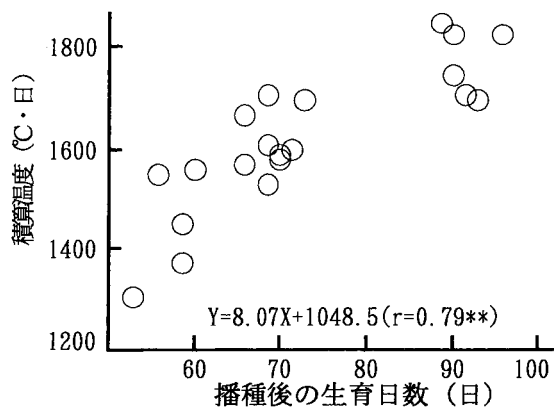


第1図 北部九州における日長の推移。
測定地点は北緯 $33^{\circ}35'$, 東経 $130^{\circ}24'$ 。

第2表 出穂に要する生育日数の変動程度と数種積算温度の一定性の比較。

項 目	生育 日数	積算温度(℃・日)		
		SHUA	EHUA I	EHUA II
平 均	71.9	1628.6	909.6	1048.4
標準偏差	13.4	137.1	88.0	84.1
変動係数(%)	18.6	8.4	9.7	8.0

EHUA II は生育日数(X) と SHUA(Y) 間に得られた1次回帰式の係数 8.07 を生育下限温度として求めた。変動係数は標準偏差/平均×100%として求めた。



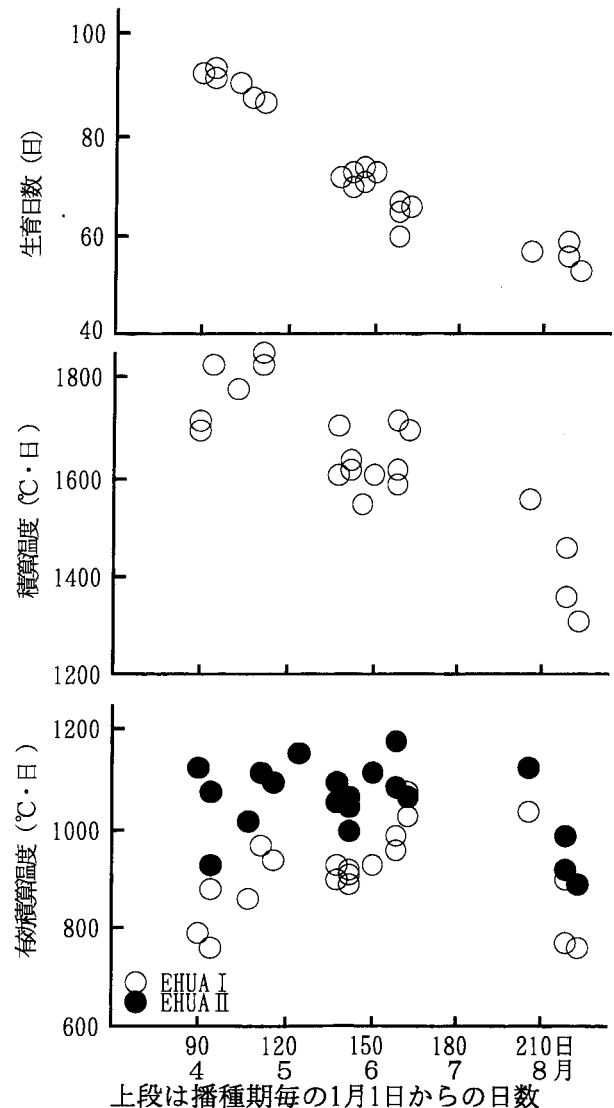
第2図 出穂に要する播種後の生育日数と単純積算温度との関係。

**は1%水準で有意。

変動係数が8.4%であった。生育下限温度を10℃とする有効積算温度I (EHUA I) の変動係数は9.7%だった。有効積算温度II (EHUA II) は第2図に示したように播種後の生育日数と SHUA 間に $Y = AX + B$ を当てはめ、A を生育下限温度として求めた。その結果、 $Y = 8.07X + 1048.5$ の1次回帰式が得られ、8.07℃を生育下限温度として EHUA II を求めた。このときの変動係数は8.0%であり、3種積算温度中でその変動係数が最も小さかった。

P 956 は兼用型品種に属し、ホールクロップサイレージとして乳熟から糊熟期前後に収穫するのが一般的であり、収穫期の予測を行うには出穂期を精度高く予測することが大事である。この出穂期が年次や播種期の違いにより、どの程度変化するかを明らかにするため、北部九州で4月から8月に播種したソルガムの出穂期到達に必要な SHUA は平均 1628.6℃・日、変動係数 8.4%となっている(第2表)。櫛引(1979)はトウモロコシを5月中旬から6月上旬に播種した場合、北海道では単純積算温度(SHUA)の変動係数が3.6~4.8%であり、SHUAの一定性が高いことを報告している。本報で得られた変動係数の8.4%はそれよりかなり大きく、北部九州におけるソルガム P 956 の SHUA の一定性は成立しないと言える。

播種期の違いと出穂までの生育日数および3種の積算温度との関係を第3図に示した。SHUAは播種が遅くなる



第3図 出穂に要する生育日数、積算温度と播種期との関係。

につれ、概して直線的に低下している(第3図の中央図)。しかし、4月から5月の播種においては SHUA が大きくなっている。これは生育に寄与しない温度を含んでいることが原因と考えられる。そこで、生育下限温度を10℃とする EHUA I、播種後日数と SHUA との関係から1次回帰式を作成し(第2図)、8.07℃を生育下限温度とする EHUA II を求め、有効積算温度の一定性を変動係数により検討した。その結果、それぞれの変動係数は9.7%、8.0%となり、EHUA II が3種の積算温度法の中では最も変動係数は小さくなった。しかし、岩田(1973)はトウモロコシの絹糸抽出に要する有効積算温度の一定性について検討し、最良の変動係数が1.5~2.0%であると報告している。したがって、それと比較して、ここでの結果は変動係数が大きく、有効積算温度の一定性が成立しているとは言い難い。

ソルガムの出穂期は日長の長短により影響を受けるとする報告が多く(井口ら 1967, Caddeland and Weibel

1971, 松浦 1990, 星川ら 1994), このことも影響して積算温度の一定性が認められなかったことが考えられる。第3表はP 956とKCS 105の日長反応試験結果を示したものである。両品種とも出穂までの生育日数は短日で促進, 長日で遅延した。P 956は5月播種での短日による促進が12日と大きく, ついで, 4月播種の6日であった。KCS 105も短日による促進傾向はP 956と同様であったが, 促進日数はより大きく, 5月播種で20日, 4月播種で11日となった。長日による遅延は8月播種で最も大きく, P 956が9日, KCS 105が24日であった。5月播種は対照区の播種後10日の日長が14時間18分前後であり, 長日区の14時間と比べ, ほとんど差が認められなかった。P 956はソルガム品種の中では比較的日長感性が低い品種である(小野 1986)。しかし, 5月播種(播種後10日の日長14時間18分)は短日(12時間)と比較して生育日数が12日遅延し, 8月播種(播種後10日の日長13時間18分)は長日(14時間)と比較し生育日数が9日促進した。このような結果は日長や夏期の高温の影響を受けたためと考えられる。

第3図の下図は播種期とEHUA I, EHUA IIとの関係を示したものである。EHUA Iは4~5月および8月播種で小さく, 6~7月の長日下で大きい傾向が見られる。EHUA IIは播種期間の変動がEHUA Iに比べて小さいが, 8月の高温・短日下での短縮傾向が顕著であり, このことが, 有効積算温度の一定性を低めた一つの原因と推察される。

第3表 日長と播種期の違いが出穂までの生育日数(日)に及ぼす影響。

品種	播種 月日	日長			対照との差	
		短日	対照	長日	対-短	対-長
P956	4. 13	84	90	95	6	-5
	5. 29	55	67	67	12	0
	8. 8	59	60	69	1	-9
KCS-105	4. 13	91	102	108	11	-6
	5. 29	61	81	83	20	-2
	8. 8	65	73	97	8	-24

差は対照-短日(長日)。対照区の播種後10日の日長は4月播種が13時間20分, 5月播種が14時間18分, 8月播種が13時間18分前後である。

2. 重回帰分析法による出穂期の予測

P 956の出穂までの生育日数および数種積算温度と播種期毎の1月1日からの起算日数(D), 播種後10, 20および30日間の平均気温(T 10, T 20, T 30), 播種時, 播種後10および20日目の日長(P 0, P 10, P 20)の単相関係数を求めた(第4表)。

その結果, 生育日数との関係ではD, T 10, T 20, T 30およびP 0間に大きいマイナスの相関係数が得られた。井口ら(1967)はソルガム早生品種は播種後30日の平均気温と出穂日数の相関関係が大きいことを認めている。本試験では中生のP 956を用いているが, 井口ら(1967)の報告と同様の結果が得られている。Dとの相関も高いが, 魚住ら(2000)はP 956について, 播種期が遅くなるに従い生育日数が促進されることを認めており, 本試験で得られた高いマイナスの相関とも一致した。SHUAと各変数間の相関係数はDおよびTとの相関係数が大きく, Pとの相関係数は小さかった。生育日数と同様にSHUAとの相関係数もすべてマイナスとなった。播種期Dと生育日数およびSHUAの関係を第3図に示した。生育日数およびSHUAの両者とも播種が遅くなると短くなるマイナスの直線関係が認められる。播種が遅くなると気温(T)が上昇あるいは日長(P)が長くなるが, これに応じて生育日数およびSHUAが減少するため, 結果としてマイナスの相関となったものである。SHUAと各変数間の相関係数には, 生育日数との関係と, ほぼ同様の傾向が見られるが, 全体的に相関係数が小さく, 特に, 日長との相関関係の低いのが特徴的である。これは, 第3図の中央の図で示したように, 4月から5月, 6月になるとともに日長は長くなるが, SHUAは短縮するため, この期間の日長とSHUA間の相関係数はマイナスとなる。その後, 6月から8月に向かって日長条件は短日となるが, SHUAは短縮するため, この期間はプラスの相関となり, 結果として, 4月から8月の期間全体では相関係数が小さくなったものと考えられる。

つぎに, EHUA I, EHUA IIと各変数間の相関係数を求めた。EHUA Iではすべてプラスの相関係数が得られ, 特に, Pとの相関係数が大きくなった。これはEHUA Iが緩やかな凸状を描いて推移しており, 日長の季節分布と類似した推移傾向を示すためである。Pとの関係はEHUA IIもEHUA Iとほぼ同様の傾向を示したが, 相関係数はやや小さくなった。これは, EHUA IIの分布が

第4表 出穂までの生育日数および数種積算温度と各変数との単相関係数。

目的変数	D	T10	T20	T30	P 0	P10	P20
生育日数	-0.927**	-0.944**	-0.926**	-0.943**	-0.798**	-0.528	0.211
SHUA	-0.811**	-0.788**	-0.673**	-0.666**	-0.360	-0.066	0.272
EHUA I	0.149	0.211	0.362	0.401	0.656**	0.702**	0.658**
EHUA II	-0.129	-0.070	0.094	0.129	0.441	0.572**	0.641**

*, ** はそれぞれ5%, 1%水準で有意であることを示す。

第5表 出穂までの生育日数を予測した重回帰式の決定係数と予測誤差。

項目	変数	P 0	P10	P20
決定係数	T10	0.962	0.956	0.956
	T20	0.894	0.877	0.867
	T30	0.916	0.905	0.898
予測誤差	T10	2.8	2.9	3.2
	T20	4.6	5.0	5.2
	T30	4.1	4.4	4.5

予測誤差は観測値と予測値との差の標準偏差を示す。

EHUA I に比べてやや直線に近くなっているため、相関係数が小さくなったものと考えられる。

一方、播種後の気温と EHUA I および EHUA II との相関係数はすべて小さな値であった。第3図の下図に示したように EHUA I および EHUA II は凸から直線に近い形で推移するが、気温は4月から8月にかけて直線的に上昇するため、相関係数が小さくなったものと考えられる。

出穂までの生育日数を T および P 変数を用いた重回帰式により予測を行い、そのときの決定係数と標準誤差を第5表に示した。具体的な生育日数は第6表の観測値欄に示した。生育日数予測を行った結果、予測誤差は T10, P0 の2.8日が最少であった。そこで T10, P0 を用いた重回帰式による予測結果を第6表の予測欄に示した。その結果、決定係数が0.96と大きく、各回帰係数とも1%水準で有意な重回帰式が得られ、観測値と予測値の差は最大で-5.0日であった。

ソルガムは飼料作物として導入されたのが比較的新しく(西村・荒田 1952, 原田ら 1966), また、生態的特性の違いも大きい(小野 1986)。日長と気温に対する反応が品種により大きく相違する(Coleman and Belcher 1952, 井口ら 1967, Caddel and Weibel 1971, 中野ら 1997)。さらに、多くの品種は感光性により生育が支配されている(井口ら 1967, 中野ら 1997)。そのため、出穂期の予測を行った報告は少ない(井口ら 1967, 吉村ら 1995)。

本報告は予測に用いる要因が入手容易で、かつ予測精度が高いことを条件として、重回帰分析法による予測を試みたものである。予測の前段として、出穂期までの生育日数と播種後の平均気温や日長との相関係数を求めた。播種後10, 20, 30日間の平均気温との相関が極めて高く、ついで、播種期や P0 との相関も高く、これらの変数による出穂期の予測は可能なことがうかがえた。そこで、気温と日長の各1変数を用いた重回帰式での出穂までの生育日数の予測を行った結果、予測誤差は T10, P0 を変数とする場合が2.8日と最も小さくなった。予測値と観測値との差の標準偏差に関して、トウモロコシの絹糸抽出期予測をノンパラメトリック法で行った田村ら(1991)の報告がある。それによると、生育日数の平均が66.5日、標準偏差が8.6日のとき、予測誤差が1.3~2.1日という結果が得ら

第6表 重回帰式による出穂期の観測値と予測値との関係。

年次	播種日	観測	予測	差
1983	5.18	69	69.5	-0.5
	6.8	67	64.9	2.1
1984	3.30	92	95.5	-3.5
	4.17	87	85.8	1.2
	6.8	60	65.0	-5.0
	8.8	57	54.6	2.4
1985	4.2	91	91.5	-0.5
	4.22	86	82.6	3.4
	5.17	73	71.7	1.3
	6.10	65	64.8	0.2
	7.26	55	52.4	2.6
1986	4.3	95	93.8	1.2
	5.21	69	71.6	-2.6
	6.5	64	63.8	0.2
	8.12	53	57.5	-4.5
1987	4.13	90	87.8	2.2
	5.20	70	68.0	2.0
	5.29	67	63.9	3.1
	8.8	60	61.0	-1.0
1989	5.22	69	72.2	-3.2
回帰式	T10	-1.891(-0.730)**		
	P0	-7.373(-0.342)**		
	定数	+ 210.4 **		
決定係数		0.962		
予測誤差 日		2.8		

差の+は予測日が観測日より早く、-は遅いことを示す。予測誤差は観測値と予測値との差の標準偏差を示す。回帰式の3段は各偏回帰係数を、() 内数値は標準偏回帰係数を示す。**は1%水準で有意。

れている。本試験の出穂期までの生育日数の標準偏差は13.4日と大きくっており、予測誤差2.8日は許容できる範囲と考えられる。

北部九州で栽培されるソルガムの出穂期を積算温度の一定性により予測するのは精度面で難点があるが、P956のような中生品種は播種後の気温と日長を変数とした重回帰式による予測は十分に実用性があることを明らかにした。今後、感光性の大きいソルゴー型品種について、回帰式の作成が必要と考えられる。

謝辞：本研究の遂行に当たり、全面的にご協力を頂いた福岡県農業総合試験場畜産研究所飼料作物研究室の関係諸氏に深く感謝の意を表します。

引用文献

- Caddel, J.L. and D.E. Weibel 1971. Effect of photoperiod and temperature on the development of sorghum. Agron. J. 63: 799-803.
- Coleman, O.H. and B.A. Belcher 1952. Some responses of sorgo

- to short photoperiods and variations in temperature. Agron. J. 44: 35-38.
- Hanway, J.J. 1963. Growth stages of corn. Agron. J. 55: 487-492.
- 原田重雄・井口武夫・大泉久一・西尾伸一・犬山茂・樽本勳 1966. ソルガム属作物の導入並びに定着に関する研究 (第I報) —品種の導入とその特性—中国農試研報 A-13: 111-144.
- 堀江武 1988. 生育予測診断法の意義と方法. 日本作物学会第186回講演会シンポジウム要旨 1-17.
- 星川清親・中村聡・後藤雄佐・田中正夫・壁谷雄一 1994. 寒冷地におけるスイートソルガム出穂期の年次変動と収量及び収量関連形質との関係. 日作紀 63: 610-615.
- 井口武夫・大泉久一・樽本勳 1967. ソルガム属作物の導入並びに定着に関する研究 (第2報) —出穂特性からみたソルゴー品種の生態的特性—, 中国農試研報 A-14: 97-118.
- 石橋英二・桐山隆・田村良文・金野隆光・小野祐幸 1990. ノンパラメトリック回帰を用いた温度影響評価による水稻の生育期予測. 日作紀 59: 443-449.
- 岩田文男・大久保隆弘 1969. トウモロコシの生育に関する生理生態的研究. 第1報 生育期間の有効積算温度の一定性. 日作紀 38: 91-94.
- 岩田文男 1973. トウモロコシの栽培理論とその実証に関する作物学的研究. 東北農試研報 46: 78-80.
- 古賀照章・木下博司・春日重光 1994. トウモロコシの生育・子実収量に及ぼす気温の影響. 日草誌 40(別号): 65-66.
- 櫛引英男 1979. 寒冷地におけるサイレージ用トウモロコシの原料生産特性と早晩生品種群の配合に関する研究. III. 各種積算温度の一定性並びに品種群の必要温度. 日草誌 25: 144-149.
- 松浦正宏 1990. ソルガムの品種とその利用. 畜産の研究 44-10: 71-79.
- 森康明・河野富香・房尾一宏・鳥生久嘉 1987. 広島県メッシュ気候図の利用に関する研究. 第8報 水稻の出穂期及び成熟期の推定とその利用. 広島農試報 50: 11-24.
- 中野淳一・魚住順・春日重光・中川仁 1997. 日長反応の温度依存性に着目したソルガム品種の分類. 日草誌 43: 62-63.
- 西村修一・荒田久 1952. 青刈飼料作物ソルゴーの2度刈. 農及園 27(7): 31-34.
- 小野信一 1986. ソルガム・スーダングラス. 農林水産技術会議事務局編, 牧草・飼料作物の品種解説. 日本飼料作物種子協会, 浦和. 119-126.
- 関正博・藤原泉・大浦俊彦・寺沼昇・中山貞夫 1996. 飼料用トウモロコシの熟期予測. I. 予測方法について. 茨城畜試報 23: 15-22.
- 高橋繁男・築城幹典・奥俊樹・福山正隆 1991. トウモロコシの生育予測モデル. 気温と日射量を要因として. 日草誌 37(別号): 91-92.
- 田村良文・竹沢邦夫・金野高光・小野祐幸・清野裕・門馬栄秀 1989. ノンパラメトリック法を用いた温度影響評価によるトウモロコシの絹糸抽出期予測. 日草誌 58: 48-54.
- 田村良文・萩野耕司・関村栄・的場和弘 1991. サイレージ用トウモロコシの絹糸抽出に対する気温と日長影響の評価—東北地域における例について—. 日草誌 37(別号): 95-96.
- 谷藤雄二・東海林覚 1985. 水稻生育の逐次予測モデルの構築とその適用. 山形農試研報 19: 1-22.
- 東京天文台編 1981. 理科年表. 丸善, 東京. 29.
- Torigoe Y. 1986. A conceptual model of developmental phases of maize on the basis of the relationship between differentiation and growth of vegetative and reproductive organs. Jpn. J. Crop Sci. 55: 465-473.
- 上田允祥・川口俊春 1982. トウモロコシにおける日長反応に関する研究. I. 数種長大作物の日長反応の差異. 日草誌 28(別号): 9-10.
- 上田一好・楠谷彰人・浅沼興一郎・井眞比古 1998. 香川県における水稻品種キヌヒカリの移植時期に関する研究—活着期, 出穂期および成熟期と気温との関係—. 日作紀 67: 136-142.
- 上田允祥 2002a. 北部九州地域における飼料用トウモロコシの絹糸抽出に要する数種積算温度の一定性の比較. 日作紀 71: 226-231.
- 上田允祥 2002b. 北部九州地域における飼料用トウモロコシの日長と気温を用いた重回帰式による絹糸抽出期の予測. 日作紀 71: 232-238.
- 魚住順・清水矩宏・黒川俊二 2000. 播種期及び栽培年次の違いがソルガム類 (*Sorghum bicolor* Moench, *S. bicolor* Moench × *S. sudanense* Stapf, *S. sudanense* Stapf) の主稈葉数および展開速度に及ぼす影響. 日草誌 45: 367-373.
- 吉村義則・鈴木正昭・四方久 1995. ソルガム FS902 の出穂時期及び乾物収量の推定. 日草誌 41(別号): 73-74.

Comparison of the Constancy of Heat Unit Accumulation Needed for Heading of Sorghum and Prediction of Heading Date by the Multiple Regression Formula in Northern Kyushu District : Mitsuyoshi UEDA* (*Fukuoka Livesock Soc, Hakata-ku Fukuoka 812-0044, Japan*)

Abstract : The constancy of the heat unit accumulation needed for the heading of sorghum cultivar P956 was examined for the simple heat unit accumulation method, the effective heat unit accumulation Method I in which a temperature above 10°C was accumulated, and the effective heat unit accumulation Method II in which the temperature above the minimum growth temperature was accumulated. The minimum growth temperature was calculated by the least squares method from the relation between the days after sowing and the simple heat unit accumulation until the heading date. The results showed that the coefficient of variation, showing the accuracy of the application, was 9.7 to 8.0 % for P956 and the constancy was inferior. In addition, the heading date was predicted by preparing the multiple regression formula using the average temperature and day length after sowing. The results showed that the standard deviation of differences in days between the observed and the estimated by the multiple regression formula, using the temperature for ten days after sowing and the day length at sowing time as variables, was 2.8 days for P956 and the heading date was accurately predicted by this formula.

Key words : Effective heat unit accumulation, Heading date, Multiple regression formula, Prediction, Sorghum.