

## 溫度・日長 2次元 Non-Parametric 模型에 의한 乾畚直播栽培 벼의 出穗期 豫測

李 泚 雨\*

### Application of Non-Parametric Model to Prediction of Heading Date in Direct-Seeded Rice

Byun Woo Lee\*

**ABSTRACT** : Two dimensional non-parametric model using daily mean temperature and daylength as predictor variables was established and daily developmental rates(DVR) for the period of seedling emergence to heading were estimated for 26 rice cultivars by using data from field direct seeding dates and short-day treatments experiment carried out at experimental farm of Seoul National University in 1990.

Three existing parametric models were tested for the comparison of predictability with non-parametric model. The non-parametric model was found to be superior to parametric models in predicting heading date. The developmental indice(DVI) at heading date, cumulative DVR's from seedling emergence showed 0.5 to 2.2 percent of coefficient of variations. The non-parametric model revealed errors of 0 to three days in 11 varieties when applied to data independent of those used in estimating DVR.

작물의 출아, 화아형성, 개화, 성숙 등의 발육 현상은 비배관리, 물관리, 제초 등 인위적 관리에 의해서도 영향을 받지만, 온도, 일장, 토양수분 등 환경요인의 영향에 비하면 정상적인 관리 하에서는 이는 무시할 수 있는 정도이다. 따라서 오래전부터 환경요인 특히 온도와 일장에 의해서 발육단계를 예측할 수 있는 모델을 만들어 관배수, 비배관리, 수확기의 결정 등 재배관리 계획의 수립, 품종의 지역적응성 판단, 작기 및 작부 계획 수립, 등에 활용하려는 많은 노력이 이루어져 왔다.<sup>6,9,12,15)</sup> 그리고 최근에는 작물의 생장 또는 수량예측 모델의 구성모델(component model)로 이용하기 위하여 정확한 발육예측모델의 개발에 많은 관심을 기울이고 있다.<sup>5,12)</sup>

수도의 유수분화기, 출수기 등의 발육단계를 예측하기 위한 모델을 만드는 데는, Growing degree day를 이용하는 방법<sup>7)</sup>, 한 단계의 발육을 완료하는데 걸리는 시간(t) 예를들면 이앙에서 출수까지의 기간과 이 기간중의 평균기온, 평균일장과 단순회귀 또는 중회귀를 구하는 방

법<sup>1,8)</sup>, 평균발육속도(1/t)를 이 기간중의 평균온도와 평균일장의 함수로 표현하여 이를 적산하여 1이 되는 때를 발육완료일로 하는 방법<sup>4,6)</sup> 등이 적용되어 왔다. 이와 같은 방법들로 모델을 만드는 경우 발육기간중 온도와 일장은 변이가 없으며 이 기간중의 평균치로 계속 유지된 것으로 가정하고 있는데, 이와 같은 가정은 실제의 발육속도가 온도와 일장에 따라 직선적으로 변하는 경우에만 충족된다.<sup>9)</sup> 그러나 온도와 일장에 대한 실제의 발육 반응은 직선적이 아닌 경우가 많으므로 이러한 방법들을 적용하여 만들어진 모델들이 나타내는 오차의 중요한 요인 중의 하나가 된다. 따라서 최근에 와서는 발육기간중의 시계열 자료를 모두 고려에 넣고 parametric함수를 이용하지 않는 non-parametric 모델이 개발되었으며 이 방법이 전자보다 발육예측의 정도가 높다는 것이 알려졌다.<sup>13,14,16)</sup> 지금까지 개발된 non-parametric 모델은 온도만을 발육 설명 변수로 한 것이다. 그런데 수도의 유수분화, 출수 등의 발육현상은 품종에 따라서 그 영향정도는 다르나

\* 이 논문은 1989년도 문교부 지원 한국학술진흥재단의 신진교수 학술연구조성비에 의하여 연구되었음 (Dept. of Agronomy, Coll. of Agric., Seoul Nat'l Univ.) <'91. 1. 10 接受>

온도와 일장 모두에 영향을 받는다.<sup>5,12,17)</sup> 따라서 수도의 발육을 보다 정확하게 예측하기 위해서는 온도와 일장을 모두 설명변수로 하는 二次元 non-parametric 모델의 개발이 필요하다.

한편 우리나라의 수도 재배는 노동력 및 생산비 절감을 위하여 이앙재배에서 직파재배로 점차 전환되어 갈 것으로 예측이 되는데, 지금까지 우리나라에서 이루어진 수도의 발육예측 모델은 이앙재배를 대상으로 한 것이며 직파재배를 대상으로 한 연구는 전무한 실정이다.

따라서 본 연구는 위와 같은 두 가지 관점에 착안하여 수도의 발육단계 예측을 위한 2차원 non-parametric 모델을 개발하여 직파재배 수도 발육 예측에 적용하는 것을 목적으로 하였다.

## 材料 및 方法

### 1. 圃場實驗

본 실험은 우리나라 벼 장려 품종들의 발육예측 모델을 만들기 위한 자료를 얻기 위하여 1990년에 서울대학교 농과대학 실험농장(37°16'N, 126°56'E)에서 수행되었다. 공시품종은 일반형 20 품종, 통일형(Japonica x Indica) 6품종으로 이들은 모두 1990년 현재 장려품종으로 보급되고 있는 것들이다. 다양한 온도 및 일장조건하에서 이들의 발육 반응자료를 얻기 위하여 4월 10일부터 8회(4월 10일, 4월 25일, 5월 9일, 5월 23일, 6월 6일, 6월 29일, 7월 13일, 7월 30일)에 걸쳐서 건답직파하였고, 각 시험구를 둘로 나누어 절반은 자연일장조건에서 재배하였으며, 나머지 절반은 출아후부터 흑색 플라스틱 필름으로 일몰전 1시간동안 암처리 하였다. 파종은 25cm x 10cm, 주당 3립점파로 하였으며, 파종후에는 투명 플라스틱 필름으로 포장전면을 피복하여 고르게 출아를 시켰고, 3, 4엽기까지는 건답상태로 그 이후는 담수하여 재배하였다. 한편 4월 10일 파종과 4월 25일 파종에서는 야간 저온에 의한 냉해의 위험이 없을때까지 투명 플라스틱 필름으로 17시경부터 익일 10시경까지 피복하여 보온을 하였다. 출아 및 출수는 始, 期, 揃을 조사하였다.

기상자료는 data logger에 열전쌍(thermocouple)을 연결하여 백엽상내의 대기온도와 벼 군락 위 10cm의 대기온도를 매시 정각에 매일 24회

측정하고 이를 평균하여 일평균기온으로 하였다.

발육단계 추정모델을 구축하는 데는 백엽상내의 일평균기온을 이용하였는데, 4월 10일 및 4월 25일 파종구의 경우 생육초기에 보온을 위하여 투명 플라스틱 필름으로 피복하였고, 암처리구는 흑색 플라스틱 필름으로 피복을 하였는데 이 경우 무피복 군락위의 대기온도와 피복 군락위의 대기온도 차이로 백엽상내의 대기온도를 보정하여 이를 이용하였다.

일장은 수원의 위도와 Julian day로부터 천문일장(astronomical daylength)을 계산하여 이용하였는데 암처리구는 이로 부터 1시간을 빼내어 일장으로 하였다.

### 2. Non-parametric 모델

수도의 발육속도는 많은 환경요인 들에 의하여 영향을 받지만, 모델을 단순화하기 위하여 발육속도는 일평균기온과 일장에 의해서만 지배되는 것으로 가정할 때 하루동안의 발육속도(DVR)는 다음과 같이 표현할 수 있다.<sup>6)</sup>

$$DVR = dDVI/dt = F(T, P) \dots\dots\dots (1)$$

여기서 DVI는 시간 t의 함수로 표현되는 발육지수 함수이며, T와 P는 각각 일평균기온과 일장이다. 그런데 T와 P는 시간 t의 함수이므로 식 (1)은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$DVR = dDVI(t)/dt = F\{T(t), P(t)\} \dots\dots (2)$$

시간 t에서의 발육상태, DVI(t)는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$DVI(t) = \int_0^t DVR(r)dr = \int_0^t F\{T(r), P(r)\} dr \dots\dots\dots (3)$$

여기서 t=0은 파종, 출아, 유수분화, 출수 등 특정 발육시점으로 DVI(0)=0이며, t=t\*에서 발육이 완료될 때의 DVI(t\*)=1이라고 하면<sup>4,3,9)</sup> 식 (3)을 다음과 같이 다시 표현 할 수 있다.

$$DVI(t^*) = \int_0^{t^*} F\{T(t), P(t)\} dt = 1 \dots (4)$$

자연상태에서  $T(t)$ 를 연속적인 함수식으로 정확하게 표현하는 것은 현실적으로 어려우므로, (4)식을 불연속적인 매일 매일의 발육의 합으로 표현하면 다음과 같다.

$$DVI(t^*) = \sum_{i=0}^{t^*} F \{T(t_i), P(t_i)\} = 1 \quad \dots\dots\dots (5)$$

$F(T, P)$ 를 알면 식(5)를 발육단계를 추정하는데 이용할 수 있을 것이다.  $t^*$ ,  $T(t)$  및  $P(t)$ 의 관측자료로부터  $F(T, P)$ 를 표현하는 방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째는  $F(T, P)$ 를  $T$ 와  $P$ 의 연속적인 함수로 표현하는 것으로서  $t=0$ 에서  $t=t^*$ 기간 동안의  $T(t)$  및  $P(t)$ 의 평균

$$\text{즉 } \int_0^{t^*} T(t)dt/t^* \{ \text{또는 } \sum_{i=0}^{t^*} T(t_i)t^* \} \text{ 및}$$

$$\int_0^{t^*} P(t)dt/t^* \{ \text{또는 } \sum_{i=0}^{t^*} P(t_i)/t^* \} \text{와 이 기간중의}$$

평균발육속도 즉  $1/t^*$ 로 이루어진 실험적 관측자료 집합(set)들로부터 미리 설정한 함수의 계수들을 추정하는 방법이다. 이 경우  $F(T, P)$ 가  $T$ 와  $P$ 의 선형적인 함수로 표현되는 경우에는  $t=0$ 에서  $t=t^*$ 사이의 각 기간의 실측값을 고려하여 함수의 계수를 정확하게 추정할 수 있으며, 이 식을 실제 발육예측에 이용하더라도 함수를 추정할 때의 오차범위내에서 예측하는 것이 가능하다. 그러나 비선형적인 함수로 표현될 경우는 각 기간의 실측값을 이용하여 함수의 계수를 추정하는 데는 계수들의 trial value들을 함수에 반복적으로 대입하여 함수를 최적화하는 계수값을 결정하여야 하기 때문에 계수를 정확하게 추정하는 것이 어렵다. 따라서 비선형적인 함수의 경우는 각 기간의 실측값들 대신에 전기간의 평균치를 이용하여 비선형최소자승법으로 계수를 추정하게 되므로 이 함수에 각 기간의 실측값을 대입하여 발육을 예측하는 경우의 오차는 함수의 최적화시의 오차보다 커지게 된다.

둘째는 이와 같이 발육이 발육 추정변수의 비선형함수로 표시될 때 야기되는 단점들을 극복하기 위하여 제안된 것으로 discrete-rate analysis<sup>9)</sup> 또는 non-parametric method<sup>13,16)</sup> 등이 있다. 이들 방법은 발육의 설명변수(온도 또는 일장)를 다수의 구간으로 나누어 각 구간내에서는 일정한 발육속도를 가지는 불연속적인 계단함수(discontinuous stepped function)에 근사시키

는 방법이다. 온도 또한 일장만을 발육 예측변수로 하여 이 방법을 적용한 연구는 다소 보고되고 있다.<sup>13,15)</sup> 그런데 수도의 경우 온도와 일장 모두 발육에 영향을 미치는 것으로 알려져 있으나<sup>3,12)</sup> 온도와 일장 모두를 고려하여 이 방법을 적용한 예는 보고 되어 있지 않다. 따라서 여기에서는 온도와 일장을 설명변수로 하는 2차원 non-parametric model을 개발하여 기존의 parametric 함수에 의한 모델들과 그 추정 정도를 비교하고자 한다.

온도와 일장이 발육에 독립적으로 영향하는 것으로 가정하는 경우 식 (2)와 (5)는 각각 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$DVR = F \{T(t), P(t)\} = F_a(T(t)) + F_b(P(t)) \dots\dots\dots (6)$$

$$DVI(t^*) = \sum_{i=0}^{t^*} \{F_a(T(t_i)) + F_b(P(t_i))\} = 1 \dots\dots (7)$$

여기서 온도  $T$ 를  $m+1$ 개의 구간,  $P$ 를  $n+1$ 개의 구간으로 다음과 같이 나누고,

$$T_0 + i\Delta T \leq T_1 < T_0 + (i+1)\Delta T$$

( $i=0, 1, 2, 3, \dots, n$ ,  $T_0$ 는  $t=0 \sim t=t^*$ 에서 최소값보다 작은값,  $T_0 + (m+1)\Delta T$ 는  $T(t)$ 의 최대값보다 큰값,  $\Delta T$ 는 계급 폭)

$$P_0 + j\Delta P < P_j < P_0 + (j+1)\Delta P$$

( $j=0, 1, 2, 3, \dots, m$ ,  $P_0$ 는  $t=0 \sim t=t^*$ 에서  $p(t)$ 의 최소값보다 작은값,  $P_0 + (n+1)\Delta P$ 는  $P(t)$ 의 최대값보다 큰값,  $\Delta P$ 는 계급 폭)

구간  $T_i$ 에서 온도에 의한 평균 발육속도를  $DVR(T_i)$ , 구간  $P_j$ 에서 일장에 의한 평균 발육속도를  $DVR(P_j)$ 라고 하고,  $t=0$ 에서  $t=t^*$ 사이에서  $T(t)$ 를  $T_i$ 구간에 포함되는 度數를  $HT_i$ 로,  $P(t)$ 를  $P_j$ 구간에 포함되는 度數를  $HP_j$ 로 나타내면 식(6)과 (7)을 각각 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$DVR = F \{T(t), P(t)\} = DVR(T_i) + DVR(P_j) \dots\dots\dots (8)$$

$$DVI(t^*) = \sum_{i=0}^m DVR(T_i) * HT_i + \sum_{j=0}^n DVR(P_j) * HP_j = 1 \dots\dots\dots (9)$$

지금 발육기간중 매일의 일평균기온 및 일장과 발육기간을 조사한 L조의 자료가 있을 때 식(9)를 L조의 자료에 대해서 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\sum_{i=0}^m \text{DVR}(T_i) * \text{HT}_{ki} + \sum_{j=0}^n \text{DVR}(P_j) * \text{HP}_{kj} + \epsilon_k = 1 \dots\dots\dots (10)$$

(K=1, 2, 3..., L,  $\epsilon_k$ 는 k번째조의 오차이다.)

(10)식으로부터 (9)식을 가장 근사적으로 성립할 수 있도록 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )를 구하기 위해서는  $\epsilon_k \cdot \epsilon_k$ 을 최소화 즉 다음의 함수를 최소화 하여야 한다.

$$F1 \{ \text{DVR}(T_i), \text{DVR}(P_j) \} = \sum_{k=1}^L \{ \sum_{i=0}^m \text{DVR}(T_i) * \text{HT}_{ki} + \sum_{j=0}^n \text{DVR}(P_j) * \text{HP}_{kj} - 1 \}^2 \dots\dots\dots (11)$$

이 경우  $L > m+n+2$ 가 아니면 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )를 구할 수 없다. 또한 이렇게 해서 구한 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )은 각각  $T_i$ 와  $P_j$ 에 대하여 평활하지만은 않다. 그런데 일반적으로 DVR(T)는 T에 대해서 DVR(P)는 P에 대해서 평활한 함수로 표현되므로 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )는 ( $T_i$ )와 ( $P_j$ )에 대하여 각각 smooth하게 변하는 것으로 가정을 하면 식(11)대신에 다음의 식을 최소화 하도록 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )을 결정하여야 한다.

$$F2 \{ \text{DVR}(T_i), \text{DVR}(P_j) \} = \sum_{k=1}^L \{ \sum_{i=0}^m \text{DVR}(T_i) * \text{HT}_{ki} + \sum_{j=0}^n \text{DVR}(P_j) * \text{HP}_{kj} - 1 \}^2 + \lambda_T \sum_{i=1}^{m-1} \{ \text{DVR}(T_{i-1}) - 2\text{DVR}(T_i) + \text{DVR}(T_{i+1}) \}^2 + \lambda_P \sum_{j=1}^{n-1} \{ \text{DVR}(P_{j-1}) - 2\text{DVR}(P_j) + \text{DVR}(P_{j+1}) \}^2 \dots\dots\dots (12)$$

여기서 우변의 제 1항은 관측한 발육기간과 실측한 발육기간이 근사한 값을 가질 것을 요구하는 것이며, 제 2항은 DVR( $T_i$ )가 제 3항은 DVR( $P_j$ )가 평활한 함수일 것을 요구하고 있다. 그리고  $\lambda_T$ 와  $\lambda_P$ 는 각각 제 2항과 제 3항을 어느 정도의 중요도로 취급할 것인가를 결정하는 것으로서 tuning parameter 또는 smoothing parameter라고 한다. (12)식을 최소화하기 위하여 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )에 대하여 편미분하여 0으로 놓으면 다음과 같은  $m+n+2$ 개의 선형연립방정식을 얻을 수 있으며 이 연립방정식을 풀면 DVR( $T_i$ )와 DVR( $P_j$ )를 구할 수 있다.

$$\sum_{k=1}^L \text{HT}_{kp} = \sum_{i=0}^m \{ \sum_{k=1}^L \text{HT}_{ki} \text{HT}_{kp} + \lambda_T S_{pi} \} \text{DVR}(T_i) + \sum_{j=0}^n [ \sum_{k=1}^L \text{HT}_{kp} \text{HP}_{kj} ] \text{DVR}(P_j) \dots\dots\dots (13)$$

$$\sum_{k=1}^L \text{HP}_{kq} = \sum_{i=0}^m [ \sum_{k=1}^L \text{HT}_{ki} \text{HP}_{kq} ] \text{DVR}(T_i) + \sum_{j=0}^n [ \sum_{k=1}^L \text{HP}_{kj} \text{HP}_{kq} + \lambda_P S_{qj} ] \text{DVR}(P_j) \dots\dots\dots (14)$$

( $p=0, 1, 2, 3, \dots, m, q=0, 1, 2, 3, \dots, n$ )

여기서  $S_{pi}$ 는 각각 다음과 같은 행렬의 p행 i열 및 q행 j열의 요소이다.

**Table 1.** Developmental models employed for the comparison of predictability with that of non-parametric model.

Model 1.	$\text{DVR} = aT + bP + cTP + dT^2 + eP^2 + \dots\dots$	5, 11
Model 2.	$\text{DVR} = \frac{1 - \exp \{ a(P - P_c) \}}{b [ 1 + \exp \{ -c(T - d) \} ]}$ for $P \leq P_c$ $\text{DVR} = 0$ , for $P \geq P_c$	4
Model 3.	$\text{DVR} = \left[ \frac{T - T_b}{T_o - T_b} \right]^a \cdot \exp \{ b + c(p - p_c) \}$ if $T < T_b$ , $T = T_b$ if $T \geq T_o$ , $T = T_o$ if $P \leq P_c$ , $P = P_c$	2

Note : T=daily mean temperature, P=daylength,  $T_b$ =base temperature,  $T_o$ =optimum temperature,  $P_c$ =critical daylength,  $P_o$ =optimum daylength, a, b, c and d=constants.  
: In any models in the table, DVR is set to zero if  $\text{DVR} < 0$ .

1	-2	1	0	0	.....	0			
-2	5	-4	1	0	.....	0			
1	-4	6	-4	1	0	.....	0		
0	1	-4	6	-4	1	0	.....	0	
0	0	1	-4	6	-4	1	0	.....	0
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
0	.....	0	1	-4	6	-4	1	0	.....
0	.....	0	1	-4	6	-4	1	.....	0
0	.....	0	1	-4	5	-2	.....	0	.....
0	.....	0	1	-2	1	.....	.....	.....	.....

위에서 세워진 연립방정식들을 해하기 위해서는 smoothing parameter ( $\lambda$ )를 먼저 결정하여야 하는데 이를 위해서 cross validation 방법<sup>13)</sup>을 적용하였다. L조의 자료중 1조를 제외하고 나머지 L-1조의 자료를 이용해서 연립방정식을 해한다. 이렇게 해서 얻은 DVR을 이용하여 제외

시켜놓았던 자료의 DVI를 구하고 1과의 차를 구한다. 이와 같은 과정을 L조의 자료전체에 대하여 행하고 L-1조의 data에 의한 추정정도를 계산한다. 즉,

$$E = \sqrt{\frac{\sum \{DVI(t_k) - 1\}^2}{L}} \dots\dots\dots (20)$$

에 의해서 1조의 자료에 의한 추정정도를 근사적으로 구한다. 여기서  $DVI(t_k)$ 는 K조째의 data를 제외해서 구한 DVR을 이용해서 구한 K조째의 발육종료일에 있어서의 DVI이다. 이와 같은 방법으로  $\lambda$ 를 변형시켜 가면서 E를 구하여 E가 최소가 되는  $\lambda$ 를 결정하고 이  $\lambda$ 를 이용하여 L조 전체에 대하여 다시 연립방정식을 해하여 DVR을 구하고 이를 실제의 발육예측에 이용한다.

위에서 구축한 온도-일장 2차원 non-parametric model의 적용성을 검토하기 위하여 다

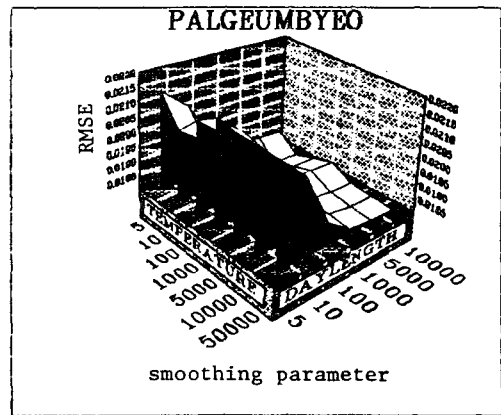
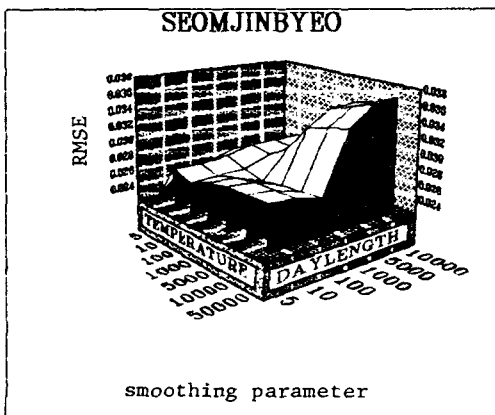
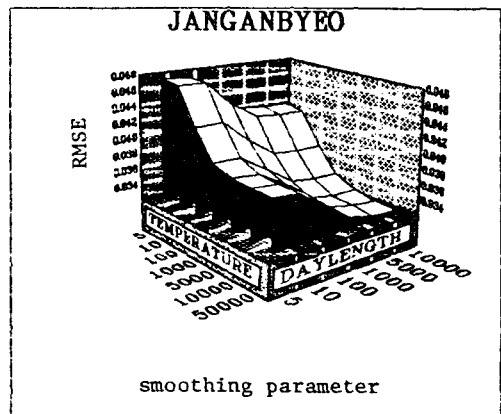
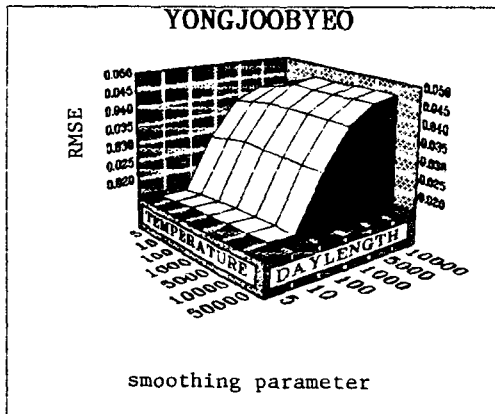


Fig. 1. Relationship between smoothing parameters and root mean square error (RMSE) for the prediction of heading date of rice by non-parametric method.

음 표 1에 나타난 기존의 모델들과 발육단계추정 정도를 비교하였으며 또한 본 모델의 계산에 이용되지 않은 독립 자료<sup>10)</sup>를 이용하여 예측정도를 검토하였다.

## 結果 및 考察

### 1. Cross validation에 의한 smoothing parameter 결정

포장실험 자료중 출수가 정상적으로 되지 않았던 7월 30일 파종구 및 7월 13일 파종의 자연일장구를 제외한 13개 시험구의 50% 출아일과 50% 출수일(출수기) 자료 및 이 기간중의 매일의 일평균기온 및 일장을 이용하여 2차원 non-parametric 모델에 대한 cross validation을 행하고 예측오차를 가장 적게 하는 smoothing parameter를 결정하였다. 2차원 Non-par-

ametric model을 계산하기 위하여 온도의 계급을 나누는데  $T_0=10.5^{\circ}\text{C}$ ,  $\Delta T=1^{\circ}\text{C}$ ,  $m=18$ 로 하였으며 일장에 대해서는  $P_0=9.25$ 시간,  $\Delta P=0.5$ 시간,  $n=10$ 으로 하여 시험기간 중의 매일 매일의 온도 및 일장이 모두 포함되도록 하였다.

그림 1에서 보는 바와 같이 예측 오차는 온도 및 일장에 대한 smoothing parameter  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 에 따라서 변하며 예측 오차를 가장 적게 하는  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 이 존재하였다. 표 2에서 보는 바와 같이 예측 오차를 가장 적게하는  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 은 5~100,000의 범위에 있으며 품종에 따라서 상이하였다. 최적  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 에서의 예측오차는 중원벼의 6.2일을 제외하면 모든 품종이 1~4일의 작은 예측 오차를 나타내고 있으며, 이는 출아일에서 출수일까지 일수가 파종기 및 일장처리에 따른 변동의 표준편차 8~20일에 비하면 매우 작은 것으로서 2차원 non-parametric model에 의해서 구한 일평

Table. 2. Smoothing parameters showing least prediction error selected by the cross validation procedure and root mean square error(RMSE).

Variety	$\lambda_T$	$\lambda_L$	RMSE(1)	RMSE(2)	SD
Namwon	10	100,000	0.04797	3.76 day	11.19
Odae	5	10,000	0.03401	2.80	12.14
Bokgwang	5	50,000	0.04832	4.03	12.57
Sobaek	5	50,000	0.04637	3.67	13.74
Obyung	1,000	10	0.04261	3.03	10.82
Jinmi	50,000	100	0.02599	2.06	10.80
Gwanak	1,000	100	0.02650	2.39	14.66
Yongjoo	5	10	0.01535	1.37	11.17
Taebaek	5	100,000	0.02197	1.88	19.40
Cheongmyoung	50,000	10,000	0.03435	3.21	12.16
Jangan	50,000	10,000	0.03254	2.85	8.17
Sangpung	50,000	10	0.03219	2.89	16.88
Palgong	50,000	10,000	0.03008	2.71	16.95
Hwaseong	5	1,000	0.02058	1.74	17.67
Geumo	100,000	5	0.03535	2.81	17.70
Nonglimna #1	100	10,000	0.03397	2.65	14.73
Hwacheong	50,000	10,000	0.03118	2.57	18.53
Jungwon	10	100,000	0.07414	6.20	12.47
Nakdong	5,000	5	0.02695	2.32	15.83
Chucheong	5	10	0.02473	2.18	17.87
Seomjin	1,000	100	0.02566	2.04	14.23
Dongjin	5,000	10,000	0.01470	1.35	15.42
Youngdeok	5	50,000	0.01276	1.14	19.02
Nampung	5	100	0.02020	1.83	21.03
Hangangchal	50,000	100	0.03099	2.71	20.19
Palgeum	50,000	5,000	0.01803	1.65	15.78

NOTE :  $\lambda_T$  and  $\lambda_L$  denote smoothing parameters for temperature and daylength, respectively.

: RMSE(1) and RMSE(2) denote root mean square error for developmental index at heading date and number of days from seedling emergence to heading, respectively.

: SD denotes standard deviation for the field data set of duration from seedling emergence to heading.

균 발육속도  $DVR(T_i) + DVR(P_i)$ 를 실용적으로 출수기의 예측에 이용할 수 있을 것으로 판단된다.

## 2. 他 모델과의 예측 精度 비교

최적  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 에서 13개조의 자료 모두를 이용하여 2차원 non-parametric model에 의해서 구한 발육속도(DVR)를 그래프로 나타낸 것이 그림 2이다. 한편 non-parametric model의 예측

精度를 기존의 타 모델들과 비교하기 위하여, 표 1에 나타나 있는 linear 모델(Model 1), 堀江 모델(Model 2), Gao 모델 (Model 3)의 계수 및 상수를 동일한 포장실험자료를 이용하여 선형 및 비선형최소자승법(SAS의 PROC NLIN)으로 추정하였으며 이들의 출수기 추정 精度를 CV로 나타낸 것이 표 3이다. non-parametric model의 CV는 품종에 따라 0.50%-2.55%의 범위로 추정의 精度가 매우 높을 뿐만 아니라 기존의 모델들

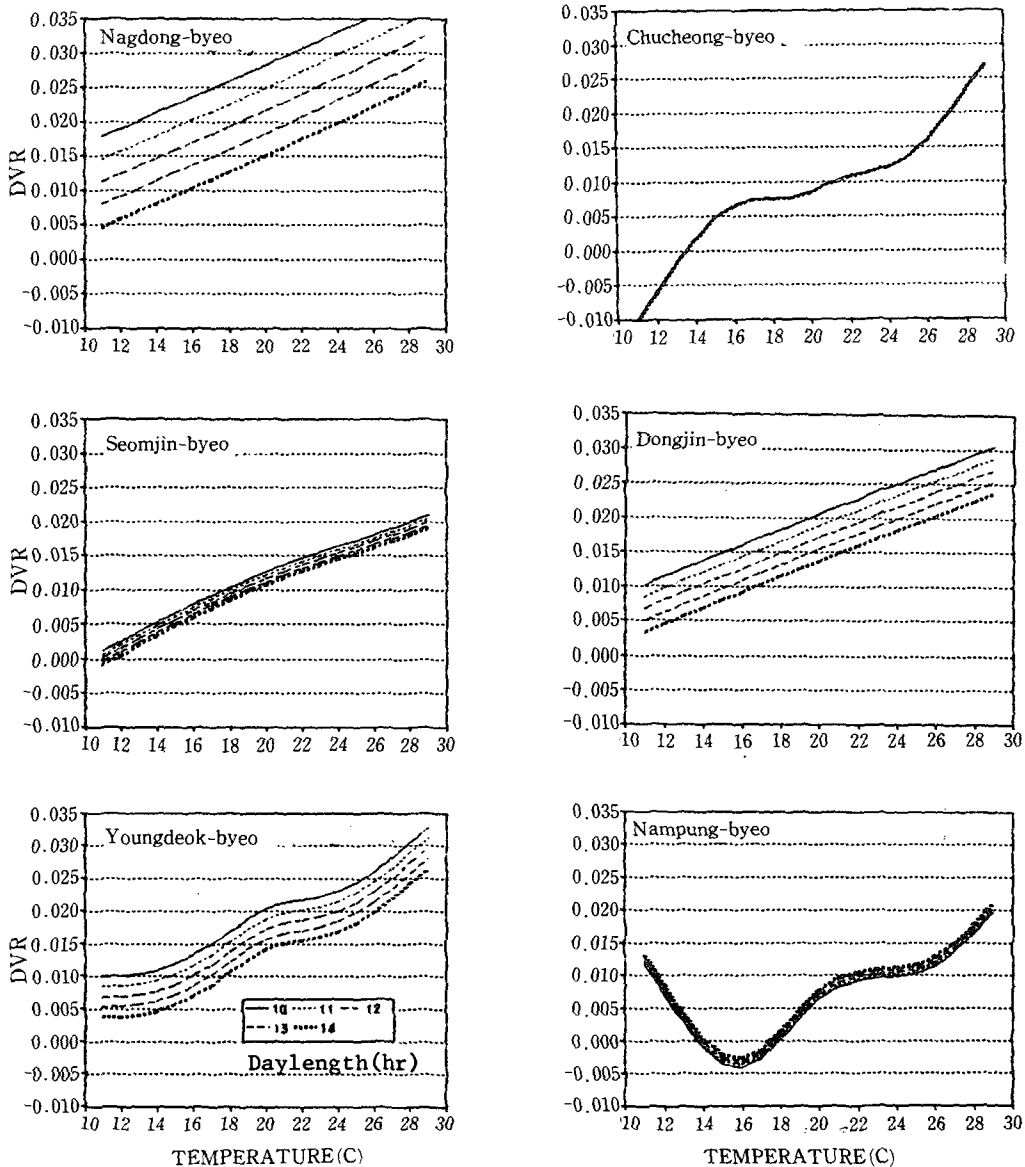


Fig. 2. Daily developmental rate (DVR) estimated by non-parametric method from seedling emergence to heading date of rice.

**Table 3.** Coefficients of variation (CV, %) in estimating the heading stage of rice by different models.

Variety	NONP	Model 1	Model 2	Model 3
Namwon	1.77	6.21	16.00	3.38
Odae	1.50	6.23	5.77	5.54
Bokgwang	1.38	6.84	4.08	3.69
Sobaek	1.71	6.66	4.23	2.85
Obyung	1.38	6.07	2.92	2.77
Jinmi	1.00	5.54	3.23	4.23
Gwanak	0.92	5.51	4.57	3.00
Yongjoo	0.33	3.99	37.00	9.27
Taebaek	0.50	4.13	3.08	7.08
Cheongmyoung	1.43	4.71	2.77	3.92
Jangan	1.50	4.92	1.38	2.92
Sangpung	1.00	8.57	1.54	3.38
Palgong	1.46	6.06	1.42	2.67
Hwaseong	0.71	5.45	0.86	1.92
Geumo	1.14	5.81	2.08	3.77
Nonglimna #1	1.31	4.04	3.31	3.77
Hwacheong	1.29	5.21	2.54	9.15
Jungwon	2.55	7.99	5.83	18.42
Nakdong	0.93	5.00	1.23	19.46
Chucheong	1.00	5.77	2.77	36.08
Seomjin	0.83	8.04	16.00	31.85
Dongjin	0.42	6.49	1.25	22.50
Youngdeok	0.69	5.56	1.08	13.17
Nampung	0.67	3.80	3.25	14.08
Hangangchal	1.00	3.30	7.83	18.05
Palgeum	0.50	2.28	4.08	29.85

NOTE : NONP means non-parametric model, model 1, 2, and 3 are described in Table 2.

보다도 모든 품종에서 추정 精度가 높았다.

### 3. 獨立資料에 의한 檢證

모델이 실용적으로 이용될 수 있기 위해서는 모델의 개발에 이용되지 않은 자료를 대상으로 하였을 경우에도 실용적인 허용오차 범위내에서 예측이 가능하여야 한다. 그림 3은 본 연구에서 각 품종의 DVR추정에 이용되지 않았던 건답적 과제배 시험자료<sup>10)</sup>의 11품종의 출수기 자료와 수원축후소의 1988년도 일평균기온 및 Julian day와 수원의 위도로 부터 계산된 일장을 이용하여 예측한 출수기를 나타낸 것이다. 실측치와 예측치간의 차이는 0~3일로서 추정 精度가 매우 높았음을 알 수 있다.

이상의 결과들을 종합하여 볼 때 온도와 일장을 이용한 2차원 non-parametric model로 계산한 일발육속도(DVR)를 이용해서 출수기를 예측하는 것이 DVR을 온도와 일장의 함수로 표현하여 이로부터 출수기를 예측하는 기존의 모델들

보다 예측의 정도가 높았다. 그러나 non-parametric model로 계산한 DVR이 작물의 생리·생태적으로 어떠한 의미를 갖는지에 대해서는 앞으로 연구되어야 할 과제이나, non-parametric model은 발육의 정확한 예측에 실용적으로 이용될 수 있을 것으로 판단된다. 한편 non-parametric model의 정도를 높이고 또한 적용범위를 넓히기 위해서는 온도와 일장에 보다 균질적으로 영향을 받는 발육단계, 예를 들면 출아~幼若期(juvenile stage), 幼若期~유수분화기, 유수분화기~출수기 등으로 구분하여 DVR을 계산할 수 있는 모델이 개발되어야 한다. 또한 본 연구에서 온도와 일장은 발육에 독립적이며 상가적으로 영향을 하는 것으로 간주하여 DVR을 계산하였으나 온도와 일장은 발육에 상호종속적으로 영향을 하는 것이 알려져 있다.<sup>12)</sup> 따라서 이를 고려하여 DVR을 계산하는 방법의 검토도 있어야 할 것이다.



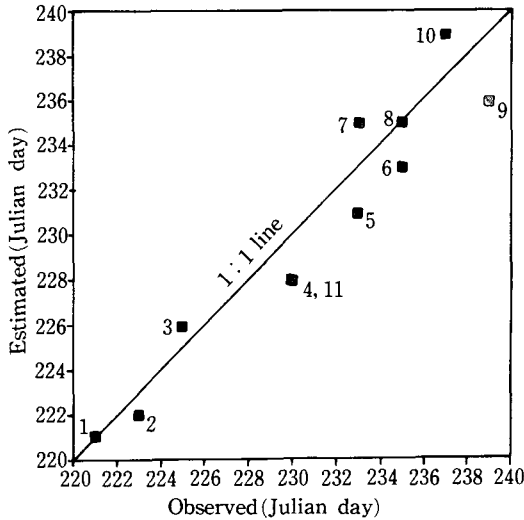


Fig. 3. Plotting of observed versus estimated heading date of rice varieties by non-parametric model. The data for this calculation are independent of those that were used for the non-parametric estimation of developmental rate.  
 (1 : Geumobyeo, 2 : Gwanakbyeo, 3 : Bolkwangbyeo, 4 : Palgongbyeo, 5 : Hwaseongbyeo, 6 : Janganbyeo, 7 : Hangangchalbyeo, 8 : Youngdeokbyeo, 9 : Dongjinbyeo, 10 : Seomjinbyeo, 11 : Jinmibyeo).

### 摘 要

온도와 일장을 예측변수로 하는 2차원 non-parametric model 을 개발하여, 건담직파재배에서 파종기 이동 및 단일처리(26개 품종, 4월 10일부터 2주간격으로 8회 파종, 해지기 직전 1시간 차광)를 하여 얻은 자료로부터 출아에서 출수까지의 일평균발육속도(DVR)를 추정하였다. 또한 여기서 추정한 DVR을 이용 독립자료에 대하여 모델을 검증하였다.

1. 발육 예측정도는 온도와 일장에 대한 smoothing parameter  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 에 따라서 單調的으로 변화하였으며 예측정도를 가장 높게 하는  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 이 존재하였다.
2. 최적  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 은 품종에 따라서 달랐으며 5~100,000의 범위내에 있었다.
3. 최적  $\lambda_T$ 와  $\lambda_L$ 에서 구한 DVR을 이용하여 발육을 예측하는 경우 C.V는 품종에 따라 0.5-2.6%였으며 기존의 함수모델들 보다 예측 精度가

높았다.

4. DVR을 계산하는데 이용되지 않은 독립자료를 이용하여 11개 품종을 대상으로 출수기를 예측한 결과 예측오차는 0-3일로 추정 精度가 높았다.

### 참고문헌

1. Gao L.Z., Z.Q. Jin and L. Li, 1989. Photo-thermal models of rice growth duration for various varietal types in China. Agric. and For. Meteor. 39 : 205-213.
2. Gao, L.Z., Z.Q. Jin, Y. Huang and L.H. Zhang, 1989. Rice clock model -A computer simulation model of rice development. page 5-16 in rice computer simulation model(RICEMOD) and its applications. Research Report, IAAS No. 1. China.
3. 羽生幸夫·中條博良·田鎮雄, 1983. 水稻における花成の短日感應に及ぼす氣溫の影響. 日作紀 52(2) : 135-142.
4. 堀江武·中川博視. 吉良知彦, 1986. イネの發育程度のモデル化と豫測に関する研究(1), 發育動態の氣象豫測モデルについて 日作紀 55(別1) : 214-215.
5. 川方俊和. 岡田益己, 1989. 發育指數を用いた水稻の幼穂形成始期と出穂期の推定. 農業氣象 45(3) : 137-142.
6. 이변우·김병찬, 1987. 수도의 발육단계 추정을 위한 광-온도 모형. 氣象研究論文集(1987) : 73-78.
7. 이석순, 1983. Growing Degree Day를 이용한 수도의 생육기간 측정방법과 이용. 韓作誌 28(2) : 173-183.
8. 임무상. 1982. 수도품종의 출수생태에 관한 연구. 서울대학교 박사학위논문 : pp.28.
9. McNaughton, K.G., P.W. Gandar and H.G. Mcpherson, 1985. Estimating the effects of varying temperature on the rate of development of plants. Annals of Botany 56 : 579-595.
10. 文憲八·金弘烈, 1988. 直播栽培適應性 檢定. 試驗研究報告書(水稻編, 1988) : 401-415.
11. Robertson, G.W., 1983. Weather-based mathematical models for estimating development and ripening of crops. WMO technical Note No. 180 : pp.99.

12. Roberts, E.H. and A.J. Carpenter, 1965. The interaction of photoperiod and temperature on the flowering response of rice. *Annals of Botany* 29(115) : 359-364.
13. 竹澤邦夫・田村良文・小野祐幸, 1989. 作物の發育ステジのノンパラメトリック推定の有効性. *農業氣象* 45(3) : 15-54.
14. 田村良文, 1989. 發育ステジの豫測モデルとその實用化(1)-とくにノンパラメトリック法を中心に-. *農業技術* 11(9) : 397-400.
15. 田村良文. 清野裕, 1989. 發育ステジの豫測モデルとその實用化(2) -とくにノンパラメトリック法 中心に-. *農業技術* 44(10) : 22-25.
16. 田村良夫・竹澤邦夫・金野降光・小野祐幸・清野裕・門馬榮秀, 1988. ノンパラメトリック法を用いた氣温影響評價によるトウモロコシの幼穂抽出期豫測. *日作紀* 58 : 48-54.
17. Vergara, B.S, T.T. Chang and R. Lilis, 1972. The flowering response of the rice plant to photoperiod. A review of literature. IRRI. Los Banos, Philip.