日作紀（Jpn. J. Crop Sci.）76（2）：279 ― 287（2007）

収量予測・情報処理・環境

ノンパラメトリック回帰によるイネの障害不稔歩合の推定法

神田英司[1]・鳥越洋一[2]・三輪哲久[3]・小林隆[1]
（[1]東北農業研究センター，[2]近畿中国四国農業研究センター，[3]農業環境技術研究所）

要旨：冷害気象時に被害を可能な限り早い時点で推定するため，連続した短期間の発育ステージの冷却量に基づく障害不稔歩合推定モデルを作成した．不稔歩合の推定には，隣り合う偏回帰係数βの値は大きく異ならないという制限付きのノンパラメトリック回帰を用いた．恒温深水処理における「あきたこまち」のポット試験の水温と不稔歩合の関係より偏回帰係数（水温パラメータ）を決定した．水温パラメータを用いて他年度の「あきたこまち」を推定すると寄与率77.2％と比較的高い精度であった．また，本手法では品種の耐冷性の違いを冷却量算出の基準温度（T_0）の違いとすることで水温パラメータが他品種にも適用できる．このT_0は「あきたこまち」20.5℃に対し，「ササニシキ」21.0℃，「ひとめぼれ」19.5℃であった．2003年冷害における耐冷性の異なる品種が混在する東北6県の生育調査圃の気温と不稔歩合の関係による偏回帰係数（気温パラメータ）を決定した．気温パラメータは，現地圃場では推定精度が落ちるものの事前の被害診断には十分有効であった．障害不稔歩合推定モデルをリアルタイムで実行すると被害の発生が予想される地点や地域の特定が容易になり，現地調査を効率的に行うことができ，被害実態の正確な把握に役立てることができる．

キーワード：イネ，障害型冷害，耐冷性，ノンパラメトリック回帰，不稔歩合，冷却量．

水稲冷害の早期警戒システムは生産者とその関係者に「早期警戒情報」を提供して発育ステージ別に水稲冷害の組織的な軽減対策を呼びかけるものである．このため，東北地方の気象経過と水稲の発育の監視を行うための発育予測モデルの開発を行ってきた（神田ら2000，神田ら2002，神田ら2005）．さらに，早期警戒システムでは，幼穂形成期，減数分裂期，出穂・開花期，そして登熟過程の発育ステージ別の冷温被害の程度をリアルタイムで診断し，その被害に対する基本技術と応急技術に関する情報を提供することが求められている．

水稲収量については，従来から気象要因を変数とする収量推定式が数多く提出され，東北地方の収量は7月，8月の月平均気温と相関が高いことが知られている．例えば，大後（1945）は各県収量と気温や日照の相関関係について報告している．堀口（1980）は冷害時の収量予想を行うため，北海道と東北地方の気温と収量の関係を重回帰モデルで説明している．しかし，これらは使用する気象値が月別・旬別などであり，発育ステージと被害との関係が十分に考慮されていない．

障害型冷害の被害推定は，不稔歩合の推定がポイントとなる．減数分裂期の冷温による不稔発生が大きな要因となるが，開花期や幼穂形成期の冷温でも不稔が発生する（野口1931，寺尾ら1940a）．単独では不稔を引き起こさない程度の幼穂形成期と減数分裂期の冷温による不稔発生の相乗効果（Satake 1989），穂ばらみ期と開花期の冷温の相乗効果（浪岡1993）があるとされている．このため，幼穂形成期，減数分裂期と出穂・開花期の冷温を被害診断でどのように評価するかが重要となる．

障害型冷害の不稔歩合の推定手法としては，出穂前後日数で設定した時期の気温または水温と不稔歩合の関係を求める重回帰モデルが作成されてきた（田中1987）．また，発育ステージに着目した内島（1976）は観察による減数分裂期に日平均気温が20℃以下になった場合の20℃からの偏差を積算した冷却量を導入して不稔歩合を推定している．被害解析には発育ステージではなく出穂前日数で推定した減数分裂期とその前後の時期の冷却量で不稔歩合を推定する回帰式が作成されてきた（高橋2004）．これらは，障害型冷害の危険期である減数分裂期の冷温を評価しているが，気象条件により発育ステージとの対応が変化する出穂前日数で危険期が設定されており，また幼穂形成期や出穂・開花期の感受性については考慮されていない．これに対し矢島（1994）は宮城県での1988年冷害の「ササニシキ」の不稔歩合と気温データから，発育指数（DVI）による発育時期ごとに冷却量に対する重み関数をシンプレックス法で導き，あるDVIの冷却量と重みの積算の和から不稔歩合を推定するモデルを作成した．このモデルはDVIが0.72から1.2までのDVIに依存する冷温感受性により障害不稔歩合を推定するものである（$R^2 = 0.67$，$n = 22$）．しかし，出芽期を0，出穂期を1とするDVIで，幼穂形成期を0.72，減数分裂期を0.88，開花期を1.07とするDVIに依存する冷温感受性は「ササニシキ」よりも早生や晩生の品種では冷温感受性とDVIの関係にずれが生じること，「ササニシキ」と異なる耐冷性の品種の重み関数を考慮していないため，東北全域を対象とした被害推定に利用するには，

2006年10月20日受理．連絡責任者：神田英司　〒020-0198 岩手県盛岡市下厨川赤平4
TEL 019-643-3433，FAX 019-641-7794，kanda@affrc.go.jp

課題が残る．

DVIによる冷温感受性以外の手法で幼穂の発育ステージによる冷温感受性の違いを扱うには，幼穂の発育期間を短く分割し，その期間の冷却量を説明変数として不稔歩合との関係をモデル化する必要がある．このモデルは説明変数の数が多いが，各発育ステージの冷却量は独立ではなく，多数の説明変数の間には強い多重共線性が存在する．多重共線性の問題を解決した上で，順序関係も考慮する方法としてノンパラメトリック回帰による解析法がある．ノンパラメトリック回帰手法は時系列や空間系列データの平滑化に使用され，時間軸や空間軸に対して滑らかな変化を表現できる（三輪ら 1998）．

そこで，水稲冷害の早期警戒システムで生育監視に使用している幼穂の発育モデル（神田ら 2002）で推定する発育ステージとノンパラメトリック回帰を組み合わせ，障害不稔歩合を比較的精度高く推定する手法を作成したので報告する．

材料と方法

1．使用したデータセット

（1）恒温深水処理試験

供試品種として「あきたこまち」（耐冷性：中），「ササニシキ」（耐冷性：やや弱），「ひとめぼれ」（耐冷性：極強）を用い，1999年から2003年に1/5000 aのワグネルポットに1本植し，網室で栽培した．恒温深水処理として，ハウス内の水槽（1.0 × 1.0 × 0.6 m）をほぼ一定の水温（19℃，21℃，23.5℃）となるように調整し，ポット土壌面から25 cm以上になるように水深を調節した．水槽は各水温区3つ設置した．2003年のみは水温18〜22℃，1℃刻みで5段階の処理を行い，18〜21℃の水槽は各2，22℃の水槽を1つ設置した．処理期間は1999年，2000年は主茎の観察による幼穂形成期（幼穂長2 mm）から減数分裂期，減数分裂期から各ポットの出穂始めならびに幼穂形成期から出穂始めまでの3期間，2001年から2003年は穂首分化期から減数分裂期，減数分裂期から出穂始めならびに穂首分化期から出穂始めまでの3期間とした．各処理区につき，水槽に3ポットを入れ，ポットごとにイネを処理し不稔を発生させ，各ポットの主茎と1次分げつより穂長の大きい5本を選び，出穂日と不稔歩合を調査した．

（2）冷水掛け流し試験

東北農業研究センターの温度勾配実験施設の水田で行った水温勾配を利用した冷温処理試験のデータを用いた．水田は1.5 m × 25 mのコンクリート製で沖積水田土壌を40 cmの深さに充填したものである．耐冷性の異なる24品種・系統（第1表）を供試し，1996年6月25日に水口から水尻までを5分割して処理区を設定し，各処理区に各品種・系統を1本植で10株移植した．7月25日より9月1日まで水深20 cmで約17℃の冷水を掛け流した．成熟後，各品種・系統について各処理区から平均的な穂長の穂を20本採取し，不稔歩合を調査した．水温は各処理区に3つの温度計を設置し30分ごとに計測した．冷水掛け流し処理による処理期間の平均水温の温度勾配は17.9〜20.1℃であった．

第1表　使用品種・系統と耐冷性．

品種名	耐冷性	品種名	耐冷性	品種名	耐冷性
ヒデコモチ	弱	むつほまれ	中	中母35	極強
ムツホナミ	やや弱	あきたこまち	中	トドロキワセ	極強
ササミノリ	やや弱	どまんなか	中	東北157号	極強
キヨニシキ	やや弱	ゆめさんさ	やや強	はなの舞	極強
アキヒカリ	やや弱	イブキワセ	強	ひとめぼれ	極強
ササニシキ	やや弱	オオトリ	強	中母59	超極強
レイメイ	中	まいひめ	強	東北155号	超極強
ヒメノモチ	中	こころまち	強	東北156号	超極強

注）耐冷性は品種の穂ばらみ期耐冷性（佐々木 1996）．

（3）東北農業研究センター生育作柄診断圃場

神田ら（2000）の方法で栽培している東北農業研究センターの生育作柄診断圃場のデータを用いた．2003年度は「かけはし」，「ゆめあかり」，「むつほまれ」，「つがるロマン」，「あきたこまち」，「めんこいな」，「まなむすめ」，「ひとめぼれ」，「ササニシキ」，「はえぬき」，「こいむすび」，「コシヒカリ」の12品種を供試した．移植は5月14日に行い，幼穂形成期と出穂期の暦日を調査した．不稔歩合の調査は，60株から平均的な穂数の5株を刈取り全てのものについて行った．また，圃場に温度計を設置し30分ごとに水温を計測した．

また，成熟期に青森県，岩手県，宮城県，山形県のモニター農家29圃場で，各圃場から連続する10株を3カ所採取した．10株からそれぞれ平均的な穂長の穂を20本選択し，不稔歩合を調査した．

（4）東北地域水稲安定生産推進連絡協議会データ集

「2003年東北地域水稲生育調査圃データ集」（注：東北地域水稲安定生産推進連絡協議会）より，「つがるロマン」「ゆめあかり」「むつほまれ」「あきたこまち」「ひとめぼれ」「ササニシキ」栽培圃場のデータ（緯度・経度，出穂日，不稔歩合）を抽出した．各品種のデータ数は，「つがるロマン」青森県14圃場，「ゆめあかり」青森県26圃場，「むつほまれ」青森県24圃場，「あきたこまち」は岩手県16圃場，秋田県58圃場，山形県6圃場，「ひとめぼれ」は岩手県12圃場，秋田県5圃場，宮城県18圃場，山形県1圃場，「ササニシキ」は岩手県2圃場，秋田県2圃場，宮城県12圃場，山形県1圃場となった．日別平均気温は早期警戒システムで運用しているメッシュ気温データから圃場の緯度・経度で検索した．

2．使用したモデル

（1）ノンパラメトリック回帰モデル

不稔歩合の推定には，隣り合う偏回帰係数の値は大きく異ならないという制限付きのノンパラメトリック回帰モデル（式1，2）を用いた（三輪ら 1998）．対象発育ステージ

は幼穂の発育モデルによる幼穂形成期から出穂期とし，幼穂形成期と出穂期の冷温感受性を推定するために，その前後40℃・日前（日平均気温（T）が10℃以上の有効積算気温（ΣT_{10}）：Tが10℃以上のとき，（T-10）を積算する）を均等にとった．幼穂形成期の40℃・日前は幼穂長1 mm程度の時期に相当する．ΣT_{10}の刻み幅については，冷温感受性を滑らかに求めるために予備解析の結果を基に5℃・日とした．この期間の冷却量（Q）を日平均温度（T）（深水処理中は水温，処理前後については気温）と冷却量算出の基準温度（T_0）を用いて算出した（式3）．

$$\hat{y} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{J} \beta_j t_j \qquad (1)$$

$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{J-1} (\beta_{j+1} - \beta_j)^2 \Rightarrow \text{最小化} \qquad (2)$$

$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 \Rightarrow \text{最小化} \qquad (2)'$$

$$Q = \sum (T_0 - T) \qquad T < T_0 \text{のとき} \qquad (3)$$

目的変数ŷは不稔歩合，説明変数tjは幼穂形成期の40℃・日前から出穂期の40℃・日後までの発育相をΣT_{10}で5℃・日刻みに分割したときの各発育ステージ，すなわち（j-1）×5℃・日後からj×5℃・日後までの期間のQ値，βjは同様に各発育ステージのQの相対的効果をあらわす（式1）．重回帰モデルは実測値yiと推定値$\hat{y}_i$との差が最小になるようにβを決めるが（式2'），ノンパラメトリック回帰モデルでは隣り合うβの変化が滑らかであるという制限を設ける（式2）．λは平滑化に関する係数でβの連続性の程度を制御する．λとT_0はクロスバリデーション（データを1つずつ除外し作成した回帰式で除外したデータを予測し，その予測誤差の平方和を求める検証法）で決定する．なお，βはこれらの式を解くことで求められ，逆行列，転置行列が計算可能なソフトウェアで容易に計算できる（補遺参考）．今回は計算にMATHEMATICA（Wolfram Research, Inc.）を使用したが，この他SAS（SAS Institute Inc.），S-PLUS（数理システム），R（フリーソフト）などいずれのソフトウェアでも補遺の式（A-1）が計算可能である．

恒温深水処理試験のデータを用いて水温と不稔歩合の関係により回帰係数β（以下，水温パラメータと称す）を，また東北地域水稲安定生産推進連絡協議会データ集を用いて気温と不稔歩合の関係による回帰係数β（以下，気温パラメータと称す）を決定した．幼穂形成期の40℃・日前から出穂期の40℃・日後までの発育ステージ（ΣT_{10}）は，観察出穂日より幼穂の発育モデルで決定した．

（2）重回帰モデル

恒温深水処理におけるポット試験では，1本の茎の観察出穂日から推定した発育ステージと冷却量による不稔歩合を推定しているが，現地圃場においては，圃場内に異なる発育ステージの茎，個体，株が存在し，圃場の観察出穂期から推定した発育ステージとのずれが生じている茎が存在する．ノンパラメトリック回帰は5℃・日ごとの冷却量と偏回帰係数の対応関係より不稔歩合を算出するため，推定と実際の発育ステージのずれにより不稔歩合の推定誤差が大きくなり，圃場全体の不稔歩合の推定誤差が大きくなることも考えられる．

そこで，5℃・日よりも長期間のΣT_{10}を説明変数にすることにより，相対的に発育ステージのずれの影響を受けにくいと考え，幼穂形成期の40℃・日前から出穂期の40℃・日後までの発育相を，①幼穂形成期40℃・日前～幼穂形成期，幼穂形成期～花粉母細胞分化期，花粉母細胞分化期～減数分裂期，減数分裂期～花粉内容充実期，花粉内容充実期～出穂期ならびに出穂期～出穂後40℃・日の6つの時期，②前歴（幼穂形成期40℃・日前～花粉母細胞分化期）と危険期（花粉母細胞分化期～花粉内容充実期）の2時期，③②に出穂前後（花粉内容充実期～出穂期，出穂期～出穂後40℃・日）の時期を加えた3時期に分割し，Qをそれぞれ算出した．Q算出にはノンパラメトリック回帰で決定した品種の耐冷性ごとのT_0を用いた．

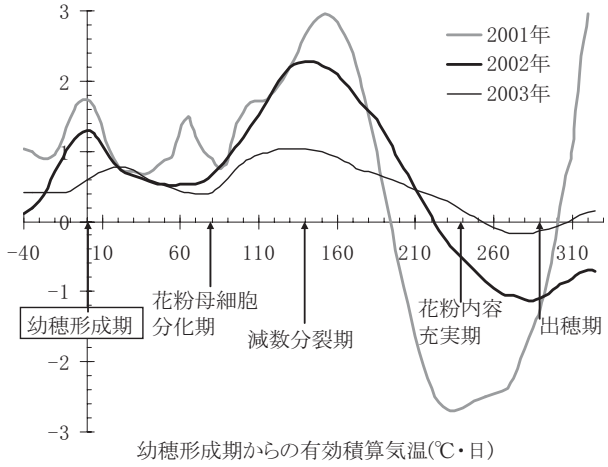
T_0の効果をみるため，全ての品種のT_0を20℃に固定した重回帰のパラメータも算出した．さらに，ΣT_{10}と比較するため，幼穂の発育相を出穂前後の日数で推定し，出穂28日前（おおむね幼穂形成期40℃・日前に相当）～出穂24日前（同幼穂形成期），出穂24日前～出穂18日前（同花粉母細胞分化期），出穂18日前～出穂12日前（同減数分裂期），出穂12日前～出穂6日前（同花粉内容充実期），出穂6日前～出穂期ならびに出穂期～出穂4日後（同出穂後40℃・日）の6つの時期に分割し，全ての品種のT_0を20℃に固定して重回帰のパラメータを算出した．

結　　果

1．気温パラメータと水温パラメータによる不稔歩合の推定

1999年から2003年までの恒温深水処理の「あきたこまち」の調査穂の不稔歩合を目的変数に，幼穂の発育ステージに対するQを説明変数とするノンパラメトリック回帰モデルのパラメータを求めた（第1図）．2001年から2003年は年によってやや異なるが，「あきたこまち」のパラメータは幼穂形成期と減数分裂期にピークを示した．2003年は冷害年で水槽での恒温深水処理に加え，気温による冷温が影響し，パラメータの値が全体に小さくなった．1999年は処理開始が遅かったため，減数分裂期のみにピークを持ち，2000年は高温多照であったため，はっきりとしたピークを示さなかった．そこで，2002年が「あきたこまち」の冷温感受性を最も良く表現しているものと判断した．

「ササニシキ」と「ひとめぼれ」についてもそれぞれパラメータを求めたところ，「あきたこまち」のパラメータとは形やピークの位置が異なる部分もあったが，発育ステージ別の感受性および年次間差についてほぼ同様の傾向であった（データ省略）．そこで，2002年の「あきたこまち」

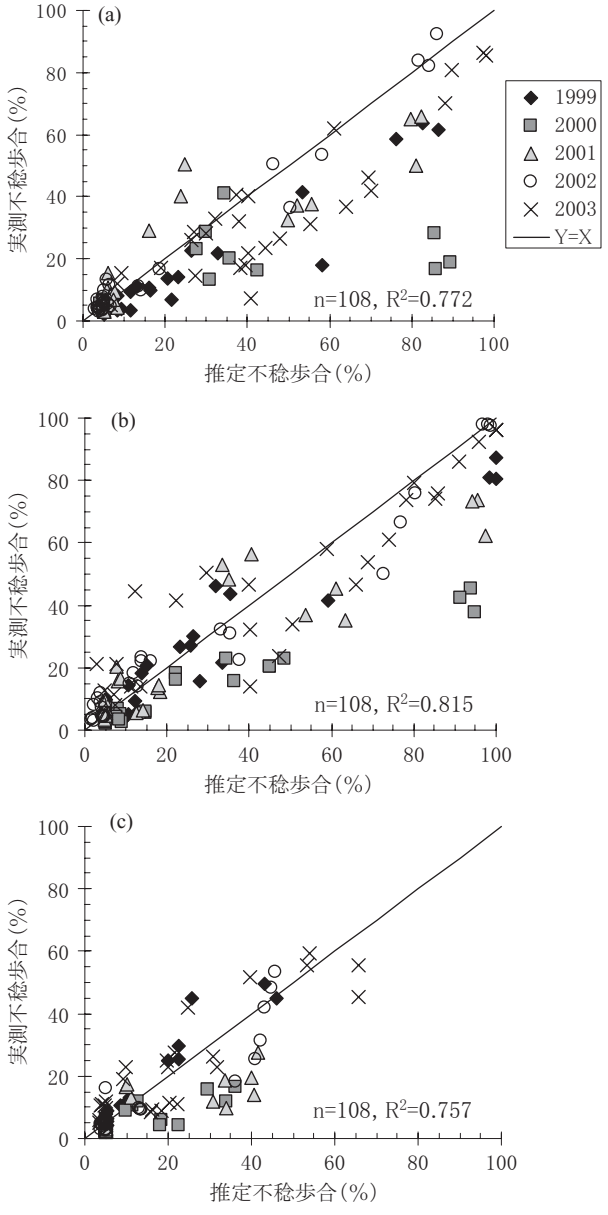


第1図　ノンパラメトリック回帰の水温パラメータ．
幼穂の発育ステージは茎単位の場合．
（品種：あきたこまち）

の恒温深水処理により作成した発育ステージ別の冷温感受性（水温パラメータ）はイネの基本的特性と考え，他の年次や他の品種にも適用することとした．なお，算出されたT_0は，「あきたこまち」20.5℃，「ササニシキ」は21℃，「ひとめぼれ」は19.5℃となり，耐冷性の程度で異なった．

この水温パラメータで2002年の「あきたこまち」の水槽単位の平均不稔歩合を推定すると，寄与率（R^2）は96.6%であった．次に，このパラメータを用いて他年度も含めた「あきたこまち」の水槽単位の平均不稔歩合を推定した（第2(a)図）．高温多照年であった2000年の冷温処理区では不稔歩合の変動よりも推定誤差の変動が大きく，意味のある推定とはならなかった．そこで，2000年を除く4年間の重相関係数Rを求めると0.878で，R^2は77.2%と外気温や日射量が異なる条件であることを考慮すると比較的高い精度であった．このパラメータを「ササニシキ」と「ひとめぼれ」にも適用して，水槽単位の不稔歩合を推定すると，R^2は81.5%と75.7%であった（第2(b)(c)図）．

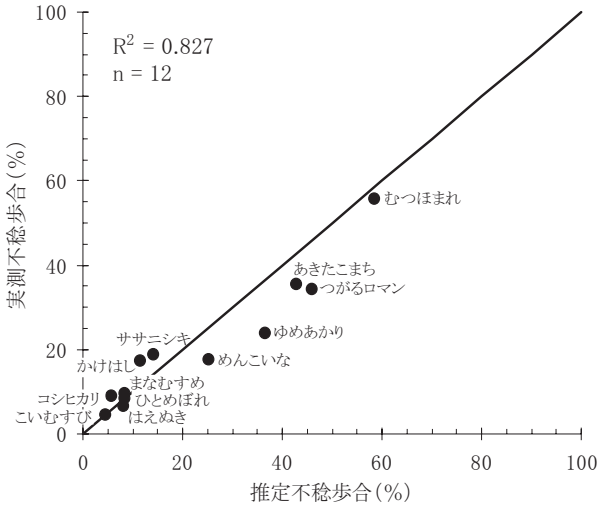
さらに，この水温パラメータを水深5 cm程度で慣行栽培された東北農業研究センター生育作柄診断圃で2003年に発生した障害不稔に対して適用した．12品種のT_0は，「あきたこまち（耐冷性:中）」20.5℃，「ササニシキ（耐冷性:やや弱）」21℃，「ひとめぼれ（耐冷性：極強）」19.5℃に基づき，耐冷性極強の「まなむすめ」「ひとめぼれ」「はえぬき」「こいむすび」「コシヒカリ」で19.5℃，耐冷性強とやや強の「かけはし」「ゆめあかり」「つがるロマン」で20℃，耐冷性中の「むつほまれ」「あきたこまち」「めんこいな」で20.5℃，耐冷性やや弱「ササニシキ」で21℃にそれぞれ設定し（第2表），幼穂が水中にある幼穂形成期前後（幼穂形成期からのΣT_{10}が35℃・日であり，ほぼ穎花始原体分化後期に相当）は測定水温を用い，その後気温を用いてQを算出した．このQと水温パラメータから生育作柄診断圃場での不稔歩合を推定すると，耐冷性の異な



第2図　水温パラメータによる推定不稔歩合と実測値の散布図．
(a)あきたこまち，(b)ササニシキ，(c)ひとめぼれ
寄与率の計算には2000年のデータを除く．

第2表　品種の耐冷性と基準温度．

	耐冷性	冷却量の基準温度
かけはし	強	20.0
ゆめあかり	強	20.0
むつほまれ	中	20.5
つがるロマン	やや強	20.0
あきたこまち	中	20.5
めんこいな	中	20.5
まなむすめ	極強	19.5
ひとめぼれ	極強	19.5
ササニシキ	やや弱	21.0
はえぬき	極強	19.5
こいむすび	極強	19.5
コシヒカリ	極強	19.5



第3図　水温パラメータによる生育作柄診断圃場の推定結果.

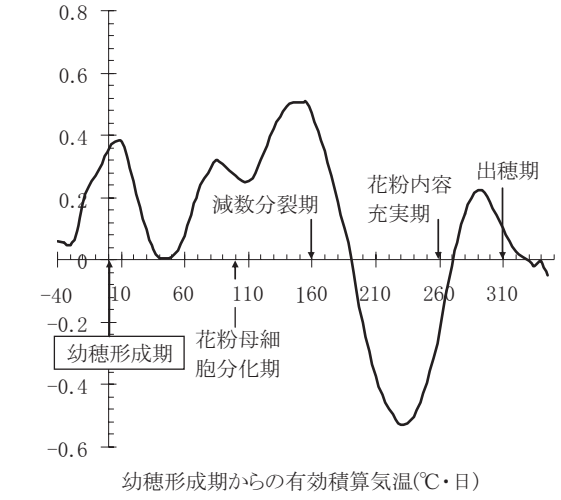
第3表　品種の耐冷性と基準温度.

	耐冷性	冷却量の基準温度
ゆめあかり	強	20.0
むつほまれ	中	20.5
つがるロマン	やや強	20.0
あきたこまち	中	20.5
ひとめぼれ	極強	19.5
ササニシキ	やや弱	21.0

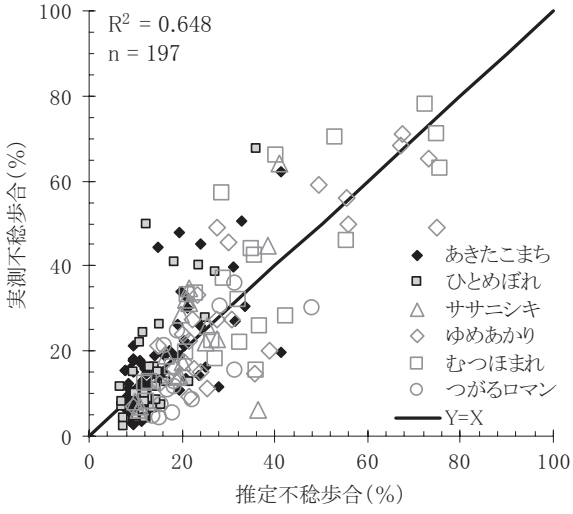
る品種の不稔歩合が比較的精度高く推定でき，R^2 は82.7%であった（第3図）．また，同じ耐冷性が中の「むつほまれ」「あきたこまち」「めんこいな」は，出穂日が8月5日，10日，12日と異なり冷温への遭遇の仕方がそれぞれ異なったが，不稔歩合を適正に推定できた．

次に，東北6県の生育調査圃で2003年に発生した障害不稔に対して，ノンパラメトリック回帰を適用した．東北農業研究センター生育作柄診断圃場と同様に品種の耐冷性に応じて T_0 を設定した（第3表）．水温データが使用できないため，圃場の気温データを基にこれら品種について ΣT_{10} で出穂期前350℃・日～出穂期後40℃・日の期間の5℃・日刻みの Q を算出し，不稔歩合との関係より全品種で一つのノンパラメトリック回帰による障害不稔歩合推定モデルのパラメータ（気温パラメータ）を算出した．

2003年冷害における現地データによるノンパラメトリック回帰による障害不稔歩合推定モデルの気温パラメータを第4図に示す．幼穂形成期および減数分裂期に特徴的な不稔発生への影響のピークが存在した．また，出穂期の直前であるものの出穂・開花期にもピークが認められた．気温パラメータを用いた推定不稔歩合と実測不稔歩合を第5図に示す．気温パラメータを算出した現地圃場データに適用しても精度は低く，R^2 は64.8%であった．この気温パラメータをモニター農家圃場の不稔発生に適用すると R^2 は73.0%と精度はやや高かった．



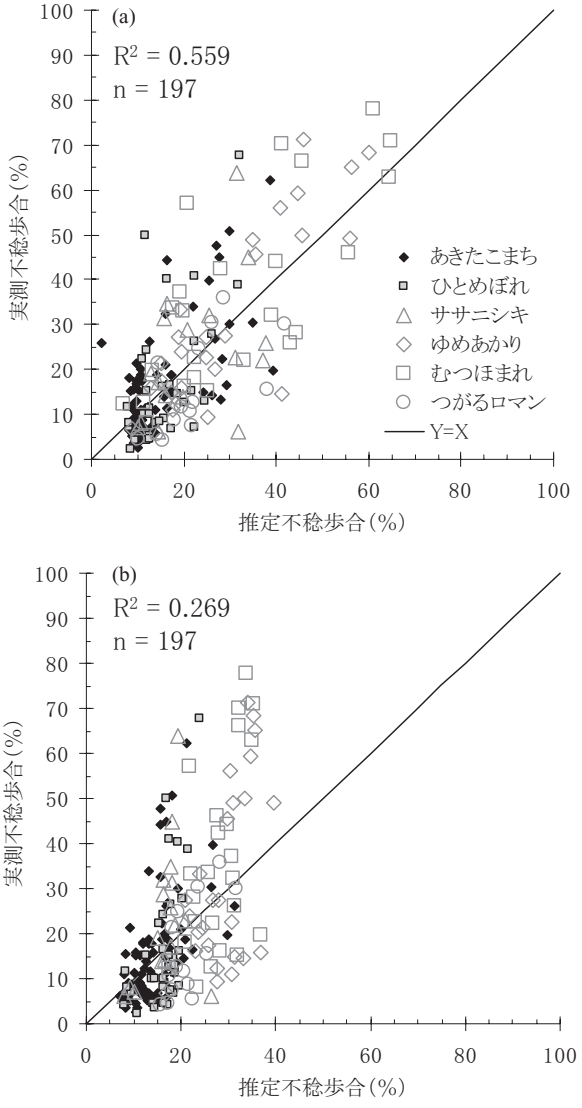
第4図　ノンパラメトリック回帰による気温パラメータ.
幼穂の発育ステージは圃場単位の場合.



第5図　気温パラメータによる推定不稔歩合と実測値の散布図.

2. 重回帰モデルによる不稔歩合の推定

2003年冷害における東北6県の生育調査圃データに基づいて重回帰モデルを作成すると，前歴（幼穂形成期40℃・日前～花粉母細胞分化期）と危険期（花粉母細胞分化期～花粉内容充実期）の2時期やそれに出穂前後（花粉内容充実期～出穂期，出穂期～出穂後40℃・日）の時期を加えた3時期では，R^2 が26.9%，28.6%と低く，また推定不稔歩合と実測不稔歩合の関係は Y = X の直線から大きく外れた（第6図（b））．一方，幼穂形成期40℃・日前～幼穂形成期，幼穂形成期～花粉母細胞分化期，花粉母細胞分化期～減数分裂期，減数分裂期～花粉内容充実期，花粉内容充実期～出穂期ならびに出穂期～出穂後40℃・日の6時期別に分けた重回帰モデルでは，変数増減法により幼穂形成期～花粉母細胞分化期，花粉母細胞分化期～減数分裂期，減数分裂期～花粉内容充実期ならびに出穂期～出穂後40℃・日の4時期が選択され，推定不稔歩合と実測不稔歩



第6図　重回帰モデルによる不稔歩合の推定結果.
(a) 6時期，(b) 前歴と危険期.

合の関係はY＝Xの直線に沿って分布した（第6図(a)）．このR²は55.9%とノンパラメトリック回帰よりも精度がやや低く，この6時期別の重回帰モデルの係数をモニター農家圃場の不稔発生に適用すると推定不稔歩合と実測不稔歩合の関係はY＝Xの直線に沿って存在するものの，R²は65.3%と精度はやや低かった．T_0を20℃に固定した重回帰モデルを作成すると，変数増減法により花粉内容充実期～出穂期を除く5時期が選択され，そのR²は東北6県生育調査圃で56.6%，モニター農家圃場で66.9%と品種ごとの耐冷性によるT_0を用いた場合とほぼ同等であった（第4表）．しかし，発育ステージに出穂前日数を用いた場合は，幼穂形成期～花粉母細胞分化期，花粉母細胞分化期～減数分裂期，花粉内容充実期～出穂期ならびに出穂期～出穂後40℃・日の4時期が選択され，R²は東北6県生育調査圃で47.9%，モニター農家圃場で52.1%と精度は低く，推定不稔歩合と実測不稔歩合の関係もY＝Xの直線から大きく外れた．

一方，2002年の恒温深水処理から新たに6時期別の重回帰モデルの回帰係数を求めたところ，変数増減法により6時期とも選択され，その推定精度はノンパラメトリック回帰とほぼ同じ程度であった．そこで，東北農業研究センターの生育作柄診断圃場についてノンパラメトリック回帰と同様に幼穂が水中にある幼穂形成期からのΣT_{10}で35℃・日までは測定水温を用い，その後出穂後40℃・日までは気温を用い6時期のQを算出した．このQと恒温深水処理より求めた重回帰モデルの回帰係数を用い，不稔歩合を推定するとR²が88.8%と精度は高かった．T_0を20℃に固定した重回帰モデルを作成すると，品種の耐冷性によるT_0を用いた場合と同様に6時期とも選択されたが，東北農業研究センターの生育作柄診断圃場におけるR²は64.5%と低かった（第4表）．発育ステージに出穂前日数を用いた場合は幼穂形成期～花粉母細胞分化期を除く5時期が選択されたが，推定精度は低く，東北農業研究センターの生育

第4表　ノンパラメトリック回帰および重回帰の寄与率.

	対象データ	品種	説明変数	回帰の寄与率(%) ノンパラメトリック回帰	重回帰[1] (a)	(b)	(c)
恒温深水処理	2002年	あきたこまち	水温による冷却量[2]	96.6	96.3	96.0	91.9
	1999年, 2001～2003年	あきたこまち		77.2	81.1	47.4	—[4]
	1999年, 2001～2003年	ササニシキ		81.5	80.4	70.0	18.2
	1999年, 2001～2003年	ひとめぼれ		75.7	75.2	53.8	—
	2003年生育作柄診断圃場	12品種		82.7	88.8	64.5	—
	2003年東北6県生育調査圃	6品種	気温による冷却量[3]	64.8	55.9	56.6	47.9
	2003年モニター農家圃場	8品種		73.0	65.3	66.9	52.1

1) 幼穂形成期前～出穂期後までの発育相を6時期に分割し，冷却量を算出した.
(a) 品種の耐冷性に基づく冷却量の基準温度T_0，幼穂の発育モデルの発育ステージΣT_{10}を使用.
(b) 冷却量の基準温度T_0は20℃，幼穂の発育モデルの発育ステージΣT_{10}を使用.
(c) 冷却量の基準温度T_0は20℃，出穂前日数，出穂後日数を使用.
2) ノンパラメトリック回帰，重回帰とも2002年「あきたこまち」の水温と不稔の関係より決定した回帰係数を他の年次，品種に使用.
3) ノンパラメトリック回帰，重回帰とも東北6県生育調査圃場で発生した不稔と気温の関係より決定した回帰係数を両圃場に使用.

作柄診断圃場における R^2 は算出できなかった．

考　　察

1．ノンパラメトリック回帰モデルと重回帰モデル

ノンパラメトリック回帰モデルは多数の説明変数の間にある多重共線性の問題を解決した上で，説明変数の順序関係も考慮する解析法である．ノンパラメトリック回帰を冷温により発生した障害不稔歩合へ適用すると，求めた回帰係数βはイネの発育ステージ別の冷温感受性を滑らかに表現できる．水温パラメータは幼穂形成期と減数分裂期にピークをもち（第1図），気温パラメータはさらに出穂期の冷温感受性も示した（第4図）．これらは障害型冷害に感受性のある発育ステージと一致する（柿崎・木戸 1938，福家・近藤 1939，寺尾ら 1940a，b，Hayase ら 1969）．このため，水温パラメータおよび気温パラメータは他年度および他品種または他圃場への適用が可能であった．

しかし，ノンパラメトリック回帰は発育ステージ別の冷温の不稔発生に対する効果を重み付けし相加するものであり，前歴期間の冷温による減数分裂期の不稔発生への相乗効果（Satake 1989），穂ばらみ期と開花期の冷温の相乗効果（浪岡 1993）は十分評価できない．また，今回のデータでは，使用した6時期についての交互作用項を加えた重回帰モデルでも推定精度が十分高くはならなかった．障害不稔歩合の推定モデルにおける相乗効果の扱いについては，今後の課題である．

一方，重回帰は多変量解析ではもっとも一般的な手法であり，得られた予測式は使用したデータの中で予測精度は高いが，その式の意味を検討する必要がある点，未知データへの予測妥当性が十分保証されないなどの注意点はあるが，適切な説明変数を複数選択することで，簡便に誤差の少ない予測式を作れる手法である．東北6県の生育調査圃の不稔歩合と気温の関係から作成した重回帰モデルは，前歴，危険期の2時期，それに出穂前後を加えた3時期では推定精度が低かったが，6時期に分割した場合の精度は2時期，3時期よりも高くなった（第6図）．このことは，重回帰モデルにより不稔歩合を推定する場合も，従来の減数分裂期とその前後ではなく，幼穂形成期から出穂後までを細かく分割してモデル化する方が良いことを示す．

この重回帰モデルの推定精度はノンパラメトリック回帰の気温パラメータより低くなったが，恒温深水処理試験の不稔歩合と水温から重回帰モデルの係数を求めて推定すると，ノンパラメトリック回帰の水温パラメータと同程度の推定精度であった（第4表）．しかし，T_0 を20℃に固定し，水温と不稔歩合の関係を決定すると，回帰係数を決定した2002年の「あきたこまち」を除き，推定精度が低かった．また，発育ステージに出穂前日数を用い，水温と不稔歩合の関係を決定すると，回帰係数を決定した2002年の「あきたこまち」を除き，意味のある推定とならなかった．つまり，重回帰モデルも，ノンパラメトリック回帰のβを参考に ΣT_{10} や DVI により冷温感受性の時期を適切に分割し，恒温深水処理試験のような精密試験の結果から回帰係数を作成することで，未知データの不稔歩合の推定に使用できる可能性があることを示す．

冷温遭遇時には発育が緩慢となり，圃場内の発育変異が拡大し，幼穂形成期や出穂期の判定に誤差を含むため，冷却量を算出する発育ステージの長い重回帰モデルで判定誤差による影響が小さいと考えられる．しかし，2003年冷害では，東北6県生育観測圃，モニター農家圃場ともノンパラメトリック回帰の推定精度がやや高くなった．このように現地圃場においても，冷温被害の推定にはノンパラメトリック回帰が有用である．しかし，R^2 の差は小さく，T_0，ΣT_{10} に基づく重回帰モデルによる推定結果も参考情報として活用することが冷温被害を警戒するためには必要と思われる．

2．水温パラメータと気温パラメータの利用法

水温パラメータは2002年の「あきたこまち」の恒温深水処理による不稔歩合と水温により決定したもので，幼穂形成期と減数分裂期にピークをもち，そのまま他年度および他品種やさらに生育作柄診断圃場への適用が可能であった（第2図，第3図）．とくに生育作柄診断圃場において，幼穂の位置と水深を考慮することで水温パラメータを適用できたことは，茎単位の温度と不稔歩合の関係が茎，個体，株の発育変異が存在する圃場レベルでも使えること，水温でも気温でも幼穂の位置の温度の効果は同じであることを示すと考えられる．逆に幼穂の位置を考慮して水温，気温を使い分けることで，圃場の水管理の違いにかかわらず水温パラメータを適用できることを示す．

また，幼穂の位置が灌漑水の水面下では水温，水面上では気温の影響を受けることも示す．恒温深水処理試験においても，幼穂の発育ステージの後半には幼穂は水上に抽出し，高温多照であった2000年には気温の影響で，水温によるQで推定されるよりもとくに不稔歩合が少なかったと推察される．このことは，幼穂が水面下にあれば，気温ではなく水温の影響が大きく，深水灌漑のような水管理によって水温を気温より高く管理すれば，障害型冷害の被害を小さくできることを意味する（Satake ら 1988）．

恒温深水処理実験では水のあるポット土壌面の上25 cmまでしか冷却できないため，水温パラメータは節間伸長により穂が水面より抽出した後の出穂・開花時の冷温による不稔発生は評価できない．これに対し，気温パラメータは幼穂形成期，減数分裂期に加え，出穂の早い茎を中心に出穂期の感受性を示すとみられるピークが存在した（第4図）．このピークの位置は出穂期よりやや早いが，2003年の冷温の特徴から出穂の早い茎を中心とした出穂期の感受性がおもに反映されたためと推察される．しかし，気温パラメータと水温パラメータとを比較すると，減数分裂期のピークは気温パラメータで0.507，水温パラメータで2.284

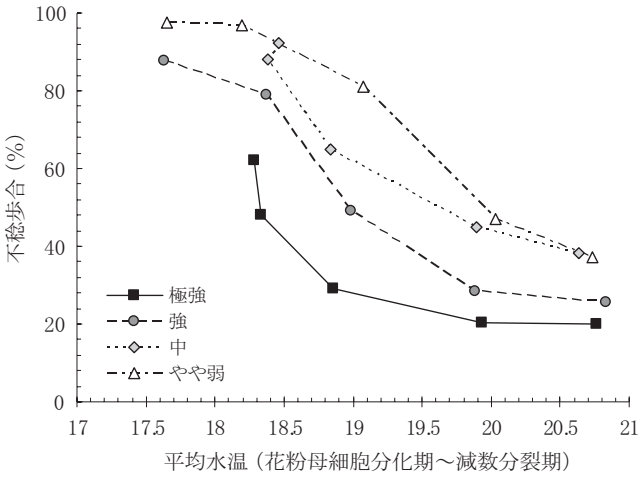
であった．モデルで対象とする全期間のQを1として不稔歩合を計算すると気温パラメータでは14.6%，水温パラメータでは66.5%と，同じQに対する反応は気温パラメータで小さい．これは処理水温が直接影響するポット実験とは異なり，幼穂が水中にある期間は気温が水田水温を介して影響しているためと考えられる．また，水温には日射量も影響する．このため，年次による日照の多少などにより，気温と水温の関係が変わると気温パラメータでの推定精度が低くなるとみられる．

気温パラメータによる現地圃場のR^2は水温パラメータによる生育作柄診断圃場のR^2よりも低かった（第4表）．これは，東北6県の生育観測圃場，モニター農家圃場では，圃場ごとの水管理，栽培管理の違いなど，温度環境以外に不稔発生に寄与する要因があるためと推察される．しかし，現地圃場での不稔発生と気温においてもノンパラメトリック回帰の使用は有効であり，その年の気象や現地圃場の栽培管理により気温パラメータの推定精度は影響を受けるものの，被害の事前診断には十分利用できるものと考えられる．

3．品種の耐冷性と冷却量の基準温度T_0

本障害不稔歩合推定モデルの特徴はT_0を耐冷性に基づき，耐冷性極強の品種では19.5℃，耐冷性強とやや強の品種で20℃，耐冷性中の品種で20.5℃，耐冷性やや弱の品種で21℃に設定されたことである（第2表）．耐冷性の違いをT_0の違いとしてモデルに組み入れることで品種ごとの回帰係数を必要としない多数品種に対応した実用的なモデルとなった．クロスバリデーションを用いてT_0を決定することは，従来の重回帰などでも可能であるが，的確に決定するためには発育ステージとの温度の関係を詳細に導く必要があり，幼穂の発育モデルとノンパラメトリック回帰の組み合わせが有用である．また，2003年冷害における重回帰では全品種のT_0を20℃に固定した推定精度と耐冷性に応じたT_0を使用した重回帰の推定精度がほぼ同等であった（第4表）．現地圃場では圃場の立地，栽培管理などが異なるため，品種間差以外の要因の影響も大きく，品種によるT_0の差が明らかにならなかったものと推察される．このことは，T_0を的確に決定するには恒温深水処理のような同一条件で行った試験結果を解析することが重要なことを示す．

耐冷性の違いによる平均水温と不稔歩合の関係を掛け流し水田による冷却処理で確認すると，耐冷性の弱い品種ほど同じ水温でも不稔歩合が大きい（第7図）．しかし，品種の耐冷性は障害型冷害の危険の低温処理による発生した不稔歩合を基準品種と比較し，不稔歩合がより近い基準品種と同じ耐冷性に決定されるため（松永・佐々木1985），同じ耐冷性に分級される品種でもT_0に幅があると考えられる．これに対し，恒温深水処理による不稔歩合からノンパラメトリック回帰により各品種のT_0を決定することで，



第7図　冷水掛け流し処理による平均水温と不稔歩合の関係．

同じ耐冷性に分級される品種の耐冷性の差をT_0で示せ，さらに，現在弱～極強の品種の耐冷性をT_0という数値で連続的に示すことができる利点もある．

以上のことから，ノンパラメトリック回帰は生産現場での障害不稔歩合の推定に有用であり，今回作成した障害不稔歩合推定モデルを早期警戒システムでの障害型冷害の監視に使用する予定である．早期警戒システムでは，アメダス指標地点の代表品種の幼穂の発育ステージを前報（神田ら2002）で作成した発育予測モデルで推定し，代表品種の耐冷性に基づくT_0と水温パラメータおよび気温パラメータで不稔歩合を推定し，早期警戒情報での対応技術の選択の参考とする．また，冷害が懸念される年には，このモデルによる推定結果は出穂・開花期に花粉の成熟程度や乳熟期に玄米の成長程度から不稔発生を事前に調査する警戒地域を特定する際に役立つものと期待される．

補遺

式2を最小にするβは

$$\hat{\beta} = (X^T X + \lambda D)^{-1} X^T y \qquad \text{(A-1)}$$

$$D = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & & \\ -1 & 2 & -1 & 0 & \\ 0 & -1 & 2 & -1 & 0 \\ & & & \vdots & \end{bmatrix}$$

によって与えられる．ここではQを要素とする行列である．

また，λ，T_0はクロスバリデーションで決定する．すなわち

$$CV = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_{(i)})^2 \qquad \text{(A-2)}$$

を最小にするλ，T_0を用いる．ここで，$\hat{y}_{(i)}$は，第i番目のデータを除いて回帰係数βを計算し，そのβを用いて第i番目の観測値を予測したものである．

謝辞：青森，十和田，八戸アメダス近傍の穂のサンプルは青森県より提供して頂いたものである．実験遂行には東北農業研究センター業務3科の小林正志氏，工藤一博氏，

田村國彦氏，早坂和宏氏，藤澤佳行氏，菊地真也氏に協力をいただいた．ここに記して謝意を表します．

引用文献

福家豊・近藤頼巳 1939. 水稲の冷害現象に關する實驗的研究．第1報 寡照低温による生育障礙，特に稔實籾數の減少機構に就いて．農及園 14 : 2049－2060，2261－2269.

Hayase, H., T. Satake, I. Nishiyama and N. Ito 1969. Male sterility caused by cooling treatment at the meiotic stage in rice plants. II. The most sensitive stage to cooling and the fertilizing ability of pistils. Proc. Crop Sci. Soc. Japan 38 : 706－711.

堀口郁夫 1980. 冷害時における水稲・大豆の収量予想と気温の関係について．北海道大学農学部邦文紀要 12 : 222－229.

柿崎洋一・木戸三夫 1938. 水稲の穂の生育過程上低温に依る稔實障礙を來し易き時期．農及園 13 : 59－62.

神田英司・鳥越洋一・小林隆 2000. 水稲における葉の形成過程を考慮した主稈葉齢予測モデル．日作紀 69 : 540－546.

神田英司・鳥越洋一・小林隆 2002. 有効積算気温を用いた簡易モデルの穂の発育ステージ予測への適用．日作紀 71 : 394－402.

神田英司・鳥越洋一・小林隆 2005. イネの形態形成の規則性に起因する発育ステージの変異を推定する方法．日作紀 74 : 276－284.

松永和久・佐々木武彦 1985. 東北地方におけるイネの穂ばらみ期耐冷性基準品種案．東北農業研究 37 : 7－8.

三輪哲久・高橋渉・二宮正士・Vu Ngyuyen-Cong・川口裕男・南山恵 1998. スペクトルデータ解析における PLS 回帰とノンパラメトリック回帰．SUGI-J’98 論文集 137－148.

浪岡実 1993. 前歴を含めた複合型不受精の発生と予測上の問題点．東北地域における平成3年気象災害の記録．東北農業試験場，盛岡．77－83.

野口彌吉 1931. イネの開花に對する外界の影響に就て．特に花粉の発芽及び花粉管の延長に就て．日作紀 3 : 22－23.

大後美保 1945. 日本作物氣象の研究．朝倉書店，東京．51－100.

佐々木武彦 1996. 近年の耐冷性育種．鳥山国士・熊野誠一・浅賀宏一監修，東北の稲研究．東北農業試験場稲作研究 100 年記念事業会，大曲．36－41.

Satake, T., S. Y. Lee, S. Koike and K. Kariya 1988. Male sterility caused by cooling treatment at the young microspore stage in rice plants. XXVIII. Prevention of cool injury with the newly devised water management practices － effects of the temperature and depth of water before the critical stage. Jpn. Jour. Crop Sci. 57 : 234－241.

Satake, T. 1989. Male sterility caused by cooling treatment at the young microspore stage in rice plants. XXIX. The mechanism of enhancement in cool tolerance by raising water temperature before the critical stage. Jpn. Jour. Crop Sci. 58 : 240－245.

高橋政夫 2004. 2003 年岩手県における水稲冷害の解析と課題．日作東北支部報 47 : 105－108.

田中良 1987. 重回帰分析による水稲の障害型不稔の発生程度と出穂前後の気温との関係．東北農業研究 40 : 57－58.

寺尾博・大谷義雄・白木實・山崎正枝 1940a. 水稲冷害の生理學的研究（豫報）．[II] 幼穂發育上の各期に於ける低温障害．日作紀 12 : 177－195.

寺尾博・近藤頼己・土井彌太郎・泉清一 1940b. 水稲冷害の生理學的研究（豫報）．[IV] 開穎及び授精作用に關する低温障害の品種間差異．日作紀 12 : 203－208.

内島立郎 1976. 冷温条件と水稲の不稔発生との関係についての一考察．農業気象 31 : 199－202.

矢島正晴 1994. 水稲の生長・収量の農業気象的予測．日本農業気象学会編，平成の大凶作．農林統計協会，東京．67－81.

Estimation of Sterility Percentage Caused by Cool Temperature in Rice Plants Using Nonparametric Regression：Eiji Kanda[1)], Yoichi Torigoe[2)], Tetsuhisa Miwa[3)] and Takashi Kobayashi[1)] (*[1)]Natl. Agric. Res. Cent. for Tohoku Region, Morioka, Iwate 020-0198, Japan; [2)]Natl. Agric. Res. Cent. for Western Region; [3)]Natl. Inst. Agro-Environ. Sci.*)

Abstract：To evaluate the incidence of cool summer damage as early as possible, we made a model to estimate the sterility percentage from the cool degree days in the consecutive developmental stages of young panicles. For estimation of the sterility percentage, we used nonparametric regression with, the limitation that the values of the adjoined partial regression coefficient β are not greatly different. The parameter for water temperature was decided from the relation between the water temperature and sterility percentage in the deep flooding experiments with cv. Akitakomachi. The contribution rate of the model using this parameter for estimation of sterile percentage was 77.2%. This parameter may be applied to other cultivars by assuming the difference of cool summer tolerance as the difference in the base temperatures of cool degree days. The base temperatures for cv. Sasanishiki, Akitakomachi and Hitomebore were 21.0℃, 20.5℃ and 19.5℃, respectively. The parameter for air temperature was decided using several varieties with different cool summer tolerances the damage from cool summer in 2003 at Tohoku areas. The parameter of air temperature was useful for the evaluation of cool summer damage in the fields though the accuracy was lower than the parameter for water temperature. In conclusion, we can estimate the sterility percentage caused by cool summer in real time by running this model.

Key words：Cool degree days, Cool summer tolerance, Nonparametric regression, Paddy rice, Sterility caused by cool summer, Sterility percentage.