

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

上田允祥*

(福岡県農業総合試験場)

要旨: 播種後1カ月以内の日長と平均気温を変数とする重回帰式を作成し、北部九州におけるトウモロコシの絹糸抽出期の予測を行った。供試品種は早生の G4321A, 中生の G4810A, 晩生の P3160 (以上輸入品種) および国内育成品種の交3号を用いた。その結果、輸入3品種では播種後20~30日間の平均気温 (T_{20} , T_{30}) と播種時および播種後10日目の日長 (P_0 , P_{10}) を変数として用いた重回帰式が最も精度良く予測でき、予測の精度を示す標準誤差は3品種とも2.7日以下となった。一方、国内育成の交3号は気温と日長を用いた重回帰式の標準誤差は最少でも3.7日と大きく、予測の精度は低かった。交3号は T_{20} , P_{10} に加えて、1月1日から播種期までの通算日数 (D) の3変数を用いた重回帰式による予測を行った結果、標準誤差が2.9日となり、予測精度は向上した。重回帰分析法による予測は、用いる変数の違いはあるが、4品種ともに絹糸抽出日を簡便かつ精度良く予測できる方法であり、予測方法として用いることは実用面からも十分に可能であると判断された。

キーワード: 絹糸抽出期, 重回帰分析, トウモロコシ, 日長, 予測。

トウモロコシのホールクロップサイレージ調製適期である黄熟期を的確に予測することは適正な作業計画の作成や栽培管理を可能にする上でも大事である。絹糸抽出期から黄熟期までの積算温度は一定性の高いことが報告 (岩田・大久保 1969, 櫛引 1979) されており、黄熟期を予測する場合、播種から絹糸抽出期までの期間を予測すれば良いともいえる。トウモロコシの絹糸抽出期の予測は、各種積算温度の一定性を応用した方法が用いられることが多い (Gilmore and Rogers 1958, 岩田・大久保 1969, 古賀ら 1994, 門馬 1990, 関ら 1996, 櫛引 1979)。しかし、具体的な予測を行う場合、絹糸抽出までの積算温度を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。

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絹糸抽出期の予測が行われ、有効積算温度法よりも予測精度が同等か、それ以上であることが報告されている (高橋ら 1991, 石橋ら 1990, 田村ら 1989, 田村ら 1991) が予測時点以降の温度条件によっては予測精度が著しく低下する可能性がある。さらに、トウモロコシの絹糸抽出期は気温とともに日長によっても影響されることが認められており、特に一代雑種の晩生品種や国内育成品種については絹糸抽出期が播種期の違いにより、大きく変化するとする報告も多い (町田ら 1966, 上田・川口 1982, 浦野・滝沢 1965)。これらの事実はトウモロコシの絹糸抽出期を予測する場合、気温と日長を要因とした予測が必要なことを示しているものと考えられる。

そこで、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絹糸抽出期の予測を行った。

材料と方法

1. 絹糸抽出までの生育日数の長短に及ぼす要因の解明

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は年次、播種期の違いによる絹糸抽出期到達に必要な生育日数の変動程度を明らかにするため、早生品種のスノーデントA号 (G4321A), 中生品種のスノーデント2号 (G4810A), 晩生品種のパイオニア特2号 (P3160) の輸入3品種および国内育成品種である交3号を用い、G4321Aは1980年から1983年にかけての24回、G4810Aは1981年から1984年にかけての23回、P3160は1983年から1985年にかけての14回、交3号は1981年から1985年にかけて18回の播種を行った。絹糸抽出月日を調査し、絹糸抽出までの生育日数、積算温度を求めた。栽植密度は畝幅70 cm, 株間18 cmとし、施肥量は基肥として窒素, 磷酸, カリを各 10 g m^{-2} , 追肥として窒素, カリを7葉期に各 5 g m^{-2} 施肥した。

試験2は日長と絹糸抽出期の関係を検討した。1981年は4月1日, 5月29日および8月7日にG4321A, 交3号を播種し、露地栽培 (対照) と日長調節装置を用いた12時間日長 (短日) との比較調査を行った。1983年は4月2日, 8月6日にG4321A, G4810A, P3160および交3号の4品種を播種し、露地栽培と16時間日長 (長日) との比較を行った。栽植密度は畝幅60 cm, 株間20 cmとし、施肥量は基肥として窒素, 磷酸, 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区制として絹糸抽出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、夜間は鉄製の枠が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。

2. 重回帰分析法による絹糸抽出期の予測

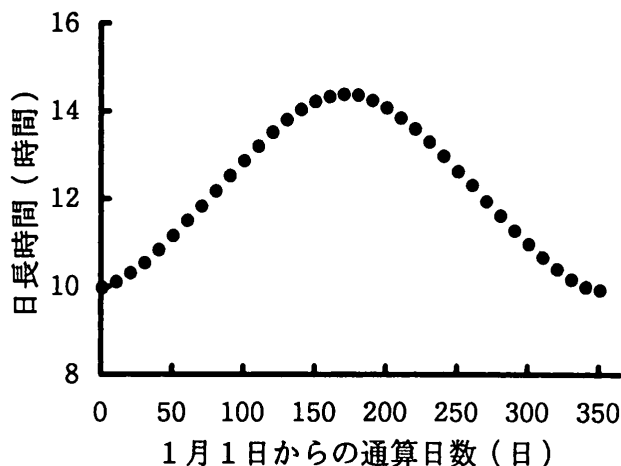
試験1で得られた絹糸抽出に要する生育日数を、播種後の早い段階で予測することを前提として、播種後10、20および30日間の平均気温をそれぞれT10、T20およびT30、播種時および播種後10、20日目の日長をそれぞれP0、P10およびP20とする6変数を用いて重回帰分析

を行った。日長は北緯33°35′、東経130°24′地点の値（東京天文台編1981）とし、第1図に示した。なお、1月1日を起算日とした日（ユリウス日）を播種期に割り付けるD要因を一部用いた。分析に際しては、予測の簡便性を考慮して気温1、日長1変数で予測できることを前提として検討した。予測の精度は原則として決定係数および観測値と予測値間の差の標準偏差（標準誤差）を用いた。

結果と考察

1. 絹糸抽出までの生育日数の長短に及ぼす要因の解明

第1表にトウモロコシ4品種について、3月中旬から8月中旬に播種したときの絹糸抽出に要する生育日数の最小日数と最大日数、播種期間全体の平均とその標準偏差および変動係数を示した。生育日数の範囲は最小が45日、最大が110日でその差が65日であった。生育日数の平均は



第1図 北部九州における日長時間の推移。
測定地点：北緯33°35′、東経130°24′。

第1表 絹糸抽出期まで生育日数（日）の播種期の違いによる変動程度。

項目	G4321A	G4810A	P3160	交3号
最小日	50.0	51.0	49.0	45.0
最大日	103.0	110.0	96.0	93.0
平均日	70.7	74.1	73.3	67.1
標準偏差	16.0	17.3	17.2	16.4
変動係数	22.6	23.4	23.5	23.8
播種回数	24	23	14	18

具体的な播種月日、生育日数は第5表に示した。
変動係数は標準偏差/平均×100%。

第2表 日長の違いが絹糸抽出までの生育日数（日）に及ぼす影響。

年次	播種月日	品種	日 長			
			短日	対照	長日	差
1983	4. 2	G4321A	-	88.2	92.3	-4.1
		G4810A	-	90.0	96.0	-6.0
		P3160	-	92.0	105.0	-13.0
		交3号	-	80.0	116.0	-36.0
	8. 6	G4321A	-	60.0	65.5	-5.5
		G4810A	-	65.5	70.3	-4.8
		P3160	-	57.0	76.3	-19.3
		交3号	-	51.0	90.0	-39.0
1981	4. 1	G4321A	88.0	93.0	-	5.0
		交3号	83.0	90.0	-	7.0
	5. 29	G4321A	55.0	58.3	-	3.3
		交3号	55.3	64.3	-	9.0
	8. 7	G4321A	50.0	53.0	-	3.0
		交3号	45.0	50.0	-	5.0

日長の項の差は対照—短日（長日）。播種時の日長は4月播種が12時間30分、5月播種が14時間10分、8月播種が13時間40分前後である。

第3表 4品種の絹糸抽出期までの生育日数、積算温度と各変数間の単相関係数。

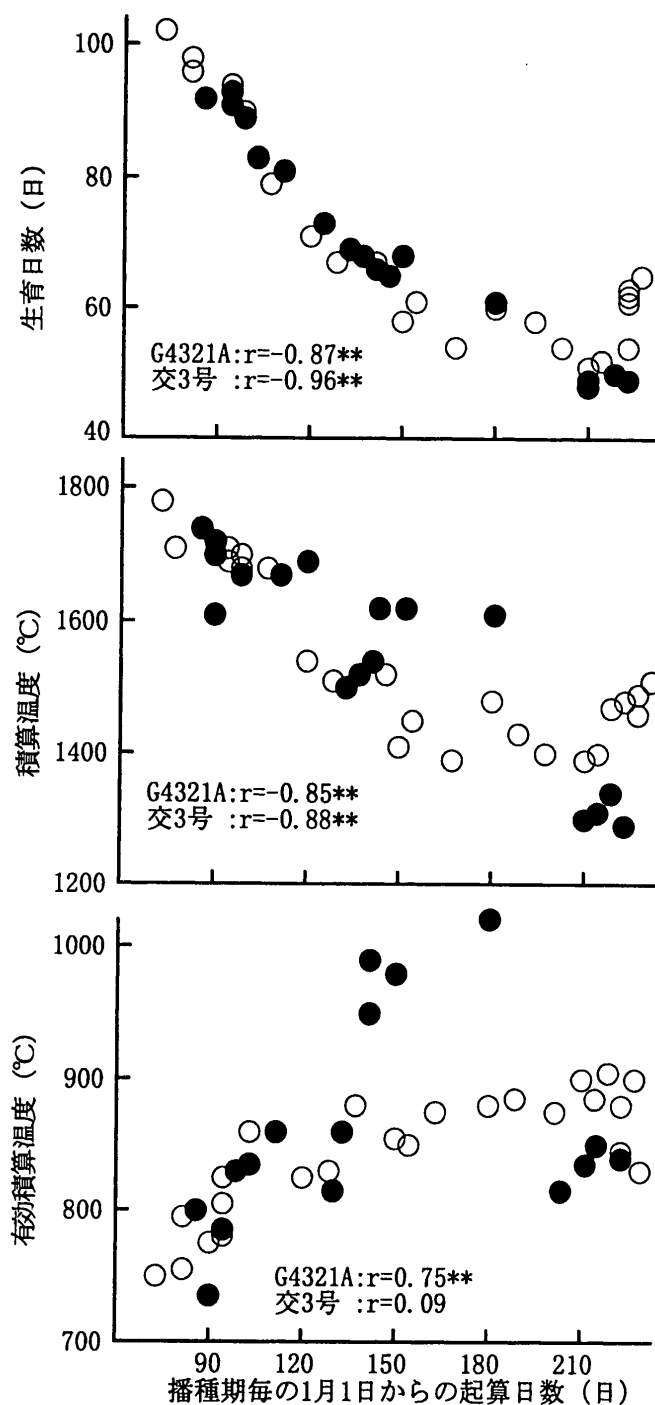
目的変数	品種	D	T10	T20	T30	P0	P10	P20
生育日数	G4321A	-0.874**	-0.927**	-0.946**	-0.958**	-0.946**	-0.804**	-0.471*
	G4810A	-0.867**	-0.897**	-0.926**	-0.942**	-0.950**	-0.826**	-0.492*
	P3160	-0.931**	-0.941**	-0.960**	-0.966**	-0.930**	-0.584*	-0.278
	交3号	-0.960**	-0.959**	-0.965**	-0.968**	-0.836**	-0.613**	-0.233
単純積算温度	G4321A	-0.850**	-0.895**	-0.911**	-0.917**	-0.933**	-0.795**	-0.492*
	G4810A	-0.830**	-0.854**	-0.882**	-0.894**	-0.915**	-0.808**	-0.491*
	P3160	-0.826**	-0.838**	-0.849**	-0.857**	-0.900**	-0.689*	-0.388
	交3号	-0.884**	-0.842**	-0.834**	-0.809**	-0.526*	-0.264	0.072
有効積算温度	G4321A	0.749**	0.811**	0.835**	0.860**	0.780**	0.657**	0.318
	G4810A	0.651**	0.674**	0.701**	0.723**	0.666**	0.527**	0.253
	P3160	0.486	0.484	0.509	0.507	0.282	0.164	-0.242
	交3号	0.085	0.169	0.199	0.254	0.575*	0.672**	0.610**

表中の相関係数の*は5%、**は1%水準の有意水準を示す。本報で作成する重回帰式は気温、日長ともそれぞれ1変数とするため相関行列は表示していない。有効積算温度は平均気温10℃以上を積算。

G4321A が 70.7 日, G4810A が 74.1 日, P 3424 が 73.3 日, 交 3 号が 67.1 日であり, それぞれの標準偏差は 4 品種をととして, ほぼ 16~17 日前後であった。変動係数は 4 品種全体で 22.6~23.8% であり品種間差は小さかった。

この 4 品種の日長と播種期の早晩による絹糸抽出までの生育日数の違いを第 2 表に示した。1983 年は長日処理 (16 時間) の影響を検討した。各品種とも 4 月播種に比べて 8 月播種は絹糸抽出までの生育日数が, ほぼ 25~35 日短縮した。これに対して長日処理により絹糸抽出期は G4321A が 4.1~5.5 日, G4810A が 6.0~4.8 日, P3160 が 13.0~19.3 日, 交 3 号が 36.0~39.0 日遅くなり, 交 3 号が季節による気温の高低にかかわりなく長日による遅延が大きかった。1981 年は G4321A および交 3 号を用いて播種期と短日処理 (12 時間) の影響を検討した。交 3 号は対照に比べて短日により 5 月 29 日播種において 9 日前後, 4 月および 8 月播種時にそれぞれ 7 日および 5 日の生育日数の短縮が見られ G4321A と比べて短日による生育日数の短縮傾向が顕著であった。播種期との関係では, 交 3 号は 5 月の長日条件播種において対照の生育日数が 64.3 日であり, G4321A の 58.3 日と比べて 6 日遅延した。

つぎに, 第 1 表に示した播種期試験データを用いて, 絹糸抽出までの生育日数, 単純積算温度および生育下限温度 10°C 以上を積算する有効積算温度と播種後 10, 20 および 30 日間の平均気温 (T_{10} , T_{20} , T_{30}), 播種時の日長 (P_0), 播種後 10, 20 日目の日長 (P_{10} , P_{20}) および播種期のユリウス日 (D) との間の相関係数を求めた (第 3 表)。その結果, 生育日数および単純積算温度と D , T_{10} , T_{20} および T_{30} との間にマイナスの大きい相関係数が得られた。日長との関係でも P_0 および P_{10} を対象にしたときにマイナスの相関関係が認められ, 輸入 3 品種の生育日数は P_0 との相関が特に強かったが, 交 3 号の生育日数は日長との相関がやや弱くなる傾向が見られた。単純積算温度との関係がマイナスの相関関係となっていることは生育に貢献しない温度が影響していると考えられたため有効積算温度との相関関係を求めた。その際, 有効積算温度は相対熱度算出に用いられる生育下限温度を 10°C として求めた (飯田 1980, 門馬 1990)。その結果, 生育日数とほとんどの変数との間にプラスの相関関係が認められた。そこで, 輸入 3 品種の代表として G4321A および国内育成品種の交 3 号について, 播種期 (D) と生育日数, 単純積算温度および有効積算温度との関係を第 2 図に示した。生育日数は両品種とも播種期が遅くなると短くなるが, G4321A は 210 日前後 (8 月) からやや長くなる傾向が見られる。図示していないが G4810A および P3160 も同様の傾向が認められた。一方, 交 3 号は直線的に低下した。この関係は単純積算温度との関係でも, G4321A はほぼ同様の傾向が認められるが交 3 号はやや凸に近い形で低下となった。有効積算温度については G4321A が直線



第2図 2品種の絹糸抽出に要する生育日数, 積算温度と播種期との関係。

図中の○: G4321A, ●: 交3号。図中の r は相関係数。
** は 1%水準で有意。

に近い形で播種期の遅延とともに高くなるのに対し, 交 3 号は 180 日前後 (6 月下旬) にかかなり高い積算温度となり G4321A と相違した。交 3 号は長日条件下で絹糸抽出が顕著に遅延, 短日条件下で促進する品種であり, このため, 6 月下旬の長日条件下において単純積算温度の低下が少なく, 有効積算温度が最も高くなり, 8 月以降の短日条件下において急速に低下したものと考えられる。

北部九州で 3 月中旬から 8 月にかけて播種したトウモロコシの絹糸抽出までの生育日数は播種が遅延するとともに短縮し, 8 月に再度長くなる。浦野・滝沢 (1965) は長野

県において早生から晩生を含む4品種を4月から8月にかけて播種し、同様の結果を報告している。しかし、交3号は輸入3品種と比較して8月播種でも生育日数がさらに短縮している。第3表に示したように、交3号はDと生育日数との相関係数が -0.96 の大きな値となったのは生育日数が直線的に低下することが原因であり、他の3品種の相関係数が $-0.86 \sim -0.93$ とやや小さくなったのは、8月時点での生育日数が長くなったことに起因しているものと考えられ、この関係は単純積算温度との関係でも、ほぼ同様である。

気温Tと生育日数との相関係数もすべてがマイナスとなっている。気温は3月から8月にかけて順次上昇する。播種期が遅くなるとともに高温になることに対応して生育日数が短くなるため、マイナスの相関となる。これに関連して生育日数とT20およびT30との間の相関係数は -0.92 以上の大きな値が得られた(第3表)。井口ら(1967)はソルガムの早生品種は播種後30日間の平均気温が出穂日数と高い相関があることを報告しており、本研究でのT30と生育日数との高い相関係数とも一致する。日長Pと生育日数との関係ではP0との相関が最も高く、品種では輸入品種の相関係数が大きく、交3号はやや小さな値となっている。輸入品種の相関係数が高いのは8月の日長が短縮する時期に、生育日数が長くなったためと考えられ、3月から7月に向かって日長が長くなるとともに生育日数は短く、8月の日長が短くなっていく時期に生育日数が長くなり、このため、日長と生育日数間に -0.93 以上の高い相関係数が得られたものと推察される。交3号は3月から7月までは輸入品種と同様の傾向を示すが、8月段階でも生育日数が短くなるため、播種期間全体をとおしたP0の相関係数が -0.84 とやや小さくなったものと考えられ

る。ここで、P0に比べて、P10およびP20の相関係数が急激に小さくなっているがその原因を考えてみたい。5月上旬の日長はおよそ13時間30分である。これは8月上旬の日長と匹敵する長さである。仮に播種後20日目の日長(P20)を予測に用いれば5月上旬播種は14時間日長となるのに対し、8月上旬播種では13時間の日長となり、約1時間の差が生じる。同様に、6月上旬播種は7月10日播種と同様の14時間15分日長だが、播種後20日目では31分の差が生じる(第1図)。したがって、日長を予測要因として用いるとすれば、播種時(P0)または10日目前後の日長(P10)が適していると推定される。

長日による日長効果を第2表に示したが、交3号は長日(16時間)による遅延が顕著であり、輸入3品種と決定的に相違する特性といえる。しかし、北部九州での最大日長は6月下旬の14時間23分前後である。したがって、この日長効果は、現実には出現しないと考えられる。そこで、4月、5月および8月播種における自然日長と短日との比較を試みた。5月下旬の日長14時間10分前後での播種は短日と比較して、交3号は絹糸抽出が9日遅延しており、かつ、4月の低温時で7日、8月の高温時で5日遅延している。交3号は第2表の注に示したように12時間日長に対し、30分~2時間10分程度の長日により絹糸抽出が5~9日遅延する感光性の強い品種であり、このため、低温短日条件の4月播種に比べ、5月下旬~6月の比較的長日条件下での短縮傾向が小さい反面、8月播種では高温・短日条件に反応して短縮が顕著になったものと考えられる。

2. 重回帰分析法による絹糸抽出期の予測

第5表に示した生育日数観測値を目的変数、第3表に示

第4表 絹糸抽出までの生育日数を2~3変数を用いて予測した重回帰式の決定係数と予測の際の標準誤差。

項 目		決定係数						標準誤差(日)					
		2			3			2			3		
供試変数の数													
品種	変数	P 0	P10	P20	P 0	P10	P20	P 0	P10	P20	P 0	P10	P20
G4321A	T10	0.977	0.974	0.956	0.978	0.979	0.959	2.5	2.7	3.5	2.6	2.5	3.5
	T20	0.984	0.984	0.973	0.985	0.985	0.974	2.1	2.1	2.7	2.1	2.1	2.8
	T30	0.984	0.983	0.976	0.984	0.984	0.976	2.1	2.2	2.6	2.2	2.2	2.6
G4810A	T10	0.960	0.962	0.933	0.962	0.972	0.939	3.7	3.5	4.7	3.7	3.1	4.6
	T20	0.969	0.975	0.957	0.969	0.977	0.957	3.2	2.9	3.8	3.3	2.9	3.9
	T30	0.971	0.978	0.964	0.972	0.979	0.965	3.1	2.7	3.4	3.1	2.7	3.5
P3160	T10	0.968	0.957	0.940	0.976	0.958	0.952	3.3	3.9	4.6	3.0	4.0	4.3
	T20	0.981	0.983	0.966	0.983	0.983	0.969	2.6	2.4	3.4	2.5	2.5	3.4
	T30	0.974	0.972	0.963	0.978	0.972	0.966	3.0	3.1	3.6	2.9	3.3	3.6
交 3	T10	0.953	0.953	0.952	0.968	0.973	0.970	3.7	3.7	3.8	3.2	2.9	3.1
	T20	0.951	0.951	0.951	0.967	0.972	0.969	3.8	3.8	3.8	3.2	2.9	3.1
	T30	0.943	0.942	0.943	0.966	0.972	0.966	4.1	4.1	4.1	3.3	3.0	3.3

標準誤差は観測値と予測値の差の標準偏差を示す。供試変数の数3の項の重回帰式は、表中の2変数に播種期のユリウス日(D)を加えた3変数を用いて計算した。作成した重回帰式はすべて1%水準で有意。

第5表 4品種の絹糸抽出期までの生育日数と重回帰式による予測との関係。

年	播種 次 月日	G4321A (T20, P10)			G4810A (T30, P10)			P3160 (T20, P10)			交3号 (T20, P10, D)		
		観測	予測	差	観測	予測	差	観測	予測	差	観測	予測	差
1980	4. 1	91	91.2	-0.2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	5. 16	68	65.6	2.4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6. 30	60	57.5	2.5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	8. 12	63	65.6	-2.6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1981	4. 2	90	91.9	-1.9	95	95.4	-0.4	-	-	-	91	88.1	2.9
	5. 29	59	60.9	-1.9	63	61.7	1.3	-	-	-	65	61.4	3.6
	8. 7	62	58.0	3.0	65	63.3	1.7	-	-	-	50	49.4	0.6
1982	3. 15	103	100.6	2.4	110	107.9	2.1	-	-	-	-	-	-
	3. 25	95	96.6	-1.6	100	102.5	-2.5	-	-	-	-	-	-
	4. 4	90	92.2	-2.2	93	89.8	3.2	-	-	-	-	-	-
	5. 8	68	66.3	1.7	75	69.5	5.5	-	-	-	-	-	-
	6. 2	62	59.8	2.2	62	62.9	-0.9	-	-	-	-	-	-
	7. 10	57	57.6	-0.6	60	58.3	1.7	-	-	-	-	-	-
	7. 20	54	56.6	-2.6	60	58.2	1.8	-	-	-	-	-	-
	7. 30	54	57.1	-3.1	62	60.2	1.8	-	-	-	-	-	-
	8. 11	65	61.5	3.5	70	66.5	3.5	-	-	-	-	-	-
1983	3. 25	93	92.0	1.0	97	98.2	-1.2	94	96.7	-2.7	93	91.1	1.9
	4. 2	87	87.2	-0.2	94	91.1	2.9	92	91.6	0.4	88	87.1	0.9
	4. 9	-	-	-	-	-	-	87	84.8	2.2	82	83.2	-1.2
	4. 16	80	78.2	1.8	81	81.5	-0.5	82	82.2	-0.2	80	79.6	0.4
	4. 30	73	73.1	-0.1	74	75.5	-1.5	-	-	-	71	73.4	-2.4
	5. 10	-	-	-	-	-	-	72	70.3	1.7	65	68.6	-3.6
	6. 17	53	55.3	-2.3	55	57.6	-2.6	-	-	-	-	-	-
	7. 18	50	50.6	-0.6	51	53.4	-2.4	49	51.2	-2.2	46	47.4	-1.4
	7. 25	-	-	-	-	-	-	50	52.4	-2.4	45	49.4	-4.4
	8. 6	58	58.9	-0.9	60	62.3	-2.3	61	59.9	1.1	49	49.6	-0.6
	8. 12	62	61.7	0.3	62	66.0	-4.0	-	-	-	-	-	-
1984	3. 30	-	-	-	93	96.5	-3.5	96	97.2	-1.2	87	89.3	-2.3
	5. 14	-	-	-	65	67.6	-2.6	67	70.3	-3.3	66	67.2	-1.2
	5. 18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	67	65.5	1.5
	6. 30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	58	52.3	5.7
	8. 3	-	-	-	57	57.9	-0.9	59	55.2	-3.8	51	48.9	2.1
1985	4. 2	-	-	-	-	-	-	93	89.8	3.2	-	-	-
	5. 16	-	-	-	-	-	-	69	69.9	-0.9	64	66.6	-2.6
	8. 2	-	-	-	-	-	-	55	54.3	0.7	-	-	-
重回 帰 式	T	-1.987	(-0.72)**	-	-2.156	(-0.70)**	-	-2.296	(-0.86)**	-	-0.410	(-0.14)	-
	P	-9.768	(-0.37)**	-	-11.210	(-0.39)**	-	-9.417	(-0.27)**	-	-6.897	(-0.23)**	-
	D	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.232	(-0.72)**	-
定数		+	243.2**			270.2**		+	247.8**			203.6**	
標準誤差 日				2.1		2.7			2.4			2.9	

表中の - 印は測定値がないことを示す。表中の () 内は採用変数を示す。差の欄の + は予測日が観測日より早く、- は遅いことを示す。標準誤差は観測値と予測値の差の標準偏差を示す。表中の重回帰式欄の上から3段は各偏重回帰係数を示し、() 内数値は標準偏重回帰係数。**は1%の有意水準を示す。

した変数を説明変数として、気温と日長を組み合わせた9通りの重回帰式を求めた。その結果、得られた各重回帰式の決定係数および観測日と予測日間の差の標準偏差(標準誤差)を第4表に示した。その際、第3表において生育日数と高い相関係数が認められたDを加えた3変数を用いて求めた結果は供試変数の数が3の項に示した。4品種について、すべて1%水準で有意な重回帰式が得られた。輸入3品種は変数に気温と日長を用いた重回帰式の標準誤差が小さく、最も小さな標準誤差が2.1日~2.7日であった。これは、輸入3品種の生育日数が気温および日長との相関が強いため考えられる。交3号は気温と日長のみで求めた重回帰式の標準誤差が輸入品種と比べてやや大きくな

る傾向が認められた。交3号は早生品種であり、低温・短日条件下における生育日数は輸入早生品種であるG4321Aと比べてほとんど差がないが、8月の高温・短日条件下では短縮傾向が大きくなる。このため、気温Tと生育日数との相関係数は大きい、日長Pと生育日数との相関係数は小さくなる。この対処法として、播種期が遅くなるとともに生育日数が直線的に低下する特性を利用して、変数としてDを加え、3変数による重回帰式を求めた。その結果、T20とP10およびDを変数とする重回帰式の標準誤差が2.9日となった。標準誤差が最も小さくなる変数を用いて作成した重回帰式における観測日と予測日との関係を第5表の予測値欄に示した。4品種の観測日と予測日の

差はG4321Aが $-3.1 \sim 3.5$ 日, G4810Aが $-3.5 \sim 5.5$ 日, P3160が $-3.8 \sim 3.2$ 日, 交3号が $-4.4 \sim 5.7$ 日であった。

これまでトウモロコシの絹糸抽出期を重回帰式で予測した報告は多くはない。久保・谷(1982)は各種作物の生育予測例のひとつとして絹糸分化指数を紹介している。その重回帰式は各日の温度, 日長の日較差, 遺伝的に定められている絹糸分化の最小日数を変数とするものであるが, 遺伝的に定められている絹糸分化の最小日数を求める必要がある。水稻の出穂期予測において, 森ら(1987)は地理的条件, 積算日長および各種の積算温度等, 30以上の変数を用いて最適重回帰式を求め, 5~7変数による重回帰式を作成し出穂期予測ができることを報告している。この方法は予測精度は高いが, 作成に要する変数が多く簡易予測面で難点がある。これまで, トウモロコシの絹糸抽出期を予測する方法として, 有効積算温度の一定性を利用する方法が多かった(岩田・大久保 1969, 古賀ら 1994, 櫛引 1979, 関ら 1996)。しかし, 積算温度は年次により大きく相違するため, 平年値の積算温度から絹糸抽出期を予測するのは精度の面で限界があると考えられる。さらに, 一定の積算温度に到達した時期を予測日とすることは現実的には絹糸抽出日を算出するのに煩雑さがあり, 播種後一定期間を経た時点で予測する方が予測手段としてはより利便性が高いと考えられる。上田ら(1998)は水稻キヌヒカリの収穫期予測に分けつまで日数と移植後30日間の平均気温を用いた重回帰分析を行い, 高い精度で予測できることを報告している。

ここで, これらの有効積算温度法や重回帰分析法等の統計的手法による予測は, 予測に用いられた範囲(地域や年次)を大きく越えて適用できないこと, および気象要因がどのような過程を経て生育に影響を及ぼしているかを明らかにできないという問題のあることが指摘されている(久保・谷 1982, 堀江 1988)。このため, 統計的な手法による予測の問題点を解決するため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が行われ, 有効積算温度法よりも予測精度が同等か, それ以上であることが報告されている(高橋ら 1991, 石橋ら 1990, 田村ら 1989, 田村ら 1991)。しかし, 入手が容易な変数を用いた重回帰式による早期予測は生産現場での利便性が大きいと考えられることから, 本研究では, 播種後1カ月以内の気温や日長および播種期のユリウス日を用いた重回帰分析法による予測を試みたものである。標準誤差は最も小さい場合, 輸入品種が2.1日~2.7日, 交3号が最も小さな標準誤差で2.9日であり, 第5表の予測値欄に示したように観測日と予測日の差は小さく実用的な予測法として利用できると考えられる。予測誤差について, 田村ら(1989)は3品種の出芽期から絹糸抽出期までの生育日数をノンパラメトリック法により予測し, 観測値と予測値との差の標準偏差は2.0~3.1日程度, さらに田村ら(1991)は日長と温度の交互作用を利用したノンパラメトリック法による予測を行

い, 観測値と予測値の差の標準偏差が1.3~2.1日であることを報告している。そのときの出芽期から絹糸抽出期までの生育日数の標準偏差は8.5日前後となっている。本研究では播種期から絹糸抽出期までの生育日数の標準偏差が16~17日(第1表)と極めて大きいにもかかわらず観測値と予測値の差の標準誤差が2.1~2.9日となっており, 田村らの報告(1989, 1991)と比べて予測精度は遜色のない高い水準であると考えられる。

この報告は, 3月中旬から8月中旬の長期間にわたって播種される北部九州地域において, トウモロコシの絹糸抽出期を容易に入手できる播種後1カ月以内の気温と日長を用いた重回帰式によって簡易に予測することの可能性を検討し, 一代雑種の早生, 中生および晩生輸入品種については高い精度での予測が可能なることを明らかにしたものである。国内育成の交3号は日長感応性や播種期による絹糸抽出期の変動が大きく, これらの品種については季節の影響を播種期のユリウス日を変数として追加した重回帰式により予測精度が向上することが判明した。

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

- Gilmore, E.C and J.S. Rogers 1958. Heat units as a method of measuring maturity in corn. *Agron. J.* 50: 611-615.
- 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.
- 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.
- 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報一出穂特性からみたソルゴー品種の生態的特性一. *中国農試研報* A-14: 97-118.
- 飯田克実 1980. ホールクロップ草種の栽培技術と作付け体系一(2)サイレージ用トウモロコシの安定・計画栽培一. *農業技術* 35(6): 246-251.
- 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.
- 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): 65-66.
- 久保祐雄・谷信輝 1982. 世界の食糧と異常気象. 農林統計協会. 東京. 213-255.
- 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.
- 町田暢・田中悌一・坂口進 1966. 長日がトウモロコシの出穂に及ぼす影響. *長野県農試報* 29: 29-31.
- 門馬栄秀 1990. サイレージ用トウモロコシの品種とその利用. 畜産の研究 44-10: 63-70.
- 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.
- 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 1 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):91-92.
- 田村良文・竹澤邦夫・金野隆光・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. 日作紀 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—東北地方における例について—. 日草誌 37(別):95-96.
- 東京天文台編 1981. 理科年表. 丸善. 東京. 29.
- 上田一好・楠谷彰人・浅沼興一郎・井真比古 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・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):9-10.
- 浦野啓司・滝沢康孝 1965. 播種期を異にした場合のとうもろこしの生育及び収量について. 第1報 密植栽培における生長量. 日作紀 33:443-449.

Prediction of Silking Date of Corn from the Multiple Regression Formula with Day Length and Average Temperature as Variables : Mituyoshi UEDA (*Fukuoka Agr. Res Cent., Chikuso 818-8549, Japan*)

Abstract : The silking date of corn was predicted from the multiple regression formula (MRF) with day length and the average temperature within one month after sowing as variables. The cultivars used were G4321A, G4810A and P3160, which are early, medium and late varieties, respectively, and domestic variety Ko-3. For the first three cultivars, the MRF with the average temperatures on day 20 and 30 after sowing (T20, T30) and the day lengths on day 0 and day 10 after sowing (P0, P10) as variables, provided the most accurate prediction, and the standard deviation of the estimated days from sowing to silking was less than 2.7 days in all varieties. In Ko-3, on the other hand, the standard deviation of the silking days estimated from MRF with the temperature and day length as variables was as large as 3.7, and the prediction accuracy was inferior. However, the prediction accuracy was improved by using the number of days from January 1 to the sowing day as the third variable of MRF in addition to T20 and P10. The standard deviation of the silking days estimated from the improved MRF was 2.9 days. The use of MRF, though the variables used differed with the cultivar, enabled the accurate prediction of silking day in all the four cultivars, indicating that this method is practically useful.

Key words : Corn, Day length, Multiple regression formula, Prediction, Silking stage.