

寒冷地におけるタイヌビエの発生終期の推定と その除草剤散布指標への応用

独立行政法人 農業・生物系特定産業技術研究機構 東北農業研究センター 内野 彰

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、そうした場合には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消消長を調べ、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。

我々は、環境負荷低減へ向けての除草剤散布指標策定を目指し、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2002a）。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出し、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（内野ら2002b）。本稿では、これらの研究について紹介する。

1. 試験の概要

試験は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行った。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）に用水を常時掛け流しにし、水口と水尻に調査区を設けてタイヌビエの葉令進展、発消消長および地温を調査した。タイヌビエの発生本数は1300～3900本/m²で、十分な発生本数が得られた。

2. 回帰式による推定モデルの作成

(1) 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、期間の指標として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(表-1)、表-2に示すような回帰式が得られた。

(2) タイヌビエの発生終期と地温との関係

タイヌビエの発生活消長も温度の影響を受け、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(図-1)。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

表-2 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	$1/DL=0.0109 \times TA - 0.127$	0.742
2.5葉期	$1/DL=0.00761 \times TA - 0.0813$	0.713
3葉期	$1/DL=0.00554 \times TA - 0.0541$	0.794
4葉期	$1/DL=0.00384 \times TA - 0.0335$	0.712
5葉期	$1/DL=0.00312 \times TA - 0.0269$	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。

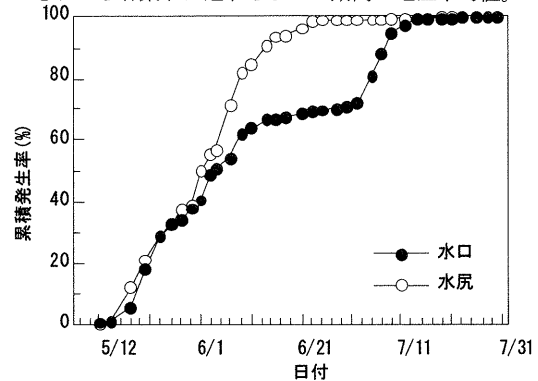


図-1 秋田県大曲市の用水掛け流し水田におけるタイヌビエの発生消長(1999年の5月上旬移植水田における調査結果)

た(表-3)。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90%発生終期、95%発生終期として解析した。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 r^2 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 r^2 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

表-1 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***

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。

表-3 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(r^2)。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。

表-4 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(r^2)。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。

表-5 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%	$\log(1/DE)=0.152 \times TM - 7.97$	0.877
90%	$\log(1/DE)=0.196 \times TM - 9.06$	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。

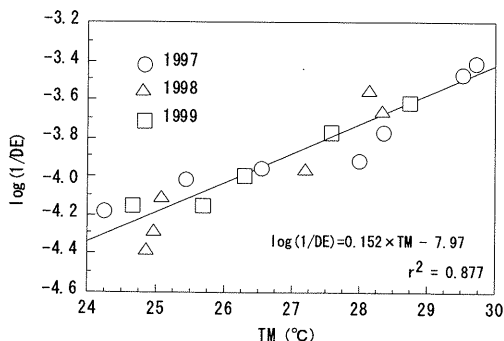
い、これにより、残差に一定の傾向が無くあてはまりのよい回帰式を得る事が出来た(表-4, 表-5)。図-2には代表例として95%発生終期での回帰式と実測値を示した。

(3) 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-発処理剤」として使用される水稻用除草剤は、

ノビエの葉令を指標として散布する場合が多い。従ってノビエの発生生態から見た場合、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(図-3)。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、図-3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一つの指標となるといえる。

図-2 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。

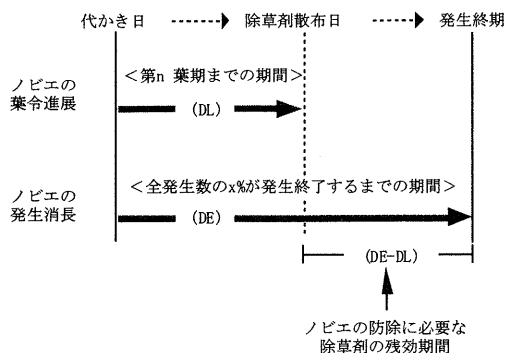


図-3 ノビエの発生生態から見た雑草防除に必要な除草剤残効期間と葉令進展及び発生消長との関係

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用水温度や水深、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れば、本研究のモデルもより使い勝手の良いものなる。

3. 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消長も異なるものと考えられる。従って、本来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、北海道立中央農試及び日本植物調節剤研究協会(植調)秋田試験地の過去数年間の測定値を用いて行った。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(表-6)。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(表-6)。

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(表-7)。

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

表-6 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 宮城県農業研究センター 宮城県古川農業試験場 山形県農業試験場庄内支場 山形県農業研究研修センター 福島県農業試験場 福島県農業試験場会津支場 福島県農業試験場冷害試験地 富山県農業研究センター	1999	-3	-3	-2
	1999	-1	-1	-1
	1999	0	-1	0
	1999	1	2	2
	1999	-3	-3	-2
	1999	-1	-1	0
	1999	-5	-5	-6
	1999	3	7	
	1999	-2	-2	0

推定値は代かき後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。

表ー7 95%発生終期における実測値と推定値のズレ(日数)

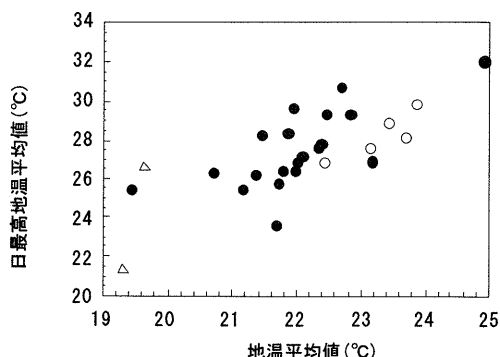
試験場名	年次	推定に用いた平均期間*		
		40日	50日	60日
植調秋田試験地	1999	5	6	4
北海道立中央農業試験場	1999	41	36	32

*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。

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(図ー4)。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。この会津支場の値は、

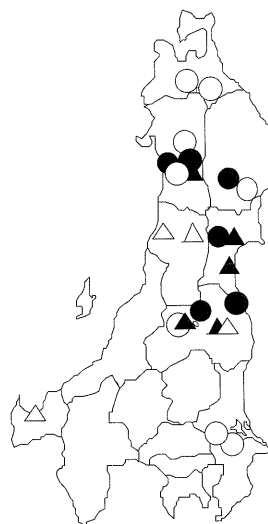


図ー4 1999年6月の水田地温平均値の比較
△：北海道、●：東北地方、○：関東・北陸・九州地方。

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図ー5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日未満となる水田から40日以上となる水田まで、30～40



図ー5 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; △, 30～35日; ▲, 35～40日; ●, 40日以上。

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るといえる。

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る。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。

謝辞

この研究を進めるにあたって御指導ならびに御協力を頂いた東北農業研究センターの伊藤一幸氏、渡邊寛明、岡田益己氏、北海道立中央農業試験場の古原洋氏、日植調秋田試験地の鈴木啓一郎氏、鶴谷明宇、福島県農業試験場会津支場の新田靖晃氏、九州沖縄農業研究センターの小沢聖氏、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、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

- 1) 土井康生・村上利男 1977. 北海道農試研報119: 1-8.
- 2) 井上君夫 1985. 農業気象40: 353-360.
- 3) 伊藤一幸 1996. 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.
- 4) 加持集三・五島敏男・大津悠一 1998. 雑草研究43: 210-219.
- 5) 丸山篤志・大場和彦・黒瀬義孝 1998. 農業気象54: 247-254.
- 6) 森田弘彦 1999. 雑草研究44: 218-227.
- 7) 村上士明・馬庭義則・坂上和久 1990. 雑草研究35: 253-260.
- 8) 村上利男・土井康生・森田弘彦 1987. 雑草研究32: 112-122.
- 9) 中園江・井上君夫 1999. 農業研究センター研究資料38:95-149.
- 10) 鈴木光喜・須藤孝久 1975a. 雑草研究20: 105-109.
- 11) 鈴木光喜・須藤孝久 1975b. 雑草研究20: 109-113.
- 12) 高見晋一・菅谷博・鳥山和伸 1989. 農業気象45: 43-47.
- 13) 田中良 1987. 植調東北支部会報22: 22-33.
- 14) 内野彰・渡邊寛明・伊藤一幸 2002a. 雑草研究47:66-73.
- 15) 内野彰・渡邊寛明・古原洋・鶴谷明宇・新田靖晃・伊藤一幸 2002b. 東北の雑草2:34-42.

改訂新版

芝生の病虫害と雑草

細辻豊二・吉田正義・米山勝美・山下義幸／著
B6判 296頁 本体3,500円(税別)

芝生の病気、害虫、雑草の見分けかたから防除法までを解説した本書は、発刊以来好評を頂いていますが、今回病害虫を最新の知見で改訂し併せて防除薬剤も最新に改訂した。

全国農村教育協会 〒110-0016 東京都台東区台東1-26-6
Tel.03-3833-1821 Fax.03-3833-1665