

水田地温による寒冷地のタイヌビエ (*Echinochloa oryzicola* Vasing.) の葉令進展及び発生終期の推定とその除草剤散布指標としての応用

内野 彰*・渡邊寛明*・古原 洋**・鶴谷明宇***・
新田靖晃****・伊藤一幸*****

Estimating the leaf stages and duration of emergence in *Echinochloa oryzicola* Vasing.
by measuring the soil temperature of lowland fields in cool, temperate regions of Japan.

Akira Uchino*, Hiroaki Watanabe*, Hiroshi Kohara**, Akiu Tsuruya***,
Yasuaki Nitta**** and Kazuyuki Itoh*****

要約：寒冷地におけるタイヌビエ (*Echinochloa oryzicola* Vasing.) の葉令進展と発生終期について水田地温との関係を調べた。タイヌビエの葉令進展に関しては地温平均値との間に高い相関関係が認められ、発生終期に関しては日最高地温平均値との間に高い相関関係が認められた。これらの関係から得られた回帰式を用いて、タイヌビエの葉令進展と発生終期から雑草防除に必要な除草剤残効期間を推定するモデルを作成した。実際の圃場の測定値にこのモデルを当てはめて推定精度を調べたところ、葉令進展については一部地域を除いた東北地方で3日以内の誤差で推定された。発生終期については、秋田県で6日以内の推定精度であったが、北海道では30日以上の変動が見られた。1999年の実測値を推定モデルに当てはめてタイヌビエ防除に必要な除草剤残効期間を推定した結果、東北地方では水田によって30日～40日前後で大きく変動することが判明した。

キーワード：タイヌビエ, 葉令進展, 発生終期, 水田地温

寒冷地の水田では、他の地域と比較して雑草の発生が不斉であることや水稻の初期生育が緩慢なことから、他の地域よりも除草剤の使用回数が多く、1作あたりの除草剤使用量が多くなる傾向にある(伊藤1996)。しかし実際には、年次や水田によって比較的雑草の発生が揃う場合もあると考えられ、そうした場合にも慣例的に除草剤の使用回数を多くすると必要以上の除草剤散布を行うことになる。寒冷地の雑草の発生生態を明らかにし、その発生予測が可能になれば、気象条件の異なる年次や水田にあわせて雑草発生に必要なとされるだけの除草剤を散布することができ、より環境負荷の少ない雑草防除が可能となる。

除草剤散布の指標となるノビエの葉令進展については、積算気温あるいは積算水温と高い相関関係があることが報告されている(土井ら1977, 加持ら1998, 森田1999, 村上ら1990, 1987, 鈴木ら1975a)。その一方で、散布する除草剤の残効期間の指標となるべきノビエの発生終期に関して論じた報告はあまり多くない(加持ら1998, 鈴木ら1975b, 田中1987)。加持ら(1998)は暖地水田におけるノビエの発生消長を調べ、有効積算水温とノビエの累積発生率との間で回帰分析を行い、回帰式を求めている。それによると、発生の前半と後半がそれぞれ別の回帰直線に良く合致し、発生の後半が特に良く直線に一致することが示されている。この発生の後半と有効積算水

* 東北農業研究センター水田利用部 〒014-0102 秋田県大曲市四ツ屋字下古道3

National Agricultural Research Center for Tohoku Region, 3 Shimofurumichi, Yotsuya, Omagari, Akita 014-0102, Japan.

** 北海道立中央農業試験場

*** 日本植物調節剤研究協会秋田試験地

**** 福島県農業試験場会津支場

***** 東北農業研究センター地域基盤研究部

第1表 調査区の概要と地温の比較

年	移植時期	代かき日	移植日	調査設置 場所*	水田地温 (°C) **			タイヌビエ 発生本数(本/m ²)			
					日平均値 ***	日最高値	日最低値				
1997	5月上旬	5.6	5.9	水口	16.7	22.8	12.9	1388 ± 58			
				水尻1	18.8 (+2.1)	27.3	13.3	1368 ± 63			
				水尻2	18.6 (+1.9)	25.7	13.8	2232 ± 89			
	5月中旬	5.16	5.19	水口	21.3	28.2	16.7	1520 ± 132			
				5月下旬	5.26	5.29	水口	19.7	24.6	16.3	1536 ± 91
							水尻1	22.2 (+2.5)	28.8	17.7	1844 ± 21
水尻2	22.4 (+2.7)	28.9	17.9	2208 ± 214							
1998	5月上旬	5.6	5.8	水口	17.5	23.7	13.6	2160 ± 128			
				水尻	19.3 (+1.7)	26.6	14.2	2360 ± 281			
	5月中旬	5.15	5.18	水口	18.7	24.6	15	2996 ± 209			
				水尻	20.8 (+2.1)	28.4	15.8	2612 ± 286			
	5月下旬	5.26	5.28	水口	19.4	23.8	16.4	2984 ± 171			
				水尻	21.6 (+2.2)	28	17.2	3408 ± 205			
1999	5月上旬	5.7	5.10	水口	18.1	24.7	13.4	1408 ± 61			
				水尻	19.9 (1.8)	27.6	14.3	1948 ± 165			
	5月中旬	5.14	5.17	水口	19.3	26	14.6	3428 ± 264			
				水尻	21.3 (+2.1)	28.6	16.1	3888 ± 261			
	5月下旬	5.25	5.28	水口	19.8	25.7	15.9	2592 ± 126			

*1997年の5月上旬移植水田と5月下旬移植水田は水尻に調査区を2箇所設置し、1997年の5月中旬移植水田と1999年の5月下旬移植水田にはそれぞれ水尻と水口にだけ調査区を設置した。

** 移植後40日間の平均値。*** 括弧内の数値は水口との温度差。

温との間の高い相関関係は、発生終期も水田の温度に大きく影響されることを示唆している。

本研究では、寒冷地の主なノビエであるタイヌビエ (*Echinochloa oryzicola* Vasing.) の葉令進展と発生終期について水田地温との関係を調査し、その結果から得た回帰式をもとにタイヌビエの発生期間から要求される除草剤の残効期間を推定するモデルを検討した(内野ら2002)。そして、この推定モデルに北日本の水田地温のデータをあてはめて推定精度を検討し、各水田のタイヌビエ防除に必要な除草剤残効期間を推定した。

材料および方法

1. 回帰式による推定モデルの作成

1997～1999年の3年間にわたり東北農業研究センター(秋田県大曲市)の埴壤土水田においてタイヌビエの葉令進展、発生活消長および地温を調査した。施肥条件は、この地域の慣行施肥体系に近くなるように元肥で10a当たりN, P₂O₅, K₂O各6kgとし、窒素の80%は肥効調節型肥料(LP70)で与えた。地温の異なる区を設定するため、移植時期の異なる3筆の水田(移植時期:5月上旬・中旬・下旬)に用水(9～20°C)を常時掛け流しにし、水口と水尻に調査区を設けた(第1表)。代かきは

移植2～3日前に行い、水稻品種は「あきたこまち」を使用した。調査期間中は湛水深約5cmで管理した。調査水田は試験前年までの数年間にタイヌビエ(F型)が高密度に自然発生しており、試験前年にはタイヌビエの防除を行わず、放任状態で種子を落下させた。

葉令進展と発生活消長の調査は1～2日おきに週3回行った。葉令は、発生活消長の調査区周辺1m以内に自然発生したタイヌビエのうち最も生育の進んでいる4本を選んで調査し、その4本の平均値とした。発生活消長の調査は、50cm×50cmのコドラートを地表に埋めてその中を25cm×25cmに4等分した区を設け、各区に自然発生したタイヌビエをすべて抜き取って本数を記録した。各区で発生本数から累積発生率を計算し、4区の平均値をもとに全体の90%が発生した日、95%が発生した日を求めた。

水田地温は、調査区の二箇所について地表面から0.3～1cm深の温度を毎正時に自動測定記録し、二箇所の平均値を地温の値とした。自動測定記録にはサーモレコーダー(タバイエスベック株、大阪市)又はサーモレコーダ・おんどとり(株ティアンドディ、松本市)を使用し、移植日翌日から地温の測定を開始した。

第2表 タイヌビエの各葉令に達するまでの期間に対する回帰分析結果

X	葉令	年			
		1997	1998	1999	1997 - 1999
地温平均値	2葉期	0.800***	0.728**	0.967***	0.742***
	2.5葉期	0.822***	0.656*	0.972***	0.713***
	3葉期	0.864***	0.698**	0.987***	0.794***
	4葉期	0.700**	0.787**	0.932***	0.712***
	5葉期	0.716**	0.892***	0.937***	0.723***
地温日較差平均値	2葉期	0.001	0.150	0.591*	0.135
	2.5葉期	0.011	0.241	0.588*	0.139
	3葉期	0.008	0.067	0.525	0.065
	4葉期	0.147	0.214	0.575*	0.201*
	5葉期	0.243	0.220	0.434	0.242*
日最高地温平均値	2葉期	0.663	0.695	0.985***	0.751***
	2.5葉期	0.776**	0.715	0.974***	0.768***
	3葉期	0.757**	0.577	0.979***	0.721***
	4葉期	0.738*	0.706	0.937**	0.757***
	5葉期	0.782**	0.733*	0.942**	0.784***
日最低地温平均値	2葉期	0.687*	0.778*	0.824*	0.587***
	2.5葉期	0.839**	0.586	0.855*	0.621***
	3葉期	0.911***	0.777*	0.871*	0.739***
	4葉期	0.862**	0.547	0.680	0.659***
	5葉期	0.818**	0.653	0.720	0.652***

タイヌビエの各葉令に達するまでの代かき日からの日数の逆数 ($1/DL$) を Y とし、その期間の地温平均値、地温日較差平均値、日最高地温平均値、日最低地温平均値のそれぞれを X とした場合の回帰分析結果を表示した。値は決定係数 (r^2)。1997 - 1999 は 3 年間のデータをまとめた場合の分析結果。*, **, *** はそれぞれ、F 検定で 5%, 1%, 0.1% 有意であることを示す。

2. 推定モデルの適用性の検討

各地の水田地温の測定は、北海道・東北各県の農業試験場、富山県農業研究センター、日本植物調節剤研究会（植調）秋田試験地、農業環境技術研究所、中央農業総合研究センター、九州沖縄農業研究センター及び東北農業研究センターで行った（第7表参照）。水田地温は上記に示した方法或いはそれに準じた方法で測定した。

葉令進展は第8表に示す場所で測定し、最も生育の進んでいるタイヌビエの葉令を調査した。発生終期は北海道立中央農業試験場と植調秋田試験地で測定した。調査は面積の調査区を設置してその中に発生するタイヌビエを1週間に1回以上全て抜き取り発生数を経時的に記録した。北海道立中央農試の調査は4反復で行い、各調査区の総発生数の平均は31本であった。植調秋田試験地の調査は6反復で行い、総発生数の平均は29本であった。

結果および考察

1. 回帰式による推定モデルの作成

1) 調査区の地温とタイヌビエの発生数：各調査区の地温は、移植後40日間の平均値にして水尻が水口より2~3℃高い値を示した（第1表）。地温の最も低かった

5月上旬移植水田の水口調査区では16.7~18.1℃であり、地温の最も高かった5月下旬移植水田の水尻調査区では21.6~22.4℃の値を示した。

タイヌビエの発生本数は1300~3900本/m²であった（第1表）。水口と水尻の発生本数の差異に顕著な傾向はなく、発生本数に水田地温の影響は認められなかった。

2) タイヌビエの葉令進展と地温との関係：タイヌビエの葉令進展は、地温の低い水口で遅く、地温の高い水尻で早い傾向があった。すなわち、地温と各葉令に達するまでの期間との間には、地温が高くなるほど各葉令に達するまでの日数が短くなるという負の相関関係が見られた。そこで、解析のしやすさから、温度との関係が正の相関になるように代かき日から各葉令に達するまでの日数 (DL) の逆数 ($1/DL$) をとり、これを解析に用いた。 $1/DL$ を Y とし、その期間の地温の統計値を X として回帰分析をしたところ、その期間の平均地温 (TA) を X とした場合に2葉期から5葉期までの各葉令に関して高い決定係数 (r^2) が得られた（第2表）。第3表には得られた回帰式を示し、第1図には代表例として3葉期の回帰式と実測値を示した。1.5葉期に関しては、地温との間に高い相関関係が認められなかった。

3) タイヌビエの発生終期と地温との関係：タイヌビ

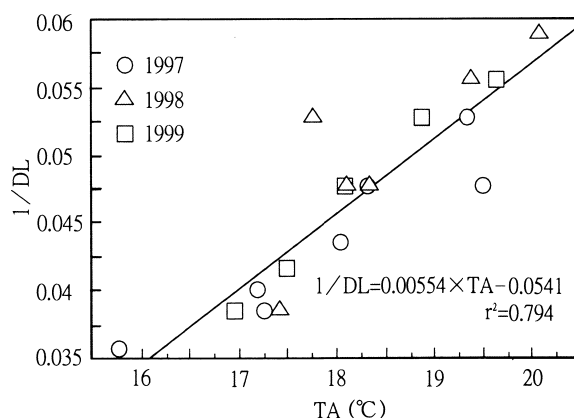
第3表 タイヌビエの葉令進展に関する回帰式

葉令	回 帰 式	決定係数 (r ²)
2 葉期	1/DL = 0.0109 × TA - 0.127	0.742
2.5 葉期	1/DL = 0.00761 × TA - 0.0813	0.713
3 葉期	1/DL = 0.00554 × TA - 0.0541	0.794
4 葉期	1/DL = 0.00384 × TA - 0.0335	0.712
5 葉期	1/DL = 0.00312 × TA - 0.0269	0.723

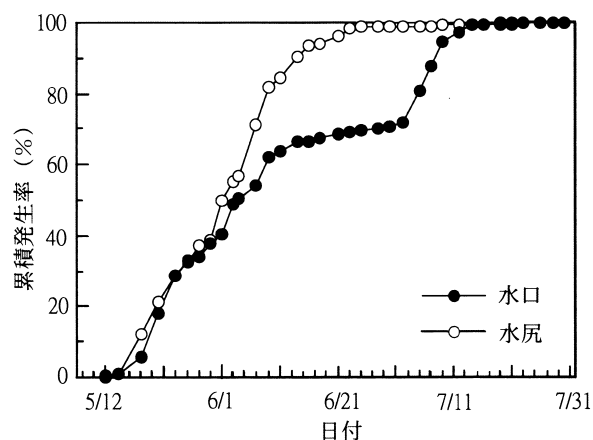
DL：代かき日から各葉令に達するまでの日数，TA：代かき日から各葉令に達するまでの期間の地温平均値。

エの発生活長も温度の影響をうけ、地温の高かった水尻と比較して地温の低い水口で比較的長期間にわたった(第2図)。このように発生終期までの日数とその期間の地温との間にも、葉令の場合と同様に負の相関関係が認められたため、代かき日から発生終期に達するまでの日数(DE)の逆数(1/DE)をYとし、その期間の地温の統計値をXとして回帰分析を行った(第4表)。全ての発生が終了する日(100%の発生が終了する日)は変動が大きいことから、発生終期として全体の90%が発生した日、95%が発生した日をそれぞれ発生終期(90%)、発生終期(95%)として解析した。回帰分析の結果、1/DEは発生終期に達するまでの日最高地温平均値(TM)をXとして回帰分析を行った場合に、各年次を通して最も高いr²を示した。地温平均値、地温日格差平均値などは、年次によって高いr²が得られた場合もあったものの、低い年次もあり、年次変動が大きかった。こうしたことから、TMをXとして1/DEをYとして回帰分析を行った。1/DE = aTM + b (aは回帰係数、bは定数項)という回帰式では残差に一定の傾向がでたため、log(1/DE) = aTM + bという回帰式を用い、これにより、残差に一定の傾向が無くあてはまりのよい回帰式を得る事が出来た(第5表、第6表)。第3図には代表例として発生終期(95%)での回帰式と実測値を示した。

4) 回帰式に基づいた推定モデルの検討：通常、「初期剤」あるいは「初期、初中期一発処理剤」として使用される水稲用除草剤は、ノビエの葉令を指標として散布するが多い。従ってノビエの発生活態から見た場合、雑草防除に必要とされる除草剤の残効期間は葉令進展と発生終期によって決まることになる(第4図)。タイヌビエの各葉令に達する日と発生終期に達する日の代かき日からの日数は、上記の回帰式によって地温をもとにそれぞれDL、DEとして推定することができ、第4図に示すように雑草防除に必要とされる除草剤残効日数もDE - DLとして推定できる。寒冷地でノビエの主体がタイヌビエである水田では、上記式を使うことにより、水田地温さえ分かれば各水田における除草剤の必要残効日数が推定できることになる。除草剤適正散布にむけては、この日数が各水田におけるの一つの指標となるといえよ



第1図 タイヌビエの3葉期における1/DLとTAとの関係。DL：代かき日から3葉期に達するまでの日数，TA：代かき日から3葉期に達するまでの期間の地温平均値。



第2図 秋田県大曲市の用水掛け流し水田におけるタイヌビエの発生活長(1999年の5月上旬移植水田における調査結果)

う。

水田水温や水田地温の日平均値については近隣の気象観測所における気温、水蒸気圧及び日射量の3要素の観測値だけで推定できるモデルが開発されている(丸山ら1998、高見ら1989)。水田地温の日最高温度の推定に関しても、井上ら(1985)や中園ら(1999)らの水田の微気象モデルによって推定することが可能となっている。後者のモデルは気象観測所の観測値の他に水温や水深、減水深などの測定も必要であるが、これらの水田地温推定モデルを活用することにより、本研究のモデルもより使い勝手の良いものなるであろう。

2. 推定モデルの適用性の検討

1) 葉令進度と発生終期の推定精度：タイヌビエは地域によって生態的特性が異なると考えられ、地域が変われば発生活長も異なるものと考えられる。従って、本来

第4表 タイヌビエの発生終期に達するまでの期間に対する回帰分析結果

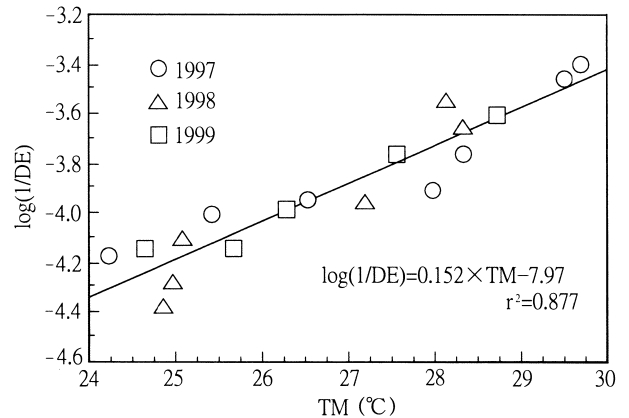
X	発生終期	年			
		1997	1998	1999	1997 - 1999
地温平均値	95%	0.748***	0.587*	0.114	0.561***
	90%	0.648**	0.116	0.002	0.270**
地温日較差平均値	95%	0.452*	0.677**	0.846***	0.607***
	90%	0.416	0.759**	0.821**	0.646***
日最高地温平均値	95%	0.817***	0.885***	0.943***	0.863***
	90%	0.801***	0.841***	0.887**	0.821***
日最低地温平均値	95%	0.215	0.203	0.068	0.000
	90%	0.092	0.490	0.342	0.088

タイヌビエの発生終期に達するまでの代かき日からの日数の逆数 (1/DE) を Y とし、その期間の地温平均値、地温日格差平均値、日最高地温平均値、日最低地温平均値のそれぞれを X とした場合の回帰分析結果を表示した。値は決定係数 (r²)。発生終期は全発生数の95%、90%の発生が終了した日とし、それぞれ計算した。1997-1999は3年間のデータをまとめた場合の分析結果。*、**、***はそれぞれ、F検定で5%、1%、0.1%有意であることを示す。

第5表 タイヌビエの発生終期に達するまでの期間に対して自然対数を用いた場合の回帰分析結果

発生終期	年			
	1997	1998	1999	1997 - 1999
95%	0.876***	0.901***	0.947***	0.877***
90%	0.874***	0.882***	0.930***	0.860***

タイヌビエの発生終期に達するまでの代かき日からの日数の逆数の自然対数 {log(1/DE)} を Y とし、その期間の日最高地温平均値 (TM) を X とした場合の回帰分析結果を表示した。値は決定係数 (r²)。発生終期は全発生数の95%、90%の発生が終了した日とし、それぞれ計算した。1997-1999は3年間のデータをまとめた場合の分析結果。***はF検定で0.1%有意であることを示す。



第3図 タイヌビエの95%発生終期における log(1/DE) と TM との関係

DE: 代かき日から95%発生終期に達するまでの日数, TM: 代かき日から95%発生終期に達するまでの期間の日最高地温平均値。

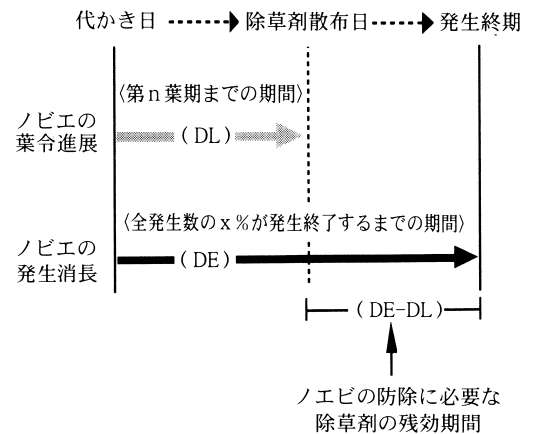
第6表 タイヌビエの発生終期に関する回帰式

発生終期	回帰式	決定係数 (r ²)
95%	log(1/DE) = 0.152 × TM - 7.97	0.877
90%	log(1/DE) = 0.196 × TM - 9.06	0.860

DE: 代かき日から発生終期に達するまでの日数, TM: 代かき日から発生終期に達するまでの期間の地温平均値。

は各水田で回帰式を作成し直す必要があり、その水田にあった回帰式を適用する必要がある。しかし、実際に調査にかかる労力を考えると回帰式を作り直すのは現実的ではない。そこで、上記で作成した回帰式 (秋田県大曲市で作成) が、他の地域の水田にどの程度適用できるのかについて検証を行ってみた。

検証は、東北各県の農業試験場を中心に協力を得て測定した1999年の値と (第7表)、北海道立中央農試及び植調秋田試験地の過去数年間の測定値を用いて行った。



第4図 ノビエの発生生態から見た雑草防除に必要な除草剤残効期間と葉令進展および発生消長との関係

第7表 水田地温測定機関と測定水田所在地

測定機関	水田所在地	代かき日	移植日
青森県農業試験場	青森県黒石市	5/11	5/13
青森県農業試験場藤坂支場*	青森県十和田市	5/11	5/14
岩手県農業研究センター	岩手県北上市	5/13	5/18
岩手県農業研究センター	岩手県江刺市	5/7	5/13
宮城県農業研究センター	宮城県名取市	5/15	5/18 (直播)
宮城古川農業試験場	宮城県古川市	5/7	5/11
秋田県農業試験場	秋田県秋田市	5/13	5/17
植調秋田試験地	秋田県神岡町	5/14	5/18
東北農業研究センター	秋田県西木村	5/17	5/24
東北農業研究センター	秋田県千畑町	5/16	5/25
東北農業研究センター	秋田県大曲市	5/18	5/23
山形県農業試験場庄内支場	山形県藤島町	5/7	5/11
山形県農業研究研修センター*	山形県新庄市	5/24	5/27
福島県農業試験場	福島県郡山市	5/10	5/14
福島県農業試験場*	福島県郡山市	5/6	5/11
福島県農業試験場会津支場	福島県会津坂下町	5/14	5/18
福島県農業試験場相馬支場	福島県相馬市	5/7	5/11
福島県農業試験場冷害試験地	福島県猪苗代町	5/7	5/14
北海道立中央農業試験場	北海道岩見沢市	5/13	5/18
北海道立中央農業試験場	北海道岩見沢市	5/17	5/20
富山県農業研究センター	富山県富山市	5/7	5/11
農業環境技術研究所	茨城県新利根町	5/4	5/6
農業環境技術研究所	茨城県つくば市	不明	不明
中央農業総合研究センター	茨城県谷和原村	5/10	5/11
九州沖縄農業研究センター	福岡県筑後市	6/15	6/18

* 温度測定に独自の機器を使用

葉令の推定に対しては、便宜的に代かき後20日間の平均地温を用いて適用した結果、東北地方の多くの水田では2、3日程度のズレで推定できている事が判明した(第8表)。一方で、北海道立中央農試と福島県冷害試験地、福島県会津支場では推定値が実測値と大きく異なった(第8表)。

また、発生終期の推定に関しても、便宜的に代かき後40、50、60日間の日最高地温平均値を用いて推定したところ、植調秋田試験地では比較的精度良く推定でき、北海道立中央農試では実測値と大きく異なる推定結果となっていた(第9表)。

こうしたことから、東北地方ではかなりの水田で大曲の回帰式を適用できる可能性があると考えられるが、北海道や福島など大曲と気象条件が大きく異なった水田、大曲と地理的に離れた水田では、適用できない場合も多くなると予想される。

2) 1999年の各地の水田地温と推定モデルの適用結果

1999年の各地の水田地温を6月の平均地温と比較する

と、東北地方の農業試験場では主に21～23℃、北海道立中央農試では19～20℃、富山県、茨城県、福岡県の測定値では主に23～24℃に分布した(第5図、第6図)。

この結果は、東北地方の水田地温の分布域が、北海道或いは関東・北陸以南の地方の地温分布と比較的明瞭な違いがあることを示している。東北地方内での水田地温の分布には、太平洋側に低温の傾向が見られたものの、南北間に顕著な較差は見られなかった。福島県会津支場で測定されている水田温度データをこの10年間で比較すると、1999年は比較的標準的な値であった(第7図)。この会津支場の値は、10年間で21～24.5℃の間で大きく変動しており、このことから、1999年の東北地方の地温分布域(主に21～23℃)もかなりの年次変動があるものと予想される。

上述したように、大曲で作成した回帰式が全ての地域で適用できるわけではないが、1999年の東北各地の水田地温に適用してみたのが第8図である。この結果は、非常に限られた水田の結果であり、東北内の各地域を代表するものではないが、除草剤に必要な残効期間が30日

第8表 葉令進展における実測値と推定値のズレ (日数)

測定機関	年次	2葉期	2.5葉期	3葉期
植調秋田試験地	1996	-3	-2	-1
	1997	-1	1	0
	1998	0	1	3
	1999	-2	-2	-1
北海道立中央農業試験場	1997	32	21	17
	1998	3	5	4
	1999	8	9	9
岩手県農業研究センター	1999	-3	-3	-2
宮城県農業研究センター	1999	-1	-1	-1
宮城県古川農業試験場	1999	0	-1	0
山形県農業試験場庄内支場	1999	1	2	2
山形県農業研究研修センター	1999	-3	-3	-2
福島県農業試験場	1999	-1	-1	0
福島県農業試験場会津支場	1999	-5	-5	-6
福島県農業試験場冷害試験地	1999	3	7	
富山県農業研究センター	1999	-2	-2	0

予想は代かき後 20 日間の平均値を大曲の回帰式にあてはめ算出した。負の値は実測値より推定値が短いことを示す。

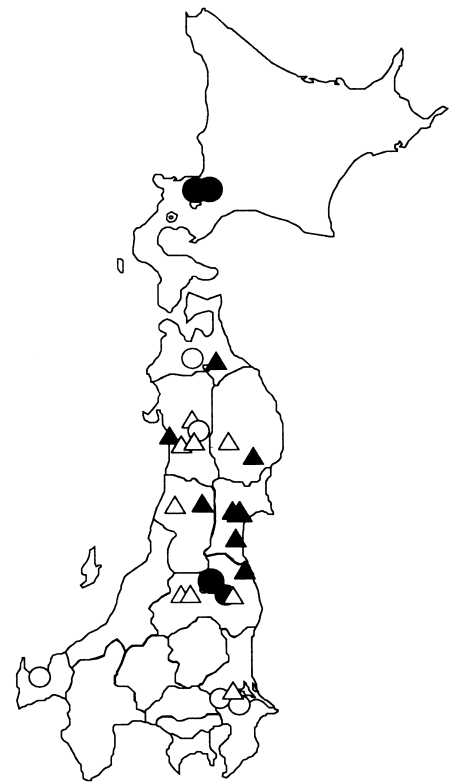
第9表 95%発生終期における実測値と推定値のズレ (日数)

試験場名	年次	予測に用いた平均期間*		
		40日	50日	60日
植調秋田試験地	1999	5	6	4
北海道立中央農業試験場	1999	41	36	32

* 代かき後 40, 50, 60 日間の平均値を回帰式にあてはめた場合について算出した。

未満となる水田から 40 日以上となる水田まで、30 ~ 40 日前後で大きく変動した。通常、除草剤は 30 日程度で効果が低下し始めるとされている。従って、東北地方の水田における推定値が 30 ~ 40 日前後で変動したことは、東北地方が特に水田地温管理が重要となる地域であることを示している。東北地方で効率的な雑草防除を行うためには、水田地温を高く維持し、雑草発生が除草剤残効期間内に終了するような水田管理を心がける事が重要であろう。

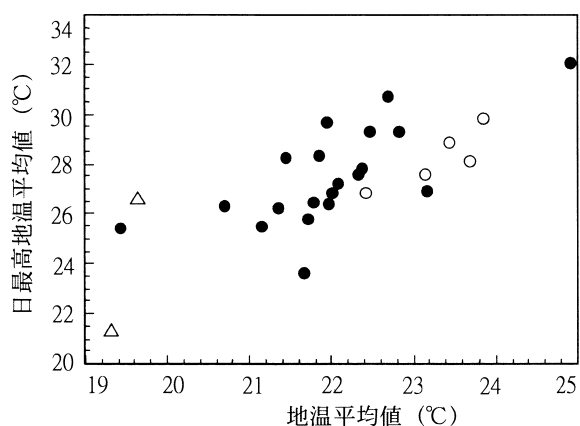
本研究で得たモデルはタイヌビエの発生生態の視点に立ったものであるが、実際の圃場では後期に発生したタイヌビエが水稻の被陰によって子実をつけることなく枯死し、雑草害にならない場合も見受けられる。今後はそうした場面を考慮したモデルを確立することが必要であろう。また、本研究はノビエの中でもタイヌビエを対象としたものであるが、寒冷地においてもイヌビエの繁茂が目立つ水田が増えており、イヌビエにおける温度と発生の関係など、推定における草種間差も検討する必要がある。



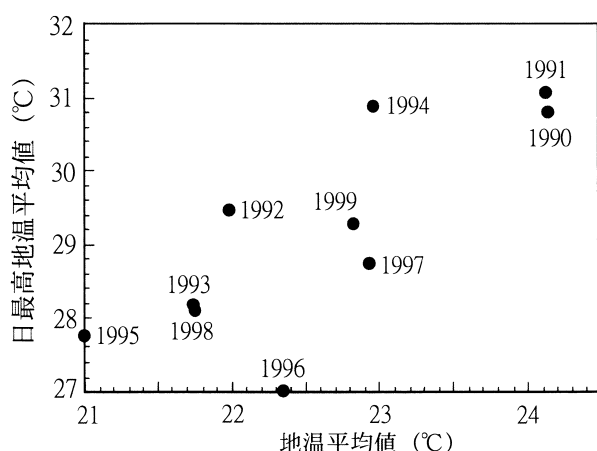
第5図 1999年6月の水田地温平均値の比較
 ○ : 23℃以上, △ : 22 ~ 23℃,
 ▲ : 21 ~ 22℃, ● : 21℃未満。

謝 辞

本研究は農林水産省のプロジェクト研究「環境調和型水田雑草制御技術の開発」の中で行った。



第6図 1999年6月の水田地温平均値の比較
△：北海道，●：東北地方，
○：関東・北陸・九州地方。



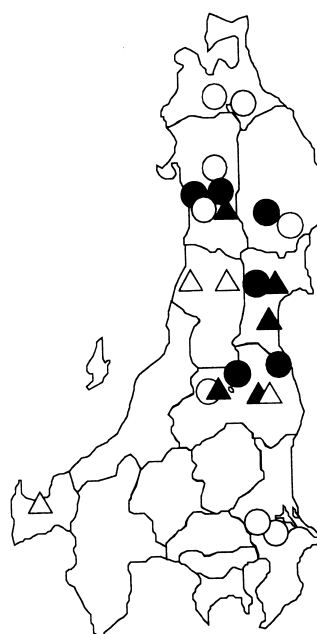
第7図 福島県農業試験場会津支場水田における6月の平均値（'90-'99年）

この研究を進めるにあたり貴重なご助言を頂いた東北農業研究センター地域基盤研究部岡田益己氏，国際農林水産業研究センター小沢聖氏，元植調秋田試験地鈴木啓一郎氏，石巻改良普及センター田中良氏に深く感謝し，お礼申し上げます。また，各地の水田地温データとヒエの葉令進捗・発生消長のデータ測定に御協力いただいた各農業試験場の担当者の方々に深く感謝し，お礼申し上げます。

また，調査にあたり多大なご協力を頂いた東北農業研究センター水田利用部雑草制御研究室の橘雅明氏，鈴木奈美子氏，藤田せい子氏，同水田利用部業務科の方々に深く感謝し，お礼申し上げます。

引用文献

土井康生・村上利男 1977. 北海道におけるタイヌビエの発生生態に関する地域性. 北海道農試研報 119: 1-8.



第8図 1999年の水田地温に対しての推定モデルの適用結果。2.5葉期から95%発生終期までの日数をタイヌビエ防除に必要な除草剤の残効期間とした。
○：30日未満，△：30日～35日
▲：35～40日，●：40日以上

井上君夫 1985. 水田微気象環境のシュミレーションモデル. 農業気象 40: 353-360.
伊藤一幸 1996. 寒冷地における水田の雑草防除. 赤間芳洋編「東北の稲研究」, 東北農業試験場稲作研究100周年事業会, pp.321-328.
加持集三・五島敏男・大津悠一 1998. 暖地水田におけるノビエ (*Echinochloa* spp.) の発生生態とメフェナセツトの最適処理時期の関係. 雑草研究 43: 210-219.
丸山篤志・大場和彦・黒瀬義孝 1998. 平行水温モデルによる異常気象年の水田水温の推定. 農業気象 54: 247-254.
森田弘彦 1999. 1時間気温値の加重型有効積算気温を用いた野生ヒエとイヌホタルイの葉令進展. 雑草研究 44: 218-227.
村上士明・馬庭義則・坂上和久 1990. タイヌビエの葉令進展の推定法とプレチラクロールの散布適期の表示方法. 雑草研究 35: 253-260.
村上利男・土井康生・森田弘彦 1987. 寒地における水田雑草の出葉の温度反応とその地域性. 雑草研究 32: 112-122.
中園 江・井上君夫 1999. 湛水直播水田の微気象観測と水温・地温の推定モデル. 農業研究センター研究資料 38: 95-149.

- 鈴木光喜・須藤孝久 1975a. 水田雑草の発生生態 第1報 温度と出芽との関係. 雑草研究 20 : 105 - 109.
- 鈴木光喜・須藤孝久 1975b. 水田雑草の発生生態 第2報 出芽期間と出芽率. 雑草研究 20 : 109 - 113.
- 高見晋一・菅谷博・鳥山和伸 1989. 水田水・地温の簡易推定法. 農業気象 45 : 43 - 47.
- 田中 良 1987. 水田雑草防除診断予測システムの概要. 植調東北支部会報 22 : 22 - 33.
- 内野 彰・渡邊寛明・伊藤一幸 2002. 水田地温による寒冷地のタイヌビエ (*Echinochloa oryzicola* Vasing.) の葉令進展と発生終期の推定. 雑草研究 47 : 66 - 73.
(2002年4月9日受理)