

## 春播コムギ早晩 2 品種の発育と気温および日長との関係

高 橋 肇・中 世 古 公 男

(北海道大学農学部)

1992 年 1 月 27 日受理

**要 旨** : 1988 年と 1989 年の 15 回の播種期試験における発育のデータから、北海道育成の早生品種ハルユタカとドイツ育成の晩生品種 Selpek の気温および日長に対する発育反応の違いについて回帰式により生育相別に検討した。

気温と発育速度との間には、両品種とも全生育相で高い正の相関関係が認められ、生育前半(生育相 I と II)では高温条件下においてハルユタカの発育速度が Selpek に比べ高くなることが示され、登熟期間(生育相 IV と V)では低温条件下において Selpek の発育速度が著しく低下することが示された。さらに生育前半では両品種ともに日長とサーマル発育速度(発育速度を気温で除したもの、 $1/D(T-T_B)$ 、D: 日数、T: 気温、 $T_B$ : 基底温度)との間に正の相関関係がみとめられ、ハルユタカの発育速度が Selpek に比べ日長の影響を強く受けることが示された。

一方、1986 年、1987 年および 1991 年の 3 回の試験における発育データの実測値と計算値を気温と発育速度および日長とサーマル発育速度との関係を示す回帰式を用いて比較したところ、各生育相とも近似した値を示し、出芽期から積算して平均 3.8 日の誤差が認められるに過ぎなかった。

**キーワード** : 回帰分析、気温、サーマル発育速度、生育相、日長、発育速度、春播コムギ、品種間差異。

**Influence of Temperature and Photoperiod on Phenological Development in Early and Late Spring Wheat Varieties** : Tadashi TAKAHASHI and Kimio NAKASEKO (*Faculty of Agriculture, Hokkaido University, Sapporo 060, Japan*)

**Abstract** : The influences of temperature and photoperiod to phenological development of two spring wheat varieties, early Haruyutaka bred in Hokkaido and late Selpek bred in Germany, were investigated at the field of Agricultural Experimental Farm of Hokkaido University. There were linear relations between the rate of development and temperature through the all of growth phases for both two varieties. In growth phase I and II that is, phases before flag leaf emergence, the rate of development increased as temperature increased, at a larger extent in Haruyutaka than in Selpek. In growth phase IV+V, grain-filling period, the rate of development decreased at low temperature especially in Selpek. The thermal developmental rate,  $1/D(T-T_B)$ , is the value of developmental rate,  $1/D$ , divided by temperature,  $(T-T_B)$ . T and  $T_B$  are mean and base temperature, respectively. There were linear relationships between this thermal developmental rate and mean photoperiod in growth phase I and II, indicating photoperiod affected developmental rate more sensitively in Haruyutaka than in Selpek.

On the other hand, we compared the calculated results from regression formula for development based on temperature and photoperiod with the observation by field experiment in 1986, 1987 and 1991. The mean difference between observation and calculated results for the whole growing period was only 3.8 days.

**Key words** : Developmental rate, Growth phase, Photoperiod, Regression analysis, Spring wheat, Temperature, Thermal developmental rate, Varietal difference.

春播コムギは、気温と日長がその発育に影響を及ぼす主要な気象要因であることで知られている<sup>4)</sup>。一般に、作物の発育は気温が高いほど早まり、コムギは長日植物であることから<sup>2)</sup>、日長が長いほど花成が早まる。コムギにおけるこれら気温および日長と発育との関係は、これまでに多くの研究者によって解析されてきたが、品種の違い、特に早晩性を説明することのできるようなものは少なく、その再現性についても必ずしも十分であるとは言えない。

本試験では、早晩 2 品種を供試し、気温および日長が発育に及ぼす影響を回帰式を用いて明らかにし、品種による反応性の違いを式の係数あるいは定数から明らかにすることを目的とした。さらに、著

者らが 1986 年、1987 年および 1991 年に行った圃場試験のデータ<sup>14,15,16)</sup>と比較し、この回帰式の再現性についての検討を行った。

### 材料と方法

試験は、1986 年～1991 年に北海道大学農学部附属農場で行った。供試品種は、北海道で育成された半矮性、早生のハルユタカとドイツで育成された長稈、晩生の Selpek である。肥料は、1986 年と 1987 年には N-9, P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>-12, K<sub>2</sub>O-9 kg/10 a の割合で各成分をそれぞれ単肥を用い、1988 年、1989 年および 1991 年には N-9, P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>-15, K<sub>2</sub>O-7.5 kg/10 a の割合で化成肥料麦類 4 号を用い、全量基肥として与えた。播種

は、5 cm 間隔に 1 粒ずつ種子を梱包したシードテープ(ホルセロン, 日本プラントシーダー社製)を 1 本ずつ 5 cm 間隔で播種床に埋め込むことによって行った(400 個体/m<sup>2</sup>)。なお、生育期間中、除草剤、殺虫剤および殺菌剤の適期散布を行った。

播種期は、1986 年には 5 月 6 日に、1987 年には 5 月 7 日に、1991 年には 4 月 25 日にそれぞれ 1 回、1988 年には 4 月 11 日、25 日、5 月 10 日、25 日、6 月 7 日、22 日、7 月 7 日の 7 回、1989 年には 3 月 17 日、30 日、4 月 12 日、26 日、5 月 10 日、24 日、6 月 9 日、21 日の 8 回設け、1988 年と 1989 年の 15 回のデータから発育と気温および日長との関係を検討し、1986 年、1987 年および 1991 年のデータから関係式の再現性を検討した。

調査は、乾物分配動向から区分された高橋ら<sup>13)</sup>の生育相分類基準(生育相 I: 出芽期から止葉分化期, 生育相 II: 止葉分化期から止葉出葉期, 生育相 III: 止葉出葉期から開花期, 生育相 IV: 開花期から乳熟期, 生育相 V: 乳熟期から成熟期)に準じ、幼穂分化期、止葉出葉期、開花期および成熟期について生育ステージを観察し、月日を特定した。なお、幼穂分化期は止葉分化期からやや遅れ小穂原基と苞原基とが二重隆起状態となる時期、止葉出葉期は止葉のおよそ半分が抽出する時期、開花期はおよそ半数の穂で葯が抽出する時期、成熟期は粒が指先でつぶせなくなる時期とし、幼穂分化期は、連日 3 個体を掘取り、解剖顕微鏡下で生長点を観察することで判定した。

平均気温および日長との関係について検討するため、発育を数値化した。まず第 1 に各生育相の開始日と終了日に 0 および 1 の数値を与え、これを発育指数(DVI)と定義した。発育指数は、生育相 I では出芽期を 0、幼穂分化期を 1 とし、生育相 II では幼穂分化期を 0、止葉出葉期を 1、生育相 III では止葉出葉期を 0、開花期を 1、生育相 IV+V では開花期を 0、成熟期を 1 とした。一方、各生育相の発育指数 1 を生育相に要した日数(D)で除した値を平均発育速度(MDVR, 1/D)とし、これを気温(T)あるいは気温と日長(Ph)の関数として表したものを発育速度(DVR,  $a(T-TB)$  あるいは  $a(T-TB)(Ph-PhB)$ )と定義した(ここで TB は基底温度, PhB は基底日長, a は回帰式の係数を示す)。発育指数と発育速度との関係は以下に示すとおりである<sup>3)</sup>。

$$DVI = \int_0^n MDVR dt \doteq \sum_{i=0}^n DVR_i$$

ここで、n は各生育相の開始日からの日数を示し、DVR<sub>i</sub> は毎日の発育速度、DVI は n 日目の発育指数を示す。

なお、本試験で用いた平均気温は北海道大学農学部附属農場の気象月報から引用し、平均日長は Weir ら<sup>17)</sup>の示した計算式に札幌の緯度(北緯 43 度)を入力して計算した値を用いた。

## 結 果

### 1. 気温と発育速度との関係

ハルユタカおよび Selpek の各生育相において、要した日数の逆数から発育速度(1/D)を算出して変数 Y に代入し、期間中の日平均気温から平均気温(T)を算出して変数 X に代入することで両者間の関係を直線回帰式で表した(第 1 図)。なお、回帰式は  $Y = a(X - TB)$  の形で表記し、係数 a を回帰係数、定数 TB を基底温度と称した。

両品種とも全生育相で気温および発育速度の両者間に高い正の相関関係が認められた。生育相 I についてみると、回帰係数はハルユタカが Selpek に比べ高く、基底温度は Selpek が高かった。このことから、ハルユタカは気温の上昇に対する発育速度の増加割合が Selpek に比べ大きく、特に高温条件下で Selpek よりも発育速度が高くなることが示唆された。生育相 II においても回帰係数はハルユタカが高く、基底温度も Selpek が高かったことから、早生品種のハルユタカは晩生品種の Selpek に比べ生育前半(生育相 I および生育相 II)で発育速度が高く、高温条件下ほどこの傾向が顕著であることが示唆された。一方、生育相 III では回帰係数、基底温度ともに品種間差が小さく、この期間での発育速度はハルユタカ、Selpek とほぼ同様であることが示された。これに対し生育相 IV+V では、回帰係数は Selpek がハルユタカより高く、基底温度は Selpek で低く負の値を示した。これらのことから、Selpek はハルユタカに比べ気温の低下に対する発育速度の減少割合が大きく、高温条件下ではハルユタカとほぼ同程度の発育速度を示すものの、低温条件下では発育速度が著しく低下するものと考えられた。

### 2. 日長および気温と発育速度との関係

ハルユタカ、Selpek と全生育相において発育速度と平均気温の間に高い正の相関関係が認められ、平均気温から基底温度を差し引いた値(T-TB)が

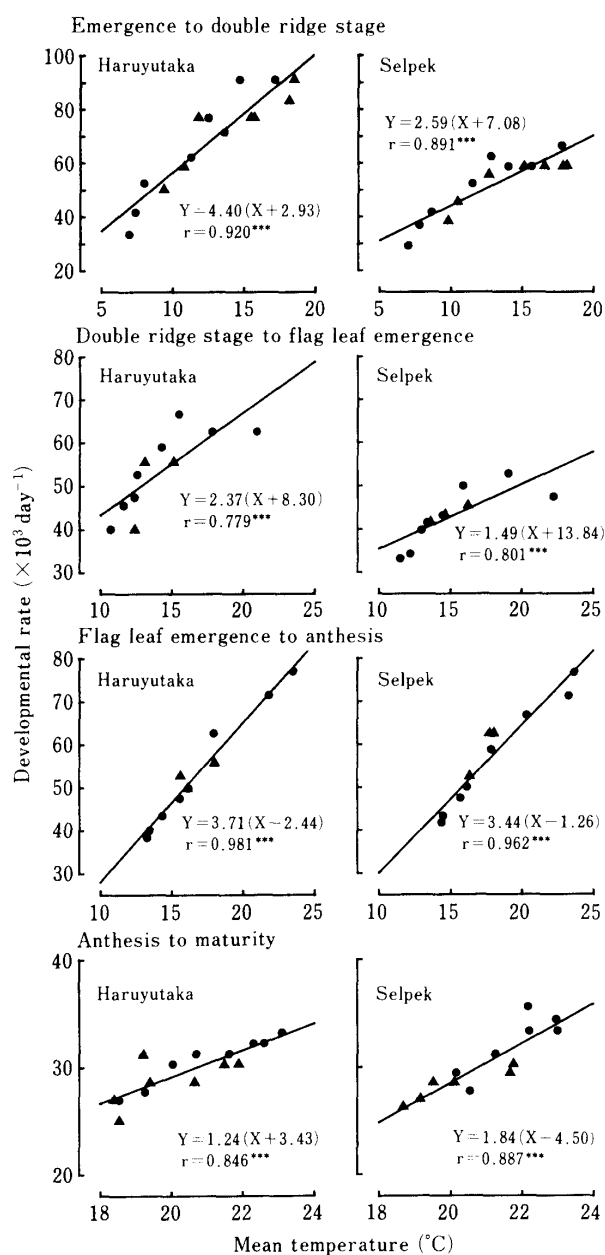


Fig. 1. Relationships between developmental rate (Y) and mean temperature (X) for four growth phases in 1988 (triangle) and 1989 (circle) of Haruyutaka and Selpek.  
\*\*\*: 1% level of significance.

發育速度と比例関係にあることから、この値で發育速度を除いてサーマル發育速度 ( $1/D (T-TB)$ ) を算出した<sup>10)</sup>。第2図に、サーマル發育速度と平均日長との関係を示し、前者を変数 Y、後者を変数 X として算出した回帰式を示した。なお、回帰式は  $Y=b(X-PhB)$  の形で表記し、係数 b を回帰係数、定数 PhB を基底日長と称した。

両品種とも生育相 I において有意性 10% の低い正の相関関係が、生育相 II においてはハルユタカ、

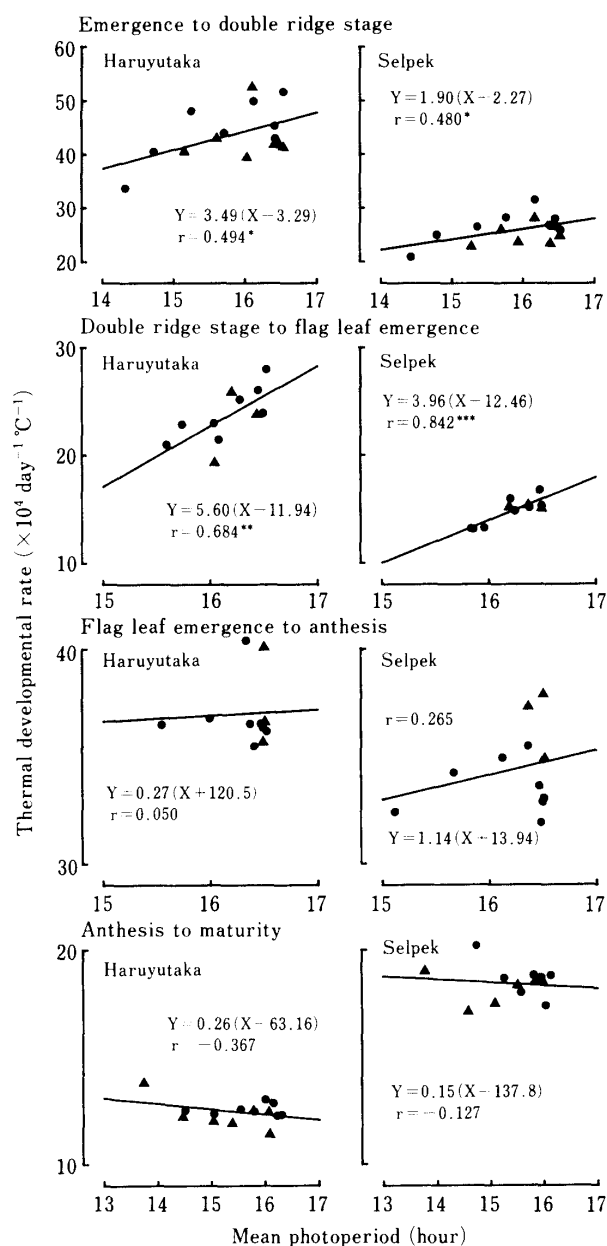


Fig. 2. Relationships between thermal developmental rate (Y) and mean photoperiod (X) for four growth phases in 1988 (triangle) and 1989 (circle) of Haruyutaka and Selpek. Thermal developmental rate (Y) is calculated by the following formula;  $Y = 1/D (T - TB)$ , D is days from start to end of each growth phase, T is mean temperature, and TB is based temperature derived from relation between developmental rate and mean temperature.  
\*, \*\*, \*\*\*: 10%, 5%, 1% level of significance, respectively.

Selpek でそれぞれ有意性 5%, 1% の高い正の相関関係が認められたものの、生育相 III および生育相 IV + V では相関関係が認められなかった。

Table 1. Regression equations and analysis of variance between observation and regression for developmental rate (DVR) vs temperature (T) and photoperiod with temperature (T&amp;Ph).

Variety	Regression equation	RMS $\times 10^{-5}$	F-value	Use
Phase I (Emergence to double ridge stage)				
Haruyutaka				
DVR vs T	$1/D = 4.40 \times 10^{-3}(T + 2.93)$	5.568		×
DVR vs T&Ph	$1/D = 3.49 \times 10^{-4}(T + 2.93)(Ph - 3.29)$	5.271	1.37	○
Selpek				
DVR vs T	$1/D = 2.59 \times 10^{-3}(T + 7.08)$	2.661		○
DVR vs T&Ph	$1/D = 1.90 \times 10^{-4}(T + 7.08)(Ph - 2.27)$	2.921	1>	×
Phase II (Double ridge stage to flag leaf emergence)				
Haruyutaka				
DVR vs T	$1/D = 2.37 \times 10^{-3}(T + 8.30)$	3.681		×
DVR vs T&Ph	$1/D = 5.60 \times 10^{-4}(T + 8.30)(Ph - 11.94)$	2.582	2.92	○
Selpek				
DVR vs T	$1/D = 1.49 \times 10^{-3}(T + 13.84)$	1.391		×
DVR vs T&Ph	$1/D = 3.96 \times 10^{-4}(T + 13.84)(Ph - 12.46)$	0.516	8.63*	○
Phase III (Flag leaf emergence to anthesis)				
Haruyutaka				
DVR vs T	$1/D = 3.71 \times 10^{-3}(T - 2.44)$	0.630		○
DVR vs T&Ph	$1/D = 0.27 \times 10^{-4}(T - 2.44)(Ph + 120.5)$	0.791	1>	×
Selpek				
DVR vs T	$1/D = 3.44 \times 10^{-3}(T - 1.26)$	1.118		○
DVR vs T&Ph	$1/D = 1.14 \times 10^{-4}(T - 1.26)(Ph + 13.94)$	1.183	1>	×
Phase IV+V (Anthesis to maturity)				
Haruyutaka				
DVR vs T	$1/D = 1.24 \times 10^{-3}(T + 3.43)$	0.170		○
DVR vs T&Ph	$1/D = 0.26 \times 10^{-4}(T + 3.43)(Ph - 63.16)$	0.184	1>	×
Selpek				
DVR vs T	$1/D = 1.84 \times 10^{-3}(T - 4.50)$	0.210		○
DVR vs T&Ph	$1/D = 0.15 \times 10^{-4}(T - 4.50)(Ph - 137.8)$	0.248	1>	×

RMS: residual mean square of regression fitting.

\*: 5% level of significance.

生育相 I についてみると、回帰係数はハルユタカが Selpek に比べ大きかったものの、両品種とも基底日長が著しく小さく、サーマル発育速度に対する日長の影響は比較的小さいことが示唆された。また、Selpek はハルユタカに比べ観察値が回帰直線からはずれ、ばらついた。一方、生育相 II でも、回帰係数はハルユタカが Selpek より大きく、基底日長が両品種ともほぼ同じであったことから、ハルユタカは Selpek に比べサーマル発育速度が日長の影響を強く受けることが示され、基底日長が生育相 I に比べ著しく大きかったことから、日長による影響が通常の日長条件下で生育相 I に比べ大きいことが明らかとなった。これに対し、生育後半の生育相 III および生育相 IV+V では、両品種とも日長が発育に対しほとんど影響を及ぼさないものと考えられた。

### 3. 回帰式による発育速度の評価

これまでの結果から、発育速度 (DVR) を気温 (T)

に対する直線回帰式  $1/D = a(T - TB)$  と気温 (T) および日長 (Ph) に対する曲線回帰式  $1/D = b(T - TB)(Ph - PhB)$  にあてはめ、両回帰式の残差平均平方を算出し、この値の小さい回帰式を採用することとした (第 1 表)。

計算の結果、生育相 I の Selpek と生育相 III および生育相 IV+V の両品種で、曲線回帰式の残差平均平方が直線回帰式のものよりも大きかったことから、これらの場合については以下の計算に直線回帰式を採用することとした。これに対し、生育相 I のハルユタカと生育相 II の両品種では、直線回帰式の残差平均平方が大きく、F 検定では生育相 II の Selpek でのみ 5% 水準で有意性が認められたが、これら 3 つの場合は以下の計算に曲線回帰式を採用することとした。

第 2 表に 1986 年、1987 年および 1991 年の試験における幼穂分化期、止葉出葉期、開花期および成熟

Table 2. Date and developmental index (DVI) of main growth stage obtained from observation and simulated data.

	Emergence		Double ridge stage		Flag leaf emergence		Anthesis		Maturity	
	Date	DVI	Date	DVI	Date	DVI	Date	DVI	Date	DVI
Haruyutaka										
'91 sowing (April 25)										
observation	May 6		May 20	1.018	June 9	1.146	June 23	0.816	July 27	0.972
simulated value			May 20	1.018	June 7	1.009	June 26	1.004	July 28	1.000
difference			0	0	-2	-0.137	+3	0.188	+1	0.028
'87 sowing (May 8)										
observation	May 17		May 30	0.872	June 21	1.223	July 2	0.849	Aug. 11	1.108
simulated value			June 1	1.028	June 18	1.016	July 4	0.975	Aug. 7	0.987
difference			+2	0.156	-3	-0.207	+2	0.126	-4	-0.121
'86 sowing (May 6)										
observation	May 16		June 1	0.940	June 19	1.025	July 6	0.850	Aug. 12	0.972
simulated value			June 2	1.011	June 19	1.025	July 9	1.007	Aug. 13	1.004
difference			+1	0.071	0	0	+3	0.157	+1	0.032
Selpek										
'91 sowing (April 25)										
observation	May 6		May 23	0.952	June 14	1.014	June 28	0.821	Aug. 2	0.977
simulated value			May 24	1.012	June 14	1.014	July 1	1.005	Aug. 3	1.010
difference			+1	0.060	0	0	+3	0.184	Aug. +1	0.033
'87 sowing (May 8)										
observation	May 17		June 4	0.944	June 27	1.076	July 9	0.786	Aug. 15	0.996
simulated value			June 5	1.013	June 26	1.019	July 12	0.974	Aug. 15	0.996
difference			+1	0.069	-1	-0.057	+3	0.188	0	0
'86 sowing (May 6)										
observation	May 16		June 5	0.920	June 29	1.111	July 15	0.924	Aug. 23	1.135
simulated value			June 6	0.978	June 27	1.112	July 16	0.978	Aug. 18	0.990
difference			+1	0.058	-2	-0.099	+1	0.054	-5	0.145

期の4つの生育ステージの観察値と計算値を月日および発育指数(DVI)について示した。幼穂分化期の発育指数は観察値, 計算値とも発育速度を出芽期から積算したもので, 計算値では最も1.000に近い値を示した月日を計算値の幼穂分化期として表示した。また, 止葉出葉期以降の各生育ステージの発育指数は, 観察値, 計算値とも前生育ステージの月日を0として発育速度を積算したものである。なお, 各生育ステージのDVIが1.000に近似することから, 観察値と計算値のDVIの差異をその誤差率として評価した。

幼穂分化期(生育相I)についてみると, 観察値と計算値の差はSelpekの1987年で最も大きく(2日, 16%), 全データを平均すると1.0日, 7%であった。止葉出葉期(生育相II)についてみると, 観察値と計算値の差はHaruyutakaの1987年で最も大きく(3日, 21%), 全データを平均すると1.3日, 8%であった。開花期(生育相III)についてみると, 観察値

と計算値の差はHaruyutakaの1986年および1991年とSelpekの1987年および1991年で3日と大きく, それぞれ16%および19%, 19%および18%であり, 全データを平均すると2.5日, 15%であった。成熟期(生育相IV+V)についてみると, 観察値と計算値の差はSelpekの1986年で5日と最大であったが, 誤差率は15%であった。全データを平均すると2.0日, 6%であった。

以上, 計算値は観察値に極めて近似した値を示し, 出芽期から積算して平均3.8日(最大5日)の誤差が認められるにすぎなかった。

## 考 察

一般に, 作物は気温が高くなると発育速度が高まり, コムギは長日作物であることから<sup>2)</sup>, 長日により花成が促進される。発育に対する日長の効果は, 小穂分化期間について多く報告されており, いずれも長日により幼穂の発育が早まることが示されてい

る<sup>17)</sup>。本試験においても、小穂分化期間を含む生育相 II において日長の影響が大きく、生育後半となる生育相 III および生育相 IV+V では日長の影響がみられなかった。一方、登熟期間である生育相 IV+V では高温により発育速度が高まり、登熟期間が短縮したが、同様のことは Wiegand と Cuellar<sup>18)</sup> によっても報告されている。

近年、品種の選択や作期の決定の手段として作物の生育を予測、診断することを目的に、多くの研究者によって作物のモデル化が試みられている。こうした中、発育のモデル化も気温と日長を主な要因として数多く研究されている。しかし、研究の進め方が広域性を重視するものか、精密性を重視するものかによって得られた結果の精度(特に日長に関して)が異なるようである。van Keulen と Seligmen<sup>4)</sup> は、これまでに行われた多くの研究データから春播コムギの発育モデルを作成したが、日長の効果が評価できず、これを無視した気温のみによるモデルとなった。これに対し、McMaster と Smika<sup>6)</sup> はオオムギで、堀江と中川<sup>3)</sup> はイネでそれぞれアメリカおよび日本の中における発育モデルを作成し、日長、気温の最適値を得るに至った。さらに、Stewart と Dwyer<sup>12)</sup> はオオムギをポットで栽培し、人工的に日長条件を変えることで日長の効果を正確に評価した。

一方、発育に対する気温および日長の効果は、前述したように生育相によって異なることから、生育相別に検討することでさらに詳細な評価をすることができ、Wright と Hughes<sup>19)</sup> はオオムギについて生育相別に発育と気温、日長との関係を報告しており、Porter ら<sup>10)</sup> および Weir ら<sup>17)</sup> はコムギについて生育相別に気温、日長、さらに春化の効果までも解析するに至った。本試験では、これら発育と気温、日長との関係を品種レベルで比較することを目的として北海道の早生品種とドイツの晩生品種の違いについて検討し、品種の早晩の違いが主として生育前半(生育相 I と II) でみられ、特にハルユタカは日長の影響を強く受けることが明らかとなり、さらに、Selpek では登熟期間の発育速度が低温により著しく減少することから低温条件下での登熟期間の遅延が予測された。

このような発育に対する気温、日長の影響に関する品種間差異はすでにいくつか報告されており、Saini ら<sup>11)</sup> は生育相別に品種による違いを明らかにしており、Masle ら<sup>5)</sup> は日長と積算気温との関係か

ら品種別に生育ステージを予測する曲線を描いたが、曲線の意味を説明するには至らなかった。Perry ら<sup>9)</sup> は 16 品種を生育相別に 4 つの型の回帰式で検討した結果、発育速度を示すモデルは気温と日長を変数とする重回帰式が適合することを明らかにした。しかし、気温と日長は各々独立変数でないため、重回帰式は不適當であると考えられる<sup>8)</sup>。本試験の場合、生育相別にこれらの関係をわかりやすく説明する方法として Porter ら<sup>10)</sup> の用いた方法が適當であると考え、これに準じてデータの解析を行った。この方法は、まず最初に気温と発育との関係を明らかにし、さらにこの関係に対する日長の影響を評価しようとするものである。これらのことから今後、品種の評価が従来の温度感応型あるいは日長感応型といった単純なものではなく、どの生育相での温度、日長に対する反応が異なるのかといった情報を与え得るものとなり、品種別の適地、適作技術の確立に大きく貢献するものと思われる。

## 引用文献

1. Cottrell, J.E. and J.E. Dale 1986. The effects of photoperiod and treatment with gibberellic acid on the concentration of soluble carbohydrates in the shoot apex of spring barley. *New Phytol.* 102: 365—373.
2. Evans, L.T. and I.F. Wardlaw 1976. Aspects of the comparative physiology of grain yield in cereals. *Adv. Agron.* 28: 301—359.
3. 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の推定法および出穂予測への適用. *日作紀* 59: 687—695.
4. Keulen, H. van and N.G. Seligman 1987. Simulation of water use, nitrogen nutrition and growth of a spring wheat crop. *Pudoc, Wageningen.* 1—221.
5. Masle, J., G. Doussinault and B. Sun 1989. Response of wheat genotypes to temperature and photoperiod in natural conditions. *Crop Sci.* 29: 712—721.
6. McMaster, G.S. and D.E. Smika 1988. Estimation and evaluation of winter wheat phenology in the central Great Plains. *Agric. Forest Meteorol.* 43: 1—18.
7. Mohapatra, P.K., D. Aspinall and C.F. Jenner 1982. The growth and development of the wheat apex: the effects of photoperiod on spikelet production and sucrose concentration in the apex. *Ann. Bot.* 49: 619—626.
8. 奥野忠一・久米 均・芳賀敏郎・吉沢 正 1971. 重回帰分析. 多変量解析法. 日科技連, 東京. 25—157.

9. Perry, M.W., K.H.M. Siddique and J.F. Wallace 1987. Predicting phenological development for Australian wheats. *Aust. J. Agric. Res.* 38 : 809—819.
10. Porter, J.R., E.J.M. Kirby, W. Day, J.S. Adam, M. Appleyard, S. Ayling, C.K. Baker, P. Beale, R.K. Belford, P.V. Biscoe, A. Chapman, M.P. Fuller, J. Hampson, R.K.M. Hay, M.N. Hough, S. Matthews, W.J. Thompson, A.H. Weir, V.B.A. Willington and D.W. Wood 1987. An analysis of morphological development stages in Avalon winter wheat crops with different sowing dates and at ten sites in England and Scotland. *J. Agric. Sci. Camb.* 109 : 107—121.
11. Saini, A.D., V.K. Dadhwal, B.N. Phadnawis and R. Nanda 1986. Thermal and photoperiod effects on phase durations of four wheat varieties grown on different sowing dates. *Indian J. Agric. Sci.* 56 : 646—656.
12. Stewart, D.W. and L.M. Dwyer 1987. Analysis of phenological observations on barley (*Hordeum vulgare*) using the feekes scale. *Agric. Forest Meteorol.* 39 : 37—48.
13. 高橋 肇・中世古公男・後藤寛治 1988. 春播コムギ, 長稈品種ハルヒカリおよび半矮性系統 2—47 の乾物分配特性について. *日作紀* 57 : 522—526.
14. ————— 1989. 乾物分配率からみた春播コムギの生育相と品種特性との関係. *日作紀* 58 : 91—95.
15. —————・中世古公男 1990. エテホン連続処理が春播コムギの稈長, 稈内可溶性糖含有率および子実収量におよぼす影響. *日作紀* 59 : 715—720.
16. ————— 1992. 北海道の春播コムギにおける播種期に対する収量反応の品種間差異について. *日作紀* 61 : 22—27.
17. Weir, A.H., P.L. Bragg, J.R. Porter and J.H. Rayner 1984. A winter wheat crop simulation model without water or nutrient limitations. *J. Agric. Sci. Camb.* 102 : 371—382.
18. Wiegand, C.L. and J.A. Cuellar 1981. Duration of grain filling and kernel weight of wheat as affected by temperature. *Crop Sci.* 21 : 95—101.
19. Wright, D. and L.L.G. Hughes 1987. Relationships between time, temperature, daylength and development in spring barley. *J. Agric. Sci. Camb.* 109 : 365—373.