

関東黒ボク土地帯における主要一年生畑夏雑草の定量的発生予測

高柳 繁

目 次

I はしがき	23	2. 結果および考察	35
II 埋土雑草種子のサンプリングと回収方法	24	1) 圃場土壌中における雑草種子の	
1. 材料と方法	25	垂直分布密度	35
1) 対象雑草種および供試圃場	25	2) 主要一年生畑夏雑草の土壌深度別出芽率	36
2) 土壌のサンプリング方法	25	3) 実証試験	38
3) 埋土雑草種子の回収方法	26	IV 耕起後毎日の気温と土壌水分によって	
4) 種子の同定と活力の判別	27	主要一年生畑夏雑草の季節的発生パターンを	
2. 結果および考察	28	シミュレートするモデル	41
1) 土壌のサンプリング方法	28	1. 材料と方法	41
2) 埋土雑草種子の回収方法	30	1) モデルの策定	41
3) 種子の同定と活力の判別	31	2) 圃場試験データの収集方法	43
3. まとめ	33	3) パラメータ値の決定方法	44
III 圃場耕起後年間発生可能数の予測	33	2. 結果および考察	45
1. 材料と方法	33	V 総合考察	48
1) 耕起後年間発生可能数の予測式の策定	33	VI 摘要	51
2) 圃場土壌中における雑草種子の		謝辞	52
垂直分布密度	34	引用文献	53
3) 主要一年生畑夏雑草の土壌深度別出芽率	34	Summary	58
4) 実証試験	35		

I はしがき

わが国における雑草の発生予測に関する研究は、農業病虫害の発生予察研究と違って、1970年代以前はあまり重要視されていなかった。その理由として、雑草は放任すれば病虫害と同等以上の被害を作物に与えるが、病虫害と異なり個々の個体は大きいものの発生密度は小さく、また発生は年次変動が比較的少ない、さらに加害が間接的である等の要因が挙げられよう。すなわち、雑草の発生量は経験的にある程度予測でき、また、いったん発生しても早い時期に除去すれば作物被害を最小限に食い止めることが可能なため、昔から人力を主体とする機械的防除に

よって被害を回避してきたこともあり、ことさら「発生予測」に基づいて雑草防除体系を策定しようという考えは育ちに欠かされたと考えられる。

しかし雑草管理技術の中心が除草剤となった現在では、こうした認識は改めざるを得ない状況となっている。すなわち、第二次世界大戦後における有機合成除草剤2,4-Dを契機とした相次ぐ除草剤の開発と導入は、人手不足と炎天下の過酷な労働に悩まされていた農家にとってまさに福音であり、雑草防除手段の中心が急速に除草剤の利用へと移行したことは至極当然のことであった⁽³¹⁾⁽⁶⁰⁾⁽⁵⁹⁾。そして今日、除

草剤は世界の作物生産にとって欠くことの出来ない主要な農業資材の一つとなっており、今後も雑草管理技術の中心的役割を担っていくことは間違いないであろう。しかしながら雑草防除に除草剤を多用し、また農業現場における過度な農薬依存の結果は、非対象生物や水系などを汚染し、消費者の環境への関心、安全志向の高まりの中で大きな社会問題となっている。さらに近年、わが国においても次々と報告されている除草剤抵抗性雑草の出現⁽⁹¹⁾⁽⁴²⁾⁽²⁰⁾⁽³⁵⁾⁽⁸³⁾に端的に示されるような、除草剤によって引き起こされる生態系の予期せぬ攪乱も深刻な問題である。そしてこれらの問題は、今日、世界的な規模で模索されている環境保全型や持続的な農業システムの確立にとって大きな障害となる危険性を孕んでいる。こうした背景から、すでに第5回アジア太平洋雑草学会 (APWSS 1975) は、除草剤へ過度に依存した現在の雑草管理の姿を予見し、またそれに対する警告の意味も込めて雑草の総合的防除法に関してのシンポジウムを開催している。

総合防除の考えは、当初、農業害虫の研究分野で唱えられたものである。すなわち、第二次大戦後に登場した有機合成殺虫剤DDT、BHC、パラチオンなどが理想の薬剤としてもてはやされ、その結果、作物の収量は増大したが、同時に害虫の殺虫剤抵抗性の発達、人畜に対する毒性、天敵の減少など解決困難な多くの問題が派生し、こうした矛盾に対する反省から1960年代後半より総合防除体系の確立の必要性が世界的に認識され始めた⁽³⁰⁾。現在の雑草管理と除草剤の関係は、まさしく害虫防除と殺虫剤との関係と同質の矛盾が認められるようになっており、先の雑草の総合的防除に関するシンポジウムの意義は大きい。

しかし、上記シンポジウムから約30年を経た今日に至ってもなお、雑草の総合防除体系は確立されているとは言えない。その原因は総合防除体系を組み立てるに当たっての基本的な方法論の欠如にあると

考える。総合防除の観点に立って雑草を管理しようとするとき、基本的に重要なのは「予測」の概念であり、とりわけ雑草の発生に関する予測技術と雑草害の定量的予測技術の開発が必要不可欠である。本報告で論ずる雑草の発生予測法は農業病害虫における発生予察法と同義のもので、発生が予測される雑草の種構成とその量および発生活長などを事前に察知しようとする技術である。雑草の発生予測は合理的な雑草管理の基本であり、とくに除草剤を除草手段の中心とする場合、その使用の有無、散布時期、剤の種類および散布量などに関する意思決定に際し欠かすことのできない情報である。このことから、雑草の総合防除技術の確立にとって雑草の発生予測法の開発は不可欠な課題である⁽⁵⁶⁾。わが国における畑雑草の発生予測のための基礎的な知見としては、埋土雑草種子の動態に関する文献的研究⁽⁴⁷⁾、土壌中での畑雑草種子の寿命⁽⁶⁹⁾⁽⁷⁷⁾、畑雑草の発芽・出芽性と環境要因との関係⁽³⁷⁾⁽⁹⁷⁾⁽³⁸⁾⁽⁸²⁾⁽⁷⁹⁾などの多くの研究が実施されており、また、主要畑雑草の発生活長に関する調査的研究も多数蓄積されている⁽⁴⁾⁽⁴⁷⁾⁽³⁰⁾⁽⁸⁵⁾⁽⁹⁰⁾⁽⁷⁸⁾⁽³⁸⁾⁽⁵⁷⁾。それにもかかわらず、雑草の発生予測法の開発を直接の目的とした研究はほとんど見あたらず、欧米諸国のこの分野の研究に比べ著しく立ち後れているのが現状である。

本研究は、雑草の発生予測のための基本的な研究手法の開発に主眼を置き、対象とする一年生畑夏雑草における圃場耕起後の年間発生可能数（発生の絶対量）の予測技術と、対象雑草種の発生活長（季節的発生パターン）の予測モデルとを個別に検討し、その後に両者を組み合わせて、耕起後任意の時点における対象雑草種の発生数を予測する手順で行った。

なお本研究の一部は、別枠研究「農業生産管理システム構築のための情報処理技術の開発」および委託研究「データベース・モデル協調システムの開発」において実施された。

Ⅱ 埋土雑草種子のサンプリングと回収方法

圃場における雑草発生予測に当たり、その初期値となるのは埋土雑草種子である。すなわち、対象圃場の埋土雑草種子の種構成と密度とを推定することが本研究の第一歩となる。そこで本章では、雑草種

子を含む土壌のサンプリングに最も適当な時期、数、サイズ、様式等をでき得る限り理論的に検討し、次いで埋土雑草種子の土壌からの分離・回収法および回収した雑草種子の同定と活力の判別法について検

第1表 対象とした一年生畑夏雑草

種名	学 名	対象繁殖体	同左千粒重 ⁽¹⁾
メヒシバ	<i>Digitaria ciliaris</i> (Retz.) Koeler	小穂	655
イヌビエ	<i>Echinochloa crus-galli</i> (L.) Beauv. var. <i>crus-galli</i>	小穂	1648
アキノエノコログサ	<i>Setaria faberi</i> Herrm.	小穂	2615
シロザ	<i>Chenopodium album</i> L.	種子	385
ホソアオゲイトウ	<i>Amaranthus patulus</i> Bertoloni	種子	368
ハルタデ	<i>Persicaria vulgaris</i> Webb et Moq.	果実	1639
アメリカイヌホウズキ	<i>Solanum americanum</i> Mill	種子	411
スベリヒユ	<i>Portulaca oleracea</i> L.	種子	97
ツユクサ	<i>Commelina communis</i> L.	種子	7786
アメリカセンダングサ	<i>Bidens frondosa</i> L.	果実	2050
カヤツリグサ	<i>Cyperus microiria</i> Steud.	果実	165

注) 耕地環境部畑雑草研究室測定値

討する。

1. 材料と方法

1) 対象雑草種および供試圃場

本報告で対象とした雑草種は第1表に示す11種で、関東黒ボク土地帯における代表的な一年生畑夏雑草である。なお、全ての試験においてこれら11種を同時に対象としたわけではないので、各試験において対象とした雑草種はその都度、明記する。対象としたのは、自然発生雑草が生産した種子に由来する埋土種子と出芽個体、前年度雑草を人為的に育成した圃場における埋土種子と出芽個体および試験前年の夏～秋に採取した種子とその種子からの発芽・出芽個体である。なお本報告において、「種子」と表現した繁殖体は、一部の種では正確には「果実」または「小穂」である。第1表には対象とした各雑草種の繁殖体における種子、果実および小穂の区別を記載した。しかしながら、便宜上、本報告においてはとくに必要な場合以外は「種子」として統一して表現した。

試験圃場には中央農業総合研究センター観音台精密圃場（茨城県つくば市）を供した。同圃場の土性は淡色黒ボク土で、最大容水量は含水比で約101%、圃場容水量（PF1.8）は同約75%である。また固層は26.6%である。

2) 土壌のサンプリング方法

対象圃場における埋土雑草種子の種構成と密度を推定するためには、雑草種子を含む土壌のサンプリングが適切に行われる必要がある。また、結果の解析を容易にするため試験方法の統一が必要である。

そこで、以下に示す項目については本報告の全ての試験において統一した。

サンプリングの時期：サンプリングは圃場の耕起整地後、翌日までに実施した。

サンプルの目標推定精度：久野⁽⁴⁹⁾のサンプリング理論に基づいて導いた。いま、対象圃場における対象雑草種の埋土種子密度の真の平均値とサンプルから得られた対象草種の埋土種子密度の平均値との相対値を相対標準誤差Dで表し、これを推定精度と定義する。この場合、Dの値が小さいほど精度が高いことが分かる。

$$D = \sqrt{V(\hat{m})} / m \quad (1)$$

ここでV($\hat{m}$)はサンプルに含まれる埋土種子数の平均値の分散、mは埋土種子密度の真の平均値である。

(1) 式から任意の推定精度Dを確保するための必要サンプル数qは母集団（埋土種子集団）のサイズがサンプルサイズに比べ十分に大きいときは次式で表される。

$$q = V(x) / D^2 m^2 \quad (2)$$

ここでV(x)はサンプルに含まれる対象雑草種の埋土種子数xの分散である。実際の計算に当たってはDに任意の目標推定精度を代入し、またmは未知であるのでサンプルにおける対象雑草種の埋土種子数の平均値 $\hat{m}$ を代入してqを求める。すると、(2)式は次のようになる。

$$q = C^2 / D^2 \quad (3)$$

ここでCはサンプルにおける対象雑草種の埋土種子数の変動係数である。

サンプルの目標推定精度としてDの水準をどの程

度に抑えればよいかという明確な基準はない、すなわち、要求される精度の高さは研究の目的や埋土種子密度の変動の大きさによって大きく変わるからである。久野⁽⁴⁸⁾は、動物の個体数推定におけるD値のだいたいの目安としては、一般的な動態の研究で0.2~0.3、詳細な生命表解析を主眼とする集約的な研究で0.1~0.2、やや大まかな鳥瞰的研究で0.3~0.4といったところが常識的な線であろうと述べている。久野⁽⁴⁹⁾はまた、 $m=10$ のときの $D=0.1, 0.2, 0.3, 0.4$ に対する95%信頼区間を例として求め、たとえば0.2~0.3のD値は個体数の倍増ないし半減といった程度の変化であれば、まず確実に検出するレベルであることが分かるので、この辺りを一応の基準とし、目的や研究全体のなかでの労力配分などの諸条件を勘案したうえで無理のない目標精度を設定することが望ましいとしている。したがって、本研究においても久野⁽⁴⁹⁾に習って目標推定精度をD値で0.2~0.3と設定した。

採土コアのサイズ：試験目的に応じて、直径5.1cm、深さ2cm（容積40ml）、直径5.1cm、深さ5cm（同100ml）および直径8cm、深さ4cm（同200ml）の金属円筒コアを用いた。

サンプリングの様式：区画法における系統抽出を採用した⁽⁴⁹⁾。これはサンプルの抽出を規則的、系統的に行う方式で、対象圃場全域を抽出区画数と同数の等大のブロックに分け、各ブロックから1区画ずつ抽出する方法である。

試験Ⅱ-1

現実にサンプリングを行おうとする場合、普通、対象圃場の埋土種子の分布密度に関する情報は未知である。このためどのくらいの点数をサンプリングすれば目標精度に達するかを前もって知ることはできない。この問題の解決策として、①サンプリングを2回に分け、1回目には密度の予備推定を行い、これに基づいて2回目の必要サンプル数を決定する方法（2回調査法）と、②サンプル数を決めずに調査を開始して、1単位を調査するごとに結果を集計し、逐次サンプリングを継続して目標精度が達成された時点で調査をうち切るもの（逐次調査法）とがある⁽⁴⁹⁾。ここでは2回調査法を採用し、対象圃場の埋土種子密度の平均値と分散を予備的に推定するための試験を2箇所の圃場について実施した。

(a) 試験：1986年に観音台精密圃場HA-9内の7

m×6mの圃場を対象として行った。同圃場では春から秋までの期間、作物を作付していない圃場で雑草を育成し、大量の種子を落下させた。晩秋に雑草地上部を搬出後、11月22日に表土を約3cm剥ぎ取り攪拌混合してから元に戻して埋土種子の均平化を図り、その後、耕深15cmのロータリ耕を行った。土壌のサンプリングは11月23日に実施し、圃場全体を1m²ずつに区画した後に容積100ml（直径5.1cm、深さ5cm）の金属円筒コアで各区画につき1点宛採取した。

(b) 試験：1990年に観音台精密圃場HA-9内の各約1aの3ブロックから構成される圃場を対象にして行った。同圃場は前年度は作付を行わず、自然発生の雑草が繁茂していた。晩秋に雑草地上部を搬出したが、(a) 試験と異なり埋土種子の均平化操作や秋耕は行わなかった。1990年7月10日に耕深13cmのロータリ耕を実施し、同日、容積200ml（直径8cm、深さ4cm）の金属円筒コアを用いて1ブロック当たり13点の土壌をサンプリングした。

3) 埋土雑草種子の回収方法

土壌サンプルからの雑草種子の分離回収には比重分離法（浮選法ともいう）を採用した。しかし、従来の比重分離法では操作に時間がかかる欠点があったため、本一連の研究では、筆者ら⁽⁵⁰⁾の考案した「土壌中雑草種子分離回収装置」を使用した。本装置の操作法は、まずトールピーカーに土壌サンプルを生土状態で入れ、これに比重分離用溶液として土壌容積に対して2~3倍の容積の炭酸カリ50%溶液（比重1.51）を加えて良く攪拌し、30分程度静置する。トールピーカー内の混合溶液が上から雑草種子を含む有機物層、炭酸カリ容液層および土壌層の3層に分離した後、上記装置に接続してある真空ポンプまたはアスピレータで吸引して有機物層のみを吸い取り、0.3mm角目のナイロンフィルターを敷いたプフナーロートで濾過し、雑草種子を回収する。回収操作に要する時間は、攪拌・静置時間を除き、サンプル1点当たり5~10分である。

試験Ⅱ-2

上記装置の操作実施に先立って、炭酸カリ溶液が比重分離法に適するかどうかを判断するための予備的な試験を行った。すなわちメヒシバ、イヌビエ、アキノエノコログサ、シロザ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、アメリカイヌホウズキ、スベリヒユ、ツ

ユクサおよびカヤツリグサの種子各20粒を0, 5, 10, 20, 30, 40および50%に調製した炭酸カリ溶液中に混入して攪拌し、約30分間放置した。そして各雑草種子の浮沈の状態から、おおよその比重を判定しようとした。用いた雑草種子はいずれも前年の夏～秋に採種し、冬期間に調整後、1月から本試験の実施直前の6月上旬まで5℃の恒温室で風乾貯蔵していたものである。いずれの種子も吸水を目的として試験前の3日間、5℃冷湿処理を行った。

4) 種子の同定と活力の判別

種子の同定の前処理として、前項で述べた「土壤中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾で回収した雑草種子を含む有機物をナイロンフィルターごと濾紙の上に拡げ、室内で一昼夜乾燥させた。この場合、有機物に炭酸カリ溶液が付着していると種子の活力に悪影響を及ぼす可能性があるため、濾過の際には水で十分に洗浄した。次に、乾燥した有機物から夾雑物をできるだけ取り除き、最終的に残った有機物をメッシュ状に線を引いた厚紙上に種子と種子が重ならないように薄く拡げ、同定準備を行った。

原則として採用した方法：種子の同定は実体顕微鏡を用い、通常10倍の倍率で検鏡した。種子の活力の判別は種子押し潰し法⁽⁵⁾⁽¹²⁹⁾⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾⁽⁷²⁾⁽²⁵⁾⁽⁶⁴⁾を採用した。これは雑草種子を細いピンセットの先で摘んで軽く圧力を加え、潰れた種子を死滅した種子、潰れない種子を活力のある種子と判別する方法である。種子の同定操作は1雑草種ずつ行い、厚紙に描いた各メッシュが端から順番に実体顕微鏡の視野に入るように厚紙を移動させながら行った。そして各メッシュ内の「見かけの完全種子」について押し潰し法によってその活力を判別し、潰れなかった種子（活力種子）をピンセットで取り出し、別の紙の上に種類別に並べた。全メッシュに関してこの操作が終了後、別紙に並べた雑草種別の活力種子を計数した。ここで「見かけの完全種子」とは実体顕微鏡下で観察してどこにも欠損等がなく、外見的に完全な状態を示す種子や果実または小穂についての仮称で、「不完全種子」とは種子の一部が欠損していたり、種皮の光沢が失われている種子および外観して明らかに種子を欠く果実等についての仮称である。

デジタルカメラを用いる方法：生産現場などのように遠隔地での調査が必要な場合を想定し、圃場において前述の方法で土壌のサンプリングを行い、農

家の作業場等を想定した実験室で雑草種子の分離回収を実施し、以下の操作を行った。すなわち、土壌サンプルから分離回収し、乾燥調整した雑草種子を含む有機物を、メッシュ状に線を引いた厚紙上に薄く拡げ、デジタルカメラで撮影した。写した画像は画像解析ソフトでパソコンに取り込み、画面上で雑草種子の同定と計数を行った。

試験Ⅱ-3

上記のデジタルカメラを用いる方法の実用性を検証するために次の二通りの試験を実施した。

(a) 試験：活力種子と死滅種子とを比重によって分離することを試みた。すなわち、種子のデジタル画像をパソコン画面上で見た場合、活力の有無は判別できない。そこで、死滅種子は活力種子より比重が軽いと考え、この差を利用して両者を判別しようとした。すなわち、観音台圃場にある畑雑草研究室の雑草採種・見本圃から各100mlの土壌をランダムに10点採取し、「土壤中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾で雑草種子を含む有機物を回収した。さらに回収した有機物を水道水を満たしたトールビーカーに混入、攪拌して、浮き上がった有機物と沈んだ有機物とを別々に回収し、雑草種子の同定、活力の判別および計数を実施した。種子の同定ならびに「見かけの完全種子」と「不完全種子」の判別は実体顕微鏡下で行い、種子の活力の有無は種子押し潰し法で判別した。

(b) 試験：本方法の精度を検証するために実施した。試験は筆者の研究室から約1Km離れた実験室で行った。すなわち、観音台圃場の淡色黒ボク土100mlにメヒシバ、アキノエノコログサ、シロザ、ハルタデ、スベリヒユおよびカヤツリグサの種子を各20粒混入し、「土壤中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾をさらにコンパクトにした実験装置を用いて回収した。この装置は小型軽量で持ち運びが容易であり、また電池式の真空ポンプを用いるので電源を必要としないことから生産現場において土壤中雑草種子を分離回収するのに適している。回収した有機物を乾燥後、夾雑物をできるだけ取り除いてからメッシュ状に線を引いた厚紙上に薄く拡げ、接写レンズ付きの210万画素デジタルカメラで撮影した。写した画像は研究室の画像解析ソフトに取り込み、パソコン画面上で雑草種子の同定と計数を行った。試験は6反復（デジタル画像6枚）で実施した。

2. 結果および考察

1) 土壌のサンプリング方法

サンプリングの時期：耕起直後のサンプリングの時間的制約を避けるため、秋にサンプリングを実施したケースもある¹⁰⁾。しかしこのケースでは、冬期間中の種子の死滅や春耕方法などの変動要因のために、秋期の埋土種子密度と翌春の発生密度との間の明瞭な関係は得られていない。そこで本試験では、土壌のサンプリングを圃場の耕起整地直後に行った。ところで春～夏に耕起すると、発芽に好適な条件がそろった場合、一年生畑夏雑草は概ね耕起後4～5日で出芽を開始する。また、畑作用の土壌処理型除草剤のほとんどは雑草出芽前処理タイプである。したがって、本雑草発生予測法を実際の生産圃場に適用しようとする場合、土壌のサンプリングから雑草種子の回収、同定、計数ならびにそれらの結果に基づく防除意思決定支援方策の策定までの過程を、雑草発生以前の期間である耕起当日を含め最大5日以内に完了しなければならない。また、回収された種子の同定・計数結果に基づいて防除意思決定支援方策を策定し、対象圃場の生産者に提供する作業には時間がかかるため、土壌のサンプリングはなるべく早く行う必要がある。本研究ではサンプリングを耕起当日（0日目）に行い雑草種子の回収を翌日実施するか、あるいは土壌のサンプリングと雑草種子の回収を耕起後1日目に同時に実施したが、以降の作業上、最も適した時期であると考え、

採土コアのサイズ：用いた容積100ml（直径5.1cm、深さ5cm）と容積200ml（直径8cm、深さ4cm）の円筒金属コアは、既製品が市販されているため入手が容易で、さらに土壌採取のための付属品等も揃っている。またこれらのサイズのコアでは、土壌サンプリングの際の労力もあまりかからず、使い勝手がよい。以上から、本一連の研究では主として上記

のサイズのコアを採用することとした。

上記の容積100mlと200mlのコアを用い、同一圃場でそれぞれ土壌サンプリングを実施した場合、(2)式における目標推定精度Dの値を同一とすると、容積200mlコアを用いたときの必要サンプル数は容積100mlコアを用いたときの必要サンプル数の1/2となる。またサンプル数を容積100mlと200mlコアで同数とすると、容積200mlコアを用いた場合の推定精度は容積100mlコアを用いた場合の $1/\sqrt{2}$ となり向上する^{脚注)}。

次に、母集団（埋土種子集団）の大きさ（Q）を考慮した場合、必要サンプル数（q）は(2)式の代わりに次式によって求められる⁽⁴⁰⁾。

$$q=1/[|D^2m^2/V(x)|+1/Q] \quad (2)'$$

ここでDは推定精度、mは埋土種子密度の真の平均値、V(x)はサンプルに含まれる埋土種子数xの分散である。また、母集団の大きさは実際には求められないため、対象圃場の1区画面積をコアの表面積で割った値をQとする。

前出の(2)式は、Qが十分に大、すなわち非常に広い面積のケースで適用する。たとえば、1区画面積が10a、採土コアの表面積が20cm²（直径5.1cm）であればQ=500000、したがって1/Qは0.000002となり、この値は本研究の精度では概ね0とみなせるので、コアのサイズ（表面積）が必要サンプル数に影響を与えることはない。一方、対象圃場の1区画面積が極端に小さいとコア表面積の大小によって必要サンプル数に与える影響の程度が変化する可能性がある。そこで、本研究で用いた表面積20cm²、深さ5cm（容積100ml）と表面積50cm²、深さ4cm（容積200ml）のコアについて、対象とする圃場の1区画面積を100m²、10m²、1m²および0.1m²とした場合、必要サンプル数がどの程度変化するか試算してみる。ここで表面積20cm²（容積100ml）コアについ

脚注)「確率変数合成に関する法則」のうちの「誤差の法則」による⁴¹⁾。すなわち、容積100mlコアに含まれる種子数x1の平均E(x1)=m、分散をV(x1)=σ²とすると、容積200mlコアに含まれる種子数x2の平均値E(x2)=2m、分散V(x2)=2σ²となる。これらを(2)式の右辺に代入すると

$$2\sigma^2/(D^2(2m)^2)=1/2(\sigma^2/(D^2m^2))=1/2q$$

以上から採土コアの容積が2倍になると目標推定精度Dが同じであれば、必要サンプル数は1/2になることが解る。このことを数式によって証明すると長くなるのでここでは省くが、以下の操作によっても確認できる。

まず表計算ソフトで20列×1000行程度の乱数（乱数ではなく特定の分布を想定しても構わない）を発生させ、行ごとに第1列から第10列までの合計および第1列から第20列までの合計を計算する。ここで各セルの値を土壌10ml当たりの種子数、10個の合計がx1、20個の合計がx2とみなせる。2種類の合計1000個の分散をそれぞれ計算するとV(x2)=2σ²であることが推測できる。

では (2)' 式における $D^2 m^2 / V(x)$ は簡単のために 0.05 と置いた。すなわちこのケースでは、 Q が十分に大のときの必要サンプル数 q_1 は 20 で、また前記「脚注」の関係から、表面積 50 cm^2 (容積 200 ml) コアの必要サンプル数 q_2 は 10 となる。その結果、1 区画面積が 100 m^2 , 10 m^2 , 1 m^2 および 0.1 m^2 では、 q_1 はそれぞれ 19.99, 19.92, 19.23 および 14.29, q_2 はそれぞれ 10.00, 9.95, 9.52 および 6.67 と計算された。

以上のように用いるコアの表面積が 20 cm^2 と 50 cm^2 の場合では、1 区画面積が 10 m^2 以上と比較的広ければ、必要サンプル数はコア表面積の大小に関係なくほとんど変化しない。1 区画面積が 0.1 m^2 と非常に狭いと、必要サンプル数はいずれのコアの場合も減少するが、コア表面積の大小が減少割合に及ぼす影響は僅かである。すなわち、このケースでの必要サンプル数は、 Q が十分に大のときの必要サンプル数に比べ、表面積 20 cm^2 (容積 100 ml) コアでは約 7/10, 表面積 50 cm^2 (容積 200 ml) コアでは 2/3 となり、それぞれのコアにおける必要サンプル数の減少割合に大差はない。

なお、コアの深さの問題については章を改めて論議する。

試験Ⅱ-1

(a) 試験では容積 100 ml コアを用いた。結果を第 2 表に示す。(a) 試験の圃場は雑草を大量に育成し、さらに耕起前に埋土種子均平化处理を施したので、耕起後サンプリングした埋土種子の変動係数は予期したとおり小さかった。このため、仮に 15 点の土壌をサンプリングしたとすると、対象とした 4 雑草種のうち埋土種子密度の変動係数が 0.44 と最も小さかったイヌビエでは 0.12, 変動係数が 0.61 と最も大きかったアメリカイヌホウズキでも 0.16 という高い精度で埋土種子密度を推定できることになる。サンプル数が 5 点でも、4 雑草種全部の埋土種子密度の推定において $D=0.20 \sim 0.30$ の精度を確保することができる。

(b) 試験では容積 200 ml コアを用いた。結果を第 3 表に示す。(b) 試験の圃場は自然発生の雑草を対象とし、また埋土種子均平化处理も行っていないので、より実際場面に近かったと考えられる。(a), (b) 試験に共通して対象としたメヒシバ、イヌビエ、シロザの 3 雑草種に関して言えば、埋土種子密度の平均値は 3 雑草種とも全てのブロックにおいて容積 200 ml コアを用いた (b) 試験が、容積 100 ml コアを

第 2 表 埋土種子均平化处理を施した圃場の雑草種子密度と必要サンプル数

雑草名	平均値 ($\bar{m}$)	変動係数 (C)	推定精度 D を確保するための必要サンプル数					
			$D = 0.05$	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30
メヒシバ	40.88	0.45	81	21	9	6	4	3
イヌビエ	23.05	0.44	78	20	9	5	4	3
シロザ	10.33	0.50	100	25	12	7	4	3
アメリカイヌホウズキ	2.90	0.61	149	38	17	10	6	5

注) $6 \times 7 \text{ m}$ の圃場から直径 5.1 cm 、深さ 5 cm のコアでサンプリングした 42 点の土壌中の種子分布密度

第 3 表 埋土種子均平化处理を施していない圃場の雑草種子密度と必要サンプル数

雑草名	圃場ブ ロック	平均値 ($\bar{m}$)	変動係数 (C)	推定精度 D を確保するための必要サンプル数					
				$D = 0.05$	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30
メヒシバ	I	2.00	0.65	169	43	19	11	7	5
	II	3.23	0.71	202	51	23	13	9	7
	III	1.92	0.98	385	97	43	25	16	11
イヌビエ	I	0.31	1.56	974	244	109	61	39	28
	II	0.54	0.96	377	95	42	24	16	11
	III	0.58	1.36	740	185	83	47	30	21
シロザ	I	0.69	0.91	332	83	37	21	14	10
	II	1.08	0.71	202	51	23	13	9	6
	III	0.58	0.96	377	95	42	24	16	11
スベリヒユ	I	14.77	0.71	202	51	23	13	9	6
	II	33.07	1.11	493	124	55	31	20	14
	III	17.72	1.05	441	111	49	28	18	13
カヤツリグサ	I	7.31	1.47	865	217	97	55	35	25
	II	4.62	1.33	708	177	79	45	29	20
	III	21.92	2.35	2209	553	246	139	89	62

注) 各約 1 a の 3 ブロックから構成される圃場において直径 8 cm 、深さ 4 cm のコアでサンプリングしたブロック当たり 13 点の土壌中の種子分布密度

用いた (a) 試験よりも小さく、逆に変動係数は3雑草種とも全てのブロックにおいて (b) 試験が (a) 試験より大きかった、(a) 試験と同様に (b) 試験においても15点の土壌のサンプリングの実施を仮定すると、ブロックⅠとブロックⅢのイヌビエおよび全ブロックのカヤツリグサを除いて、各ブロックの対象雑草種の埋土種子密度は $D=0.20\sim0.30$ の精度で推定できることになる。また、このD値は先に述べた本研究におけるサンプルの目標推定精度と合致している。

埋土種子の平均密度 (m) の推定値すなわちサンプルにおける埋土種子の平均値 (m) の95%の信頼区間を示すために乗ずる値 (以下、簡単のために「95%信頼区間値」と略す) Sは、サンプル数15のときの $t(0.05)=2.14$ から推定精度 $D=0.25$ のケースでは、

$$S=2.14 \times 0.25=0.535$$

したがって、95%信頼区間は $0.465\text{m}\sim1.535\text{m}$ である。(3) 式を適用すると上の例における埋土種子密度の変動係数Cが0.968と求められる。そこで、サンプル数を上の例の倍である30として計算してみると、 $D=0.18$ 、 $t(0.05)=2.04$ からSは0.367となり、95%信頼区間はサンプル数を倍にした割には、さほど狭くはならない。逆にサンプル数を7と半減すると $D=0.37$ 、 $t(0.05)=2.45$ からSは0.907と大幅に広がる。

さて、上で述べたのは容積200mlコアを用いた場合であるが、ここで (b) 試験圃場において容積100mlコアを用いた場合を考えてみる。目標推定精度Dを0.25とすると、容積100mlコアにおける必要サンプル数は先述の「脚注」から、同圃場に容積200mlコアを適用した場合の必要サンプル数15の倍の30となる。すると、サンプル数30のときの $t(0.05)=2.04$ から95%信頼区間値Sは0.510となり、この値は容積200mlコアを用い、 $D=0.25$ 、サンプル数15としたケースにおけるSの値0.535に比べ僅かに向上するだけである。

実際場面における埋土種子密度の変動係数は、(b) 試験で得られた結果と近似していると想定されるので、目標推定精度をD値で $0.20\sim0.30$ と設定した場合に必要な土壌サンプル数は、容積200mlコアでは15前後、容積100mlコアでは30前後が適当と判断した。

次に、(b) 試験においては埋土種子の平均値と変動係数の間に興味深い関係が認められた。すなわち、イヌビエとシロザの平均値は、ブロックⅡのシロザの1.08を除くと全てのブロックで1.0未満と小さかったが、変動係数はそれに反比例して大きく、2雑草種、3ブロックを込みにした場合、平均値と変動係数の間には5%水準で有意な負の相関 ($r=-0.814$) が認められた。一方、平均値の大きいスベリヒユとカヤツリグサでは、平均値と変動係数の間には正の相関が認められた。相関係数はスベリヒユでは $r=0.727$ と有意ではなかったものの、カヤツリグサでは $r=1.000$ と極めて高かった。また、平均値が1.92~3.23であったメヒシバでは平均値と変動係数の間に一定の関係は認められなかった。

以上のように目標推定精度 $D=0.20\sim0.30$ を確保するための土壌の必要サンプル数は、埋土種子均平化処理を施した (a) 試験では容積100mlコアの場合で5、埋土種子密度の変動係数が実際場面に近いと想定される (b) 試験では容積200mlコアの場合で15で概ね満足される。ただし (b) 試験のイヌビエとカヤツリグサに関してはさらに多くのサンプル数が必要である。

ところで雑草管理が行き届いている生産圃場では、主要雑草における土壌サンプル中の埋土種子密度の平均値は、(b) 試験で用いたコアと同程度のサイズのコアでサンプリングした場合、同試験のイヌビエやシロザにみられたように1.0未満であるケースが予想され、それに伴い変動係数も大きな値をとると考えられるため、(b) 試験において容積200mlコアを用いて得られた目標推定精度を $D=0.2\sim0.3$ とした場合の必要サンプル数である15以上のサンプル数が必要となる可能性がある。久野⁽⁴⁹⁾は、D値の大小が結論の確からしさに与える影響はあくまで相対的・非定性的なものであるからあまり神経質になる必要はないとしているが、上述の点は今後に残された課題である。

2) 埋土雑草種子の回収方法

土壌サンプルに含まれる雑草種子の種類と量を調べる方法には大別して、発芽法、分離同定法および両者の併用法の3種類がある。発芽法⁽⁵⁰⁾⁽²²⁾⁽⁵⁵⁾⁽⁵⁾⁽²³⁾⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾は採取した土壌をそのまま発芽試験に供し、出芽した幼苗を同定して種別に出芽数を数える方法で、一方、分離同定法には、採取した土壌からいろいろな

第4表 異なる濃度の炭酸カリ溶液に混入、攪拌して浮上した雑草種子の割合（％）

雑草名	炭酸カリ濃度（％）						
	0	5	10	20	30	40	50
メシバ	0	0	0	0	10	100	100
イヌビエ	90	85	95	90	100	100	100
アキノエノコログサ	20	20	10	10	55	100	100
シロザ	0	0	0	5	90	100	100
ホソアオゲイトウ	0	5	20	25	40	100	100
ハルタデ	0	0	25	25	90	100	100
アメリカイヌハウズキ	0	0	0	90	100	100	100
スベリヒユ	0	15	15	45	100	100	100
ツユクサ	0	0	0	0	0	100	100
カヤツリグサ	0	0	0	0	95	100	100

メッシュの篩で雑草種子を篩い出し、同定、計数を行う方法（直接法⁽²¹⁾⁽⁷²⁾⁽⁴⁸⁾⁽²⁸⁾⁽²⁵⁾）と、本研究で採用した比重分離法⁽⁶⁰⁾⁽⁴⁵⁾⁽⁵³⁾⁽⁴⁰⁾⁽⁶⁴⁾⁽⁵⁷⁾⁽¹⁴⁾⁽²⁷⁾とがある。ここで発芽法は、土壌サンプルから出芽が終了するまでに通常かなりの日数がかかること、またその間の水管理や土壌攪拌などの作業に労力を要すること、発芽床の容器が嵩張るため大きな施設を必要としたり、扱う土壌サンプルの点数を制限する必要があることなどから、また直接法は膨大な労力がかかること、微細な種子は発芽法と併用しないと検出できないことなどから、本研究の方針には合致しないとして採用を見送った。

試験Ⅱ-2

試験結果を第4表に示した。炭酸カリ溶液の比重は0、5、10、20、30、40、50%溶液がそれぞれ1.00、1.05、1.09、1.18、1.26、1.40、1.51であった。供試雑草種子が100%浮き上がった炭酸カリ溶液の濃度はメシバ、アキノエノコログサ、シロザ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、ツユクサ、カヤツリグサで40%以上、イヌビエ、アメリカイヌハウズキ、スベリヒユで30%以上であった。このうちイヌビエ種子は0～20%の濃度段階でもそれぞれ90%前後の浮上が認められ、アキノエノコログサでも浮上率は小さいが同様の傾向が認められた。このことは、これら雑草種の種子（正確には小穂）の比重が必ずしも軽いということではなく、これらの小穂が穎と種子の間に空気層をもつ構造となっていることに起因すると考えられた。本試験で用いた小穂は、試験前3日間の吸水処理を行って小穂内の空気の排除を試みているが、不十分であったようである。次項で述べるように実際の圃場で一冬以上埋土状態にあったイヌビエやアキノエノコログサの活力種子（小穂）は0%濃度の溶液において浮上することはない。い

ずれにしても全供試雑草種子は40%以上の濃度の炭酸カリ溶液では全て浮き上がることが判明した。しかしここで注意しなければならないのは、「土壌中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾で処理する土壌サンプルは生土であるということである。したがって、例えば200mlの炭酸カリ50%溶液に50gの水分を含む土壌を混入すると、結果的に炭酸カリ溶液の濃度は40%になる。こうしたリスクを考慮すると炭酸カリ溶液の濃度は50%（飽和溶液）が適当と判断される。一方、中央農業総合研究センターの人工圃場に用いられている関東地方における主要火山灰土壌である厚層腐植質黒ボク土、淡色黒ボク土の真比重についてみると、それぞれ2.48、2.58であった。このことから上記の10雑草種とこれら2種の土壌に関しては、比重1.51の炭酸カリ50%溶液中では土壌は全て沈み、雑草種子は全て浮かび上がるので、同溶液が比重分離用溶液として満足できるものであると判断された。

3) 種子の同定と活力の判別

原則として採用した方法：土壌から分離回収した種子の活力を検定する方法としては、発芽試験⁽²¹⁾⁽²⁸⁾⁽⁴⁰⁾⁽⁵⁷⁾⁽¹¹⁾、TTC (tetrazolium chloride) 検定⁽²⁸⁾⁽⁵³⁾および本研究で採用した種子押し潰し法⁽⁵⁾⁽²³⁾⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾⁽⁷²⁾⁽³⁵⁾⁽⁶⁴⁾が主に用いられている。発芽試験法による活力の検定は直接的かつ確実に労力的にも問題は少ないが、難点はインキュベータ等の装置を要するため一度に取り扱える試験点数に限度があること、結論がでるまでに時間がかかること、死滅種子と休眠種子の区別がつかないことなどである。TTCによる胚の染色の有無によって種子の活力を診断する方法は広く採用されており、国際的にも公認されている方法である。難点は種子を1点ずつ切断するのが大変やっかいなことから、微細な種子には適用しがたいこ

とである。これに対し種子押し潰し法は、前2法に比べ精度がやや劣ること、極めて微細な種子には適用が難しいこと、検定者による個人差が問題となることなどの難点はあるものの、簡便で特殊な装置、器具、試薬等を必要とせず、また結論が短時間でることなどを勘案して、本研究において採用することにした。

試験Ⅱ－3

(a) 試験の結果を第5表に示した。「不完全種子」は水道水中における浮沈に拘わらず、また種子押し潰し法を適用するまでもなく、死滅種子と判断した。水道水中で浮き上がった種子のうちの「見かけの完全種子」は、全雑草種とも全て種子押し潰し法の適用によって潰れ、死滅種子と判別された。水道水中で沈んだ種子のうちのシロザ、ハルタデ、スベリヒユ、カヤツリグサを除く各雑草種の「見かけの完全種子」においては、種子押し潰し法で潰れた種子は全くなく、全て活力種子と判別された。一方、シロザ、ハルタデ、スベリヒユ、カヤツリグサの「見かけの完全種子」においては、種子押し潰し法で潰れ

た種子がそれぞれ10%程度あった。

以上から、デジタルカメラを用いる場合は、土壌サンプルから炭酸カリ50%溶液で分離回収した雑草種子を含む有機物を再度、水道水で浮選し、沈んだ有機物を撮影すればよい。しかし雑草種によっては、パソコン画面上での「見かけの完全種子」と「不完全種子」との区別において、10%程度の誤差が生ずる可能性を前提としておく必要がある。

(b) 試験の結果を第6表に示した。農家の作業場等を想定した実験室においてデジタルカメラを用いて写した画像は、研究室のパソコンの画像解析ソフト (Adobe PhotoDelux) に取り込み、修正等を施した後、画面上に100%の倍率で展開して回収雑草種子の同定と計数を行った。その結果、種子の大きいメヒシバ、アキノエノコログサ、ハルタデでは約95～100%の非常に高い検出率を示したが、種子の小さいシロザ、スベリヒユ、カヤツリグサの検出率は80%台とやや劣った。これは、パソコン画面上での種子の検出段階でのロスによるものより、用いた簡易型の「土壌中雑草種子分離回収装置」の性能がや

第5表 水道水を用いた浮選法による回収雑草種子^[注1]の活力判定

雑草名	沈んだ種子		浮き上がった種子	
	見かけの ^[注2] 完全種子数	不完全 種子数	見かけの 完全種子数	不完全 種子数
メヒシバ	2(0)	4	16 (16)	42
イヌビエ	5(0)	40	17 (17)	38
アキノエノコログサ	3(0)	4	7 (7)	3
シロザ	23(2)	20	43 (43)	11
ホソアオゲイトウ	13(0)	2	40 (40)	2
ハルタデ	10(1)	8	28 (28)	23
アメリカイヌホウズキ	5(0)	4	34 (34)	0
スベリヒユ	86(6)	59	291(291)	85
アメリカセンダングサ	1(0)	6	82 (82)	90
カヤツリグサ	20(2)	30	159(159)	19

注1) 炭酸カリ50%溶液で土壌から分離回収した種子を水道水を満たした容器に混入、攪拌し浮沈の状況を調べた。

注2) 実体顕微鏡による観察で完全と判断された種子の数。()内の数字はそのうち押し潰し法で潰れた種子の数。

注3) 土壌1000ml中の雑草種子数である。

第6表 デジタル撮影した回収雑草種子のパソコン画面上での同定と計数

雑草名	混入した種子数	パソコン画面での計数	
	種子数/100ml土壌	% ±SE	同左レンジ
メヒシバ	20	95.8±3.4	90-100
アキノエノコログサ	20	94.2±4.5	90-100
シロザ	20	85.8±8.9	70-95
ハルタデ	20	100.0±0	100-100
スベリヒユ	20	89.2±8.9	75-100
カヤツリグサ	20	85.0±11.5	70-100

や劣ったために、種子の分離回収段階でのロスが大きかったものと考えられた。

したがって、デジタルカメラを用いる方法の実用化に当たっては、特に小さな雑草種子において、上記の活力種子と死滅種子の判別方法ならびに簡易型「土壌中雑草種子分離回収装置」の改良を行い、検出精度の一層の向上を図っていく必要がある。

3. まとめ

本章で得られた結論をとりまとめると以下の通りである。

- 1) 土壌のサンプリングは圃場耕起整地後、翌日までに実施する。
- 2) 採土コアのサイズとしては直径5.1cm、深さ5cm（容積100ml）あるいは直径8cm、深さ4cm（容積200ml）の円筒金属コアが土壌サンプリング用として扱いが容易で、また入手もしやすい。これらのサイズ（表面積）のコアを用いた場合、対象圃場の1区画が10m²以上であれば1区画面積が変化しても必要サンプル数に変化はない。
- 3) サンプルにおける埋土雑草種子密度の目標推

定精度はD値で0.20～0.30とする。また、サンプリング理論と実際場面に近い圃場における埋土種子密度の実態解析とから、 $D=0.20\sim0.30$ を確保するに必要な土壌サンプル数は容積200mlコアでは15前後、容積100mlコアでは30前後が適当である。

- 4) サンプリングの様式は区画法による系統抽出とする。
- 5) 埋土雑草種子の回収は比重分離法で行う。比重溶液としては炭酸カリ50%溶液が適している。この場合、筆者らの考案した「土壌中雑草種子分離回収装置」を利用すると一層、回収効率が向上する。
- 6) 土壌から分離回収した雑草種子の同定・計数には二通りの方法がある。第1は原則として採用した方法で、実体顕微鏡下で同定・計数と押し潰し法による活力判別を行う方法。第2は回収種子のデジタル画像を用いてパソコン画面上で種子の同定・計数を行う方法である。後者の方法は簡便であるが、直接的に種子の活力判別が行えないなどの問題点が残されている。

Ⅲ 圃場耕起後年間発生可能数の予測

本章では、圃場において耕起時からその年内に発生する雑草の種類と量を事前に予測する方法、つまり本来の意味での雑草発生予測法の開発を試みる。圃場で発生する雑草の初期値となるのは、前章で詳述した埋土雑草種子である。しかしながら、土壌サンプルから分離回収した雑草種子の種類と量が、そのまま圃場で発生する雑草の種類と量に1対1で対応するわけではなく、両者を結びつけるにはいくつかの問題解決が必要である。すなわち、埋土種子密度や圃場発生密度の推定精度の問題、埋土種子の垂直分布様式および出芽可能な土壌深度の問題などである。

1. 材料と方法

1) 耕起後年間発生可能数の予測式の策定

これまでサンプル土壌中における対象雑草の活力種子数の平均値 $\bar{m}$ から圃場における耕起後年間発生数 y を推定しようとする場合、多くの研究では対数

変換、角変換等を含めたところの1次回帰式 $y=a\bar{m}+b$ が用いられてきた。しかし同式のパラメータ a 、 b は実験の結果として得られるものであるため、再現性の面から見ても予測式としては適当でない。とくに $\bar{m}$ が0のときでも y の値はマイナスのケースも含め b となり、これは明らかに不自然である。

そこでここでは、圃場耕起直後に回収された活力種子数から直接、耕起後の年間発生可能数を予測する式を策定した。いま、ある雑草種について表面積 $P\text{cm}^2$ の採土コアによって回収された活力種子数の平均値を $\bar{m}$ 、面積 $T\text{cm}^2$ の対象圃場ないしはコドラートに年間発生すると期待される同雑草種の出芽総数を y とおくと、

$$y = (T/P) \times a \times \bar{m} \quad (4)$$

ここで a は、コアの深さと同じ土壌層に存在する活力種子のうち実際に圃場で出芽する種子の割合を示すパラメータで、仮に出芽係数と呼ぶことにする。 a の値を直接的あるいは理論的に求めることは難し

いが、実験的に近似値を求めることは可能である。すなわち、埋土種子の圃場での出芽割合は、一義的に種子の土壌中における埋設深度に左右されると仮定すると、覆土の厚さを段階的に変えて種子の出芽状況を調べる実験を行えばよい。たとえば、ある雑草種の種子に0 cmから1.0 cm刻みの厚さで覆土を行い出芽を調べたところ、覆土の厚さ0, 1.0, 2.0 cmでそれぞれ1.0, 0.6, 0.2の出芽率であり、覆土の厚さが3.0 cm以上では全く出芽しなかったとしよう。覆土の厚さを土壌深度と読み変えると、地表面から深度1.0 cmまでの土壌層に含まれる雑草種子の平均出芽率は深度0 cmの出芽率1.0と深度1.0 cmの出芽率0.6とを平均して0.8、同様に深度1.0~2.0, 2.0~3.0 cmの土壌層の平均出芽率はそれぞれ0.4, 0.1となる。そして、この雑草種の埋土種子を深さ5.0 cmのコアでサンプリングする場合、出芽係数 a は以下のようにして求められる。

$$\sum A_i = 0.8 + 0.4 + 0.1 = 1.3$$

したがって

$$a = \sum A_i / (F/G) = 1.3 / (5.0/1.0) = 0.25$$

ここで A_i は地表面から深度を G cm刻みとした場合の i 番目の土壌層における対象雑草種の出芽率、 F はコアの深さ G cmである。またこの場合、0~ F cmの深度の土壌層では、活力種子は均等に分布しているという仮定が前提となる。

さて、(4)式における $\hat{m}$ はⅡ章で述べた埋土種子密度の真の平均値 m の推定値 $\hat{m}$ と同一のものであるから、圃場発生数の予測式においては $\hat{m}$ の推定精度が問題となる。Ⅱ章では埋土種子密度の真の平均値 m を15点のサンプルで精度 $D=0.25$ において推定したときの95%信頼区間値 S は0.535であることをみてきた。そこでここにおいても S に準じて推定誤差の幅の値 U を与えることにする。ただし U は統計学的に得られるものではないので水準(%)は付与しない。

以上から、対象圃場における対象雑草種の耕起後年間発生可能数 y は次の式によって予測できる。

$$y = (T/P) (\sum A_i / (F/G)) (1 \pm U) \hat{m} \quad (5)$$

ここで T は対象圃場またはコドラートの面積 cm^2 、 P はコアの表面積 cm^2 、 F はコアの深さ cm 、 G は A_i の値を求めたときの土壌層の刻み幅 cm 、 U は推定誤差の幅の値、 $\hat{m}$ はサンプリングした土壌中に含まれる対象雑草種の活力種子数の平均値である。

2) 圃場土壌中における雑草種子の垂直分布密度

上述の耕起後年間発生可能数の予測式では、個々の採土コアにおける土壌中の雑草種子は垂直方向に均等に分布するものと仮定している。そこで、この仮定の正否を明らかにするため実際の圃場において検討した。

供試圃場は先述の畑雑草研究室の雑草採種・見本圃に設置されている2.4 m×5.6 mの放任区である。この区画は試験前年の春から秋の間、アキノエノコログサ、メヒシバ、ホソアオゲイトウを主体とする一年生夏雑草を放任状態で生育させ、種子の落下後、11月上旬に雑草を刈り取って圃場外に持ち出してからロータリ耕を行っている。

試験は2003年に実施した。すなわち、5月14日に小型歩行式ロータリを用い耕深13 cmで耕起後、レーキで整地、翌日、圃場全体を0.8×0.8 mメッシュの合計21区画に分割し、各メッシュにつき1カ所の土壌サンプリングを実施した。土壌のサンプリングに用いたコアは、直径5.1 cm、深さ2 cmのコアをビニールテープで6個つなぎ合わせたもので、土壌採取後にコアとコアの結合箇所をビニールテープと採取土壌と一緒にカッターナイフで輪切りにすることによって、土壌表面から0~2, 2~4, 4~6, 6~8, 8~10および10~12 cmの6層の土壌をサンプリングした。そして、これにより土壌層別の雑草種子密度を比較した。サンプリング土壌中における雑草種子の分離と回収には「土壌中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾を用い、種子の同定と押し潰し法による活力の判別は実体顕微鏡下で行った。

3) 主要一年生畑夏雑草の土壌深度別出芽率

(5)式における $\sum A_i$ を実験的に求めるため、一年生畑夏雑草9種について、種子の埋設深度と出芽率との関係を調べた。

試験はガラス室において実施した。供試したのは2002年秋採種したメヒシバ、イヌビエ、アキノエノコログサ、シロザ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、アメリカイヌホウズキ、スベリヒユおよびカヤツリグサの種子で、試験開始前90日間、5℃の冷湿処理を施したものである。播種および覆土処理時は2003年9月8日で、1/5000aワグネルポットを用いて前記9雑草種各50粒の混合種子に対し0, 0.25, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 4.5, 5.0, 6.0, 7.0, 8.0, 9.0, 10.0, 11.0, 12.0, 13.0および14.0 cm

の21段階の覆土を行った。用いた土壌は予めオートクレーブで殺雑草種子処理を施した観音台圃場の淡色黒ボク土である。試験は2反復で実施した。播種後30日間、毎日、出芽個体を抜き取りながらカウントして出芽数を調査した。なお灌水はポットの表面に乾燥が見られたとき、随時実施した。

4) 実証試験

個々の雑草種の対象圃場における耕起後年間発生可能数を(5)式の適用で予測できるかを実証しようとした試験である。

(a) 観音台精密圃場HA-9での実証

対象とした圃場はHA-9圃場に設けた縦14m×横18mの区画で、実証試験は1987年と1988年に実施した。試験前年の1986年は同圃場を横方向に区切って2等分し、隣接する縦7m×横18mの2区画を設けた。一方の区画(仮にA区画とする)ではダイズを栽培し、もう一方の区画(B区画とする)ではメヒシバ、イヌビエ、シロザ、アメリカイヌホウズキを主体とする自然発生の雑草群落を育成した。雑草群落には施肥を行ったので生育および種子生産は旺盛であった。種子落下後の雑草地上部は11月上旬に刈り取って圃場外に持ち出した。12月始めにA区画とB区画を区別せずに圃場全体を縦14m×横6mの3区画に分割し、それぞれブラウ耕(耕深25~30cm)、ロータリ耕(耕深15cm)および不耕起処理を行った。

1987年はB区画を対象に作付をしない条件で実証試験を行った。すなわち、3種の秋耕処理を横断するように4月6日、5月6日、6月5日、7月9日にロータリ耕(耕深13cm)を行った。これにより前年の秋耕方法と当年のロータリ耕時期の組合せで1区画面積10.5m²(縦1.75m×横6m)の12耕起処理区が設けられた。各時期のロータリ耕直後に30×30cmのコドラートを1区当たり6カ所設置し、4日間隔でメヒシバ、イヌビエ、シロザ、アメリカイヌホウズキの出芽個体を抜き取りながらカウントした。発生調査は各区とも9月末日まで続けた。また、各耕起直後に直径5.1cm、深さ5cmのコアを用い1区当たり12点の土壌をサンプリングした。埋土雑草種子の分離と回収は「土壌中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾を用いて、また種子の同定と押し潰し法による活力の判別は実体顕微鏡下で行った。A区画は前年のB区画と同様に雑草を大量に育成した。そして12月始めに前年と同じ箇所について同じ秋耕処理

を行った。

1988年はA区画を対象として作付をしない条件で試験を実施した。ロータリ耕の時期は4月27日、5月26日、6月28日および7月26日である。その他の方法は1987年の試験と全く同様とした。

(b) 雑草採種・見本園の放任区での実証

先述のように本放任区は、畑雑草研究室の雑草採種・見本園に設けられた2.4×5.6mの区画で、毎年、春~秋はアキノエノコログサ、メヒシバ、ホソアオゲイトウを主体とする一年生夏雑草を放任状態で生育させ、種子落下後の11月に雑草地上部を刈り取って圃場外に持ち出してから耕深13cmのロータリ耕を行っている。実証試験は2002年と2003年に実施した。

2002年は4月9日、5月10日、6月10日および7月9日にロータリ耕(耕深13cm)を行い、4耕起時期処理区を設けた。そして各区の耕起直後に30×30cmのコドラートを1区当たり2カ所設置するとともに直径5.1cm、深さ5cmのコアを用い、1区当たり6点の土壌をサンプリングした。耕起後の雑草発生調査は毎週、月、水、金曜日に実施し、各区とも9月末日まで続けた。雑草発生調査および埋土種子の分離回収、同定等の方法は(a)と同様である。

2003年の試験は先に述べた本章2)の試験と同一のデータに基づくものである。すなわち、5月14日に放任区全体をロータリ耕(耕深13cm)し、翌日30×30cmのコドラートを7カ所設置するとともに直径5.1cm、深さ12cmのコアで21点の土壌をサンプリングした。雑草発生調査は週に1回実施した。雑草発生調査および埋土種子の分離回収、同定等の方法は(a)と同様である。

2. 結果および考察

1) 圃場土壌中における雑草種子の垂直分布密度

試験では第7表に示したメヒシバ、アキノエノコログサ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、カヤツリグサ以外にイヌビエ、シロザ、ナズナ、オランダミナグサなどの種子が検出されたが、これら雑草種の土壌中の種子密度は極めて低かったので結果からは省いた。

第7表に示した5雑草種では、いずれも、表層から0~2、2~4、4~6、6~8、8~10、10~12cmの各土壌層における種子密度の間に有意な差

は認められなかった。この結果から、ロータリで耕起した場合、土壌表面からロータリの耕深と同程度の深度までの土壌中における雑草種子の垂直分布密度を、ここでは均等とみなすこととした。したがって、コアの深さがロータリの耕深より短い場合においては、(4) 式の仮定は正しいと言える。

2) 主要一年生畑夏雑草の土壌深度別出芽率

各雑草種における覆土深度別出芽数を第8表に示した。出芽限界土壌深度はメヒシバ、イヌビエ、アキノエノコログサ、シロザ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、アメリカイヌホウズキ、スベリヒユおよびカヤツリグサでそれぞれ8.0, 8.0, 6.0, 2.5, 3.0, 3.0, 3.5, 2.0および2.0cmで、一方、出芽が最も盛んな深度はそれぞれ3.0, 1.0, 3.0, 0.25, 1.0, 1.0, 1.5, 1.0および0であった。また、出芽が最も盛んな深度における出芽率（以下、最高出芽率という）は、イヌビエ、アキノエノコログサ、アメリカイヌホウズキでは100%、ホソアオゲイトウ、メヒシバ、ハルタデでは70%台、カヤツリグサでは66%と比較的良好な出芽率を示したが、シロザとスベリヒユの出

芽率はそれぞれ41%、22%と劣った。

本試験で材料とした種子の一部はポット試験には供さずに、押し潰し法によって活力を検定した。その結果、活力を有すると判断された種子の割合（活力種子率）は、イヌビエ、アキノエノコログサ、アメリカイヌホウズキでは100%、ホソアオゲイトウでは84%、メヒシバでは81%、ハルタデでは75%、スベリヒユでは29%であり、それぞれの雑草種のポット試験における最高出芽率とほぼ一致した。この場合、活力種子率が100%に達しなかった雑草種については、採種時点で元々未熟（活力を有さない）種子が混入していたか、あるいは種子の休眠覚醒を目的として実施した90日間の5℃冷湿処理が、種子の活力に悪影響を与えたかの両方の原因が考えられる。一方、カヤツリグサでは最高出芽率が66%であるのに対し活力種子率は89%、シロザではそれぞれ41%と100%であり、これら2雑草種では最高出芽率と活力種子率の差異が大きかった。

高林⁽⁷⁷⁾は、自然状態を模して、圃場に埋設した塩化ビニール製円筒に黒ボク土を詰め、9～10月に

第7表 埋土雑草種子の土壌層別垂直分布密度

土壌層 (表層からの 深さ cm)	各雑草種の土壌層別平均埋土種子密度 (土壌40ml当たり)				
	メヒシバ	アキノエノ コログサ	ホソアオ ゲイトウ	ハルタデ	カヤツリ グサ
0～2	0.14a	1.43a	1.24a	0.38a	1.48a
2～4	0.24a	1.29a	1.10a	0.29a	1.67a
4～6	0.10a	1.38a	1.52a	0.10a	1.57a
6～8	0.10a	1.43a	1.62a	0.43a	1.33a
8～10	0.00a	1.86a	0.71a	0.29a	1.43a
10～12	0.24a	1.76a	0.86a	0.29a	0.86a
LSD(0.05)	0.32	1.38	1.26	0.51	1.39

第8表 主要一年生畑夏雑草の出芽率に及ぼす覆土深度の影響

覆土深度 (cm)	各雑草種における播種後30日間の合計出芽率 ^{注1)}								
	メヒシバ	イヌビエ	アキノエノコログサ	シロザ	ホソアオゲイトウ	ハルタデ	アメリカイヌホウズキ	スベリヒユ	カヤツリグサ
0	70	48	49	37	62	18	61	8	66
0.25	62	71	73	41	67	50	81	17	61
0.5	58	69	72	25	64	68	88	6	19
1.0	59	100	91	28	79	71	92	22	3
1.5	62	81	89	39	66	54	100	14	3
2.0	64	81	74	27	47	44	89	6	1
2.5	50	68	68	1	7	2	50	0	0
3.0	74	66	100	0	1	1	24	0	0
3.5	51	61	93	0	0	0	4	0	0
4.0	55	54	54	0	0	0	1	0	0
4.5	46	57	69	0	0	0	0	0	0
5.0	22	41	33	0	0	0	0	0	0
6.0	4	37	10	0	0	0	0	0	0
7.0	1	7	0	0	0	0	0	0	0
8.0	1	5	0	0	0	0	0	0	0

注1) 覆土深度が同一の2ポットの合計値、播種量は各雑草種ともポット当たり50粒である。

注2) 試験は覆土深度14cmまで行っているが、9cm以上の覆土深度のポットからの出芽は全く認められなかった。

採取した10種の一年生畑夏雑草種子を11月始めに0, 1, 3, 5, 10cmの覆土深度で播種した。そして、翌年2月から9月にかけて各雑草種の累積出芽数を調べた。本報告の試験と共通する4雑草種について、9月までの累積出芽率を覆土深度別にみると、メヒシバでは覆土深度0, 1, 3, 5cm区で出芽が認められ、それぞれ51, 49, 25, 1%, シロザは0, 1, 3cm区で出芽が認められ、それぞれ50, 26, 2%, スベリヒユは0, 1cm区で出芽が認められ、それぞれ21, 2%, そしてカヤツリグサは覆土深度0cm区のみで19%の出芽が認められた。また、これら4雑草種を含む8雑草種では、最高出芽率は覆土深度0cm区で得られた。メヒシバ、シロザ、スベリヒユ、カヤツリグサの出芽率に関し、高林の試験結果と本報告の結果とを比較すると、本報告の出芽率の方が全般的に高いが、最高出芽率が得られている覆土深度区はカヤツリグサを除き0cmではない。その原因として、高林の試験が圃場

に埋設した無底の円筒を用い、水分条件を自然降雨に依存しているのに対し、本報告の試験ではガラス室にポットを設置し、灌水を上から行ったためポット地表面の乾湿の差が大きかったことならびに灌水することによってポット地表面の種子がかなり攪乱され、出芽に不適な条件となったためと推察される。したがって、高林の試験のように自然状態に近い水管理を行っていれば、覆土深度0cm区における各雑草種の出芽率はさらに高くなると推定され、特に種子の小さいシロザ、ホソアオゲイトウ、スベリヒユおよび種子が小さくさらに発芽に光要求性が大きいカヤツリグサでは、試験で得られた出芽率を上回ることが考えられる。特にシロザおよびカヤツリグサでは、上述のように最高出芽率と活力種子率の差が大きかったが、覆土深度0cm区での出芽率が適正に得られていれば、その差は縮まった可能性がある。以上から、第8表に示した各雑草種の覆土深度0cm区における出芽率は参考に止め、以下の考察

第9表 主要一年生畑夏雑草の覆土深度別出芽パラメータ (Kj) ⁽¹⁾ と土壌層別出芽パラメータ (Ai) ⁽²⁾

覆土深度	土壌層	メヒシバ		イヌビエ		アキノエノコログサ		シロザ		ホソアオゲイトウ		ハルタデ		アメリカイヌホウズキ		スベリヒユ		カヤツリグサ		
cm	j	i	K	A	K	A	K	A	K	A	K	A	K	A	K	A	K	A	K	A
0	1	1	0.95		0.48		0.49		0.90		0.78		0.25		0.61		0.36		1.00	
0.5	2	1	0.78	0.84	0.69	0.71	0.72	0.73	0.61	1.00	0.81	0.85	0.96	0.70	0.88	0.81	0.27	0.77	0.29	0.92
		2		0.79		0.85		0.82		0.65		0.91		0.98		0.90		0.64		0.17
1.0	3	3	0.80		1.00		0.91		0.68		1.00		1.00		0.92		1.00		0.05	
		4		0.82		0.91		0.90		0.82		0.92		0.88		0.96		0.82		0.05
1.5	4	4	0.84	0.85	0.81	0.81	0.89	0.82	0.95	0.81	0.84	0.72	0.76	0.69	1.00	0.96	0.64	0.46	0.05	0.04
2.0	5	5	0.86		0.81		0.74		0.66		0.59		0.62		0.89		0.27		0.02	
		6		0.77		0.75		0.71		0.34		0.34		0.33		0.70		0.14		0.01
2.5	6	6	0.68	0.84	0.68	0.67	0.68	0.84	0.02	0.01	0.09	0.03	0.03	0.02	0.50	0.37	0.00		0.00	
3.0	7	7	1.00		0.66		1.00		0.00		0.01		0.01		0.24					
		8		0.85		0.64		0.97			0.01		0.01	0.01		0.14				
3.5	8	8	0.69		0.61		0.93				0.00		0.00		0.04					
		9		0.72		0.58		0.74								0.03				
4.0	9	9	0.74		0.54		0.54								0.01					
		10		0.68		0.56		0.62								0.01				
4.5	10	10	0.62	0.46	0.57	0.49	0.69	0.51							0.00					
5.0	11	11	0.30		0.41		0.33													
		12		0.24		0.40		0.28												
5.5	12	12	(0.18)		(0.39)		(0.22)													
		13		0.12		0.38		0.16												
6.0	13	13	0.05		0.37		0.10													
		14		0.04		0.30		0.05												
6.5	14	14	(0.03)		(0.22)		(0.00)													
		15		0.02		0.15														
7.0	15	15	0.01		0.07															
		16		0.01		0.07														
7.5	16	16	(0.01)		(0.06)															
		17		0.01		0.06														
8.0	17	17	0.01		0.05															
		18		0.01		0.03														
8.5	18	18	(0.00)		(0.00)															
.		ΣAi		8.07		8.36		8.15		3.63		3.80		3.61		4.87		2.83		1.19

注1) 第8表において各雑草種の出芽数が最も多かった覆土処理区の値を1として各処理区の値を換算した。

覆土深度5.5, 6.5, 7.5および8.5cm区については試験を実施していないので、前後の覆土深度区の値を平均して推定値とした。

注2) A(i)値はK(i)値とK(i+1)値の平均値である。ただし、i=1のときのA値には覆土深度0.25cm区のK値をあてた。

には用いないこととした。

同じく高林⁽¹⁷⁾は、別のポット試験で覆土深度を0, 1, 2, 3, 5cmとした場合、メヒシバでは採取後1年以上経過した種子は、採取後1年以内の種子に比べ特に覆土深度0.5～5cmでの出芽率が高く、シャーレによる発芽試験においても、採取後1年以上経過した種子は採取後1年以内の種子に比べ暗条件での発芽率が高かった。またカヤツリグサでも、僅かではあるがメヒシバと同様の差異があり、採種後1年以内の種子の出芽は覆土深度0cm区でのみ認められたのに対し、採種後1年以上経過した種子では覆土深度1cm区でも僅かではあるが出芽が認められた。一方この試験において、シロザ種子を播種前1ヶ月間の冷湿処理をすると、無処理種子に比べ覆土深度2, 3cm区での出芽率が高まった。これらのことから、メヒシバ、カヤツリグサは採種後日数が経過するに従い、またシロザは冷湿処理で休眠の覚醒が進み、光要求性が低下するために出芽深度が深くなると考察している。本報告で供試した9雑草種のうちハルタデとイヌビエを除く7雑草種の種子は採取後1年以内の種子であったが出芽深度は高林⁽¹⁷⁾の一連の試験に比べ概して深かった。これは90日間の5℃冷湿処理が、休眠性をもたないホソアオゲイトウとスベリヒユ以外の雑草種に対して休眠打破効果を示したためと考える。

以上のように覆土深度0cm区（地表面）の出芽率が自然条件より低かったと考えられることや材料とした種子における最高出芽率と活力種子率との差異が大きい雑草種が存在したことなどの問題も残ったが、自然条件で一冬以上埋土状態で経過し、かつ押し潰し法で潰れない種子は完全に休眠が覚醒しており最高出芽率は100%になるものと仮定して、第8表における各雑草種の各覆土深度区での出芽率を、最高出芽率を1として換算した。次に土壤表面から0.5cmの厚さの土壤層を考え、上から1層 ($i=1$)、2層 ($i=2$)、3層 ($i=3$) といった順序で呼ぶことにする。するとi層における出芽力 (A_i) は、i層上部の覆土深度区の出芽力とi層下部の覆土深度区の出芽力の平均値で表すことができる。ただし、上述のように覆土深度0cm区の出芽率のデータは用いないこととしたので、 A_1 は各雑草種とも覆土深度0cm区と0.5cm区の出芽力の平均ではなく第8表に示した覆土深度0.25cm区の実測値に基づいて決

定した (第9表)。

したがって、目的とする ΣA_i は1層における A_i から出芽が0となる層の一つ前の層における A_i までを合計して求められる。たとえばカヤツリグサのケースでは $\Sigma A_i=0.92+0.17+0.05+0.04+0.01=1.19$ である。

3) 実証試験

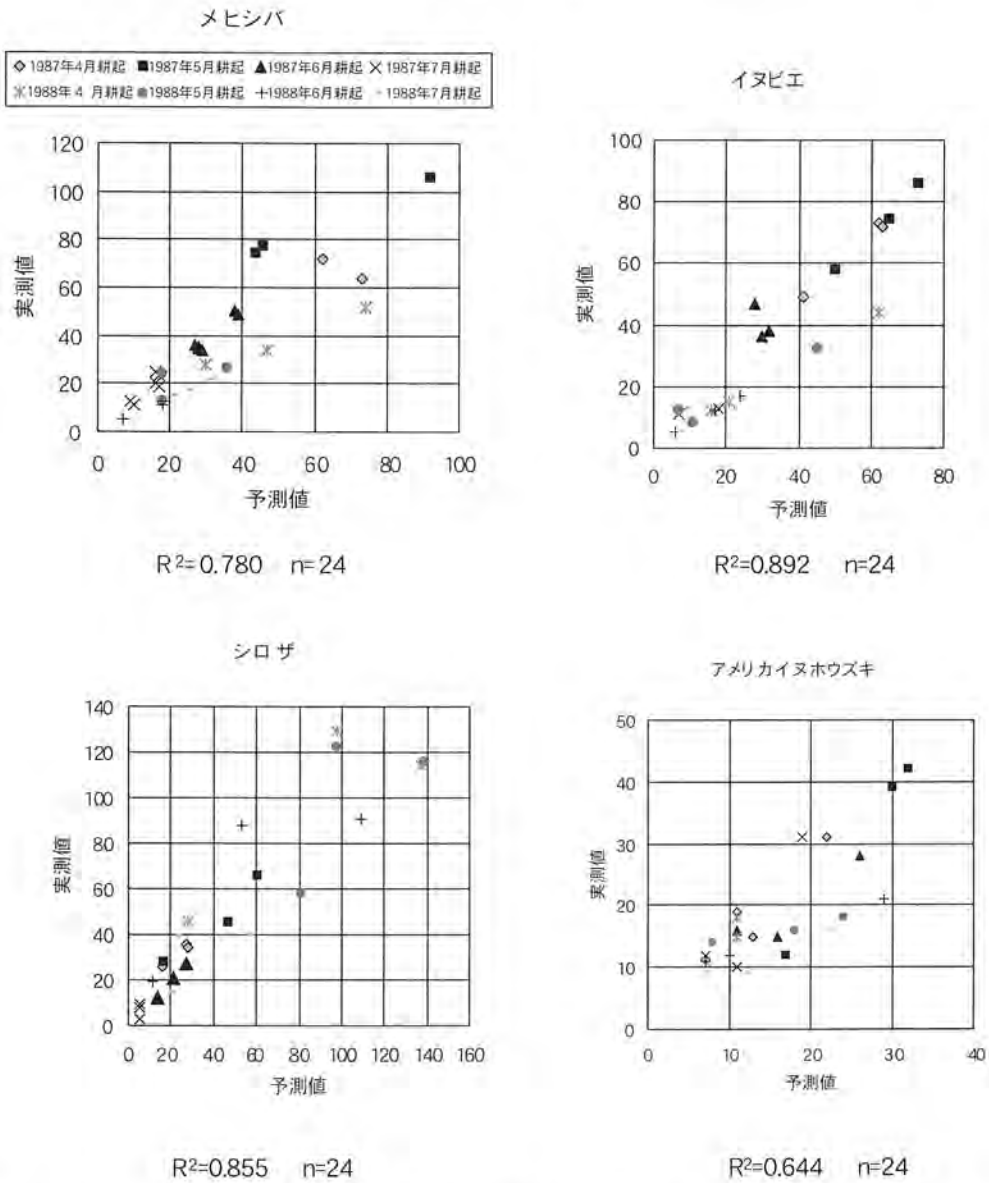
(a) 観音台精密圃場HA-9での実証

(5) 式における T に 900cm^2 、 P に 20cm^2 、 F に5cm、 ΣA_i にそれぞれの雑草種の値 (第9表) を代入した。ただし、ここでは推定誤差の幅は考慮せず U の値は0とした。そして $\hat{m}$ には各試験区でサンプリングした土壤中に含まれる対象雑草種の活力種子数の平均値を入れて、耕起後年間発生可能数 y を予測した。

第1図に示したように、対象としたメヒシバ、イヌビエ、シロザおよびアメリカイヌホウズキそれぞれの(5)式による予測値は、実測値と概ね良好に一致した。すなわち、各雑草種とも実測値を y 軸、予測値を x 軸とするグラフ上において、大部分のプロットは $y=1.5x$ と $y=0.5x$ で囲まれる範囲内にあった。このことから、推定誤差の幅 U の値には0.50が適当と判断された。

ところで、(5)式における $\hat{m}$ は、真の埋土種子密度平均 m の推定値である。 $\hat{m}$ の m に対する推定の95%信頼区間値 S は第10表の注1)のようにして求めることができる。同表に示すように S の値は一般に大きく、とくに1.0以上の区がメヒシバでは5、イヌビエでは10、シロザでは3、イヌホウズキでは10であるのに対し、0.5以下の区はそれぞれ8, 9, 9, 0であった。 S が1.0より大きい値の場合、95%信頼区間の下限値はマイナスとなり、これは理論的に矛盾することから、埋土種子のサンプリング方法に関しては再考が必要になるかもしれない。

しかしながら、ここで注意しなければならないことは、(5)式で求めた y の比較に用いた実測値 (圃場で測定した発生数値の平均値) そのものが圃場における耕起後年間発生可能数の真の平均値に対する推定値であるということである。すなわち、本試験では1区当たり6枠のコドラートで測定した各雑草種の耕起後年間発生数を平均して、耕起後年間発生可能数の真の平均値を推定しているので、推定精度を計算すれば、その95%信頼区間値 L を求めることができる (第11表)。コドラートにおける耕起後年



第1図 4 雑草種の圃場における発生数/900cm²の(5)式による予測値と実測値との比較

第10表 実証試験(a)の各試験区におけるサンプルの埋土種子密度の平均値(μ)に対する95%信頼区間値(S)⁽¹⁾

雑草名	試験年次	4月耕起区			5月耕起区			6月耕起区			7月耕起区		
		A ⁽²⁾	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
メヒシバ	1987	0.56	0.44	0.44	0.62	0.44	0.57	0.99	1.14	0.53	1.23	1.58	1.23
	1988	0.44	0.64	0.31	0.66	1.15	0.46	0.53	0.66	0.42	0.73	0.86	0.47
イヌビエ	1987	0.77	0.37	1.03	0.47	0.38	0.43	0.62	0.74	1.27	1.84	0.69	0.22
	1988	0.48	1.27	1.02	0.38	2.20	1.02	0.43	0.62	1.48	0.46	1.15	1.58
シロザ	1987	0.41	0.68	0.86	0.38	0.56	1.15	0.75	0.41	0.71	1.48	1.58	0.94
	1988	0.38	0.50	0.45	0.55	0.56	0.45	0.36	0.56	0.57	0.45	0.62	0.48
アメリカイヌハウズキ	1987	1.21	0.94	0.86	0.77	0.72	1.14	0.96	0.56	1.01	1.48	0.78	1.48
	1988	1.48	0.86	1.24	0.78	0.64	1.84	0.94	0.85	1.15	1.48	0.65	0.74

注1) (3)式から推定精度 $D=\sqrt{C}/q$ ここでCはサンプルにおける対象雑草種の埋土種子の変動係数、qはサンプル数である。サンプル数12のときの $t(0.05)$ は2.20であるので、95%信頼区間値は $S=D\times 2.20$ として求められる。

注2) 各耕起区のAは秋耕がプラウ耕、Bは秋耕がロータリ耕、Cは秋不耕起であることを示す。

間発生数の平均値の95%信頼区間値Lは、コアにおける埋土種子密度の平均値の95%信頼区間値Sより全般的に小さく、Lの値が0.5以下の区はメヒシバとイヌビエで17、シロザで8、アメリカイヌホウズキで9であったのに対し、1.0以上であったのはアメリカイヌホウズキの3区のみであった。(5)式におけるyの推定誤差の幅Uは、真の埋土種子密度平均の推定における95%信頼区間値Sと真の耕起後年間発生可能密度平均の推定における95%信頼区間値Lの総合された結果として成立するものと考えられる。Uの値として0.50が適当と判断された本試験に

関する限りでは、Uの値は全体として各試験区のSの値(第10表)よりもLの値(第11表)の近い傾向にあった。

(b) 雑草採種・見本園の放任区での実証

(b) 試験では年間発生数の予測値yに±50%の幅を持たせた。すなわち(5)式における推定誤差の幅Uの値を0.50とした。(5)式における他のパラメータの扱いは(a)試験の場合と同様である。

発生数予測の対象としたのはメヒシバ、アキノエノコログサ、ホソアオゲイトウ、ハルタデ、カヤツリグサの5雑草種に耕起時期の差異を含めた合計16

第11表 実証試験(a)の各試験区のコドラート^(注1)における耕起後年間発生可能数の平均値の95%信頼区間値

雑草名	試験年次	4月耕起区			5月耕起区			6月耕起区			7月耕起区		
		A ^(注2)	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
メヒシバ	1987	0.44	0.21	0.18	0.46	0.54	0.51	0.41	0.33	0.28	0.31	0.51	0.33
	1988	0.51	0.46	0.45	0.58	0.47	0.39	0.51	0.28	0.43	0.81	0.50	0.43
イヌビエ	1987	0.77	0.50	0.34	0.66	0.30	0.24	0.46	0.38	0.36	0.19	0.52	0.25
	1988	0.48	0.72	0.47	0.43	0.43	0.46	0.67	0.30	0.46	0.56	0.39	0.58
シロザ	1987	0.38	0.37	0.62	0.38	0.67	0.80	0.32	0.38	0.79	0.52	0.43	0.77
	1988	0.65	0.66	0.64	0.77	0.76	0.49	0.37	0.98	0.74	0.53	0.90	0.71
アメリカイヌホウズキ	1987	0.59	0.27	0.38	1.04	0.28	0.25	0.87	0.53	0.26	1.04	0.14	0.49
	1988	0.72	0.59	0.42	0.73	0.85	0.79	0.78	0.71	0.61	0.48	0.62	0.39

注1) コドラート数は6/区、サンプル数6のときのt(0.05)は2.57である。

注2) 各耕起区のAは秋耕がブラウ耕、Bは秋耕がロータリ耕、Cは秋不耕起であることを示す。

第12表 雑草採種・見本園放任区における一年生畑夏雑草の耕起後年間発生数の予測

雑草名	耕起年/月/日	実測値 ^(注1)	コア当たり平均活力種子数 ^(注2)	予測値	95%信頼区間値S ^(注3)
メヒシバ	2002/04/09	48	0.67	24 ± 12	1.42
	2002/05/10	39	0.33	12 ± 6	1.63
	2002/06/10	13	0.17	6 ± 3	2.57
	2002/07/09	13	0.33	12 ± 6	1.63
	2003/05/14	5	0.29	4 ± 2	0.74
アキノエノコログサ	2002/04/09	355	5.83	214 ± 107	0.41
	2002/05/10	267	5.17	189 ± 95	0.59
	2002/06/10	214	4.83	177 ± 89	0.50
	2002/07/09	131	3.50	128 ± 64	0.31
	2003/05/14	98	9.15	140 ± 70	0.35
ホソアオゲイトウ	2002/06/10	116	7.00	120 ± 60	0.81
	2002/07/09	73	5.17	88 ± 44	0.85
	2003/05/14	41	7.05	50 ± 25	0.38
ハルタデ	2002/04/09	25	0.83	13 ± 7	0.51
	2003/05/14	7	1.78	12 ± 6	0.40
カヤツリグサ	2003/05/14	28	8.34	19 ± 10	0.35

注1) 面積900cm²のコドラート当たり発生数。

注2) コアサイズは2002年では直径5.1cm、深さ5cm、2003年では直径5.1cm、深さ12cmである。

注3) 真の埋土種子密度平均mの推定値 $\hat{m}$ の95%信頼区間値。

区である。このうちメヒシバ、アキノエノコログサおよびハルタデの2002年4月耕起区とメヒシバの2002年5月および6月耕起区を除いた11区における耕起後年間発生数の実測値は、いずれも予測値の推定誤差の幅内に収まっていた(第12表)。一方、メヒシバの2002年4月、5月および6月区にみられるように、耕起後年間発生可能数の予測値と実測値との一致程度、すなわち予測の精度は、畝の推定精度に関する95%信頼区間値Sが1.0以上の場合には、(a)試験の場合とは異なり、明らかに劣るようである。

2003年耕起区では直径5.1cm、深さ12cmのコアで

1区当たり21点の土壌サンプリングを行ったが、この結果Sの値は、各雑草種とも、サンプリングを直径5.1cm、深さ5cmのコアで1区当たり6点宛行った2002年4、5、6、7月耕起区における各Sの値より概して大幅に小さくなった。また、1区当たりのコードラート数(1枠30×30cm)も2002年の試験では各2枠であったのに対し2003年試験では7枠で、各雑草種の耕起後年間発生数の95%信頼区間値Lも2003年試験で概して小さかった。その結果、2003年耕起の各雑草種における耕起後年間発生可能数の予測値は実測値とよく一致した。

Ⅳ 耕起後毎日の気温と土壌水分とによって主要一年生畑夏雑草の季節的発生パターンをシミュレートするモデル

雑草の発生は一般に不斉で「ダラダラ発生」とも言われるように、長期間にわたって出芽が続く。そして、このことが雑草の効率的防除を困難にしている一つの大きな要因とされている。したがって、耕起後、雑草の出芽が経時的にどのように推移するかを予測できる方法が開発されたならば、雑草の発生様相に応じた合理的で適正な防除水準を策定しようとする際には、大きな役割を果たすこととなるう。

タイヌビエでは同一の穂の種子でも着生位置によって発芽性が異なることが知られており⁽⁹⁸⁾、当然のことながら、実際の圃場での各雑草種の埋土種子集団においては、個々の種子の大きさ、後熟程度、休眠覚醒段階、活力等の生理的状态には大きなばらつきがあることが推察され、さらに土壌中の埋設位置によっても個々の種子をとりまく微細環境が異なるので、これらが総合されて、発生の不斉一性をもたらされると考えられる。したがって、実験的に雑草の発生を予測しようとするならば、対象とする圃場の埋土種子の個々について、その発芽・出芽性の生理的および微細環境的特性を定量的に把握する必要があるが、現実的にはこのような方法を遂行することは技術的にも労力的にも不可能に近い。以上の観点からここではメヒシバ、イヌビエ、アキノエノコログサ、シロザ、ホソアオゲイトウ、ハルタデについて、圃場の埋土種子集団の発芽・出芽性のばらつきの状態ならびに種子集団の環境条件、とくに気温と土壌水分に対する反応に関していくつかの仮定

を設け、耕起後の発生の経時パターンをシミュレートするモデルを策定した。

1. 材料と方法

1) モデルの策定

6雑草種の発芽・出芽に係わる環境要因を日平均気温(℃)と1日の土壌水分(重量含水比%)に限定して考え、この二つの要因を説明変数として毎日の出芽率の積算値、すなわち累積出芽率 Y ($0 < Y < 1$)を求めるモデルを以下のようにして作成した。

まず、日平均気温(℃)と出芽率との関係については、土壌水分条件が十分ならば、出芽下限温度(T_0)以上では日平均気温(TM)が高まるにつれて、1日当たりの出芽率(y_1)は直線的に高くなるが、日平均気温が25℃以上の場合には効果は頭打ちになるものと仮定した。すなわち、主要畑夏雑草の1日当たりの出芽率は、日平均気温が出芽下限温度以上では直線的に高まるが、25℃で最大となって35℃まではフラットを保ち、それ以上の温度では直線的に低下するものとした。これは既往の文献⁽³⁷⁾⁽⁸⁹⁾⁽⁷⁷⁾⁽⁸³⁾⁽⁹³⁾における発芽試験の結果等を参考に導いた仮定である。ただし、関東地方で日平均気温が35℃を越えることは考えられないので、モデルには高温域での出芽率の低下現象は組み込んでいない。

$$y_1 = A(TM - T_0) \quad (6)$$

ただし、 $TM \geq 25$ のときは $TM = 25$

$$TM < T_0 \text{ のときは } y_1 = 0$$

土壌水分(重量含水比%)についても、岩田ら⁽³⁷⁾、

山本ら⁽⁹⁷⁾、野口ら⁽⁹⁸⁾、佃ら⁽⁹⁹⁾の結果などを参考に、(6)式と全く同様の関係を仮定した。すなわち主要畑夏雑草の一日当たりの出芽率(y_2)は、温度条件が十分なら、土壤水分(WS)が出芽下限水分(W_0)以上であれば直線的に高まるが、土壤水分が含水比65%で最大となり80%まではフラットを保ち、それ以上の土壤水分では直線的に低下すると考えた。ただし、供試圃場の土壌の圃場容水量(PF1.8)は含水比で75%であるので、豪雨で冠水した場合などを除き、圃場の土壤水分が長時間にわたり含水比75%以上になることはないと考え、モデルには高土壤水分域での出芽率の低下現象は組み込まなかった。

$$y_2 = B(WS - W_0) \quad (7)$$

ただし、 $WS \geq 65$ のときは $WS = 65$

$$WS \leq W_0 \text{ のときは } y_2 = 0$$

さて、実際の1日当たりの出芽率は、出芽に係わる日平均気温の関数と当日の土壤水分の関数との積の関係で表され则认为、これを仮に出芽当量 x とすることにする。

$$x = a(TM - T_0) \times b(WS - W_0) \quad (8)$$

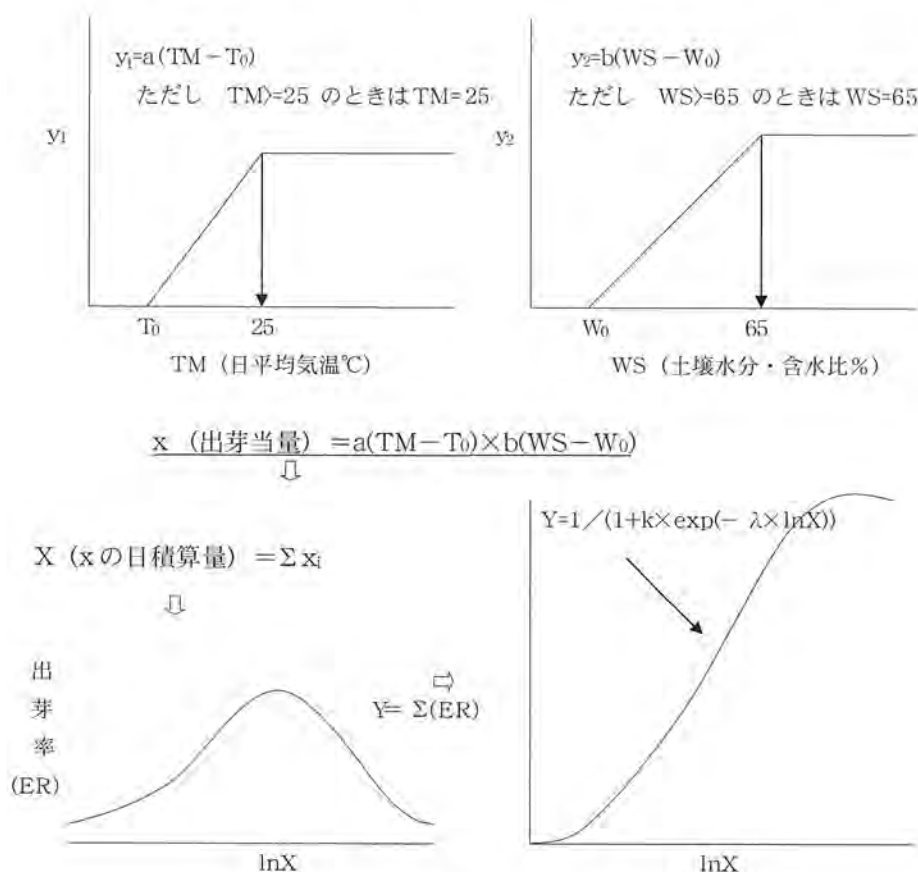
ただし、 $TM \leq T_0$ または $WS \leq W_0$ のときは $x = 0$

そして、出芽当量 x の毎日の積算値 X に応じて埋土種子集団の一定割合の種子が出芽すると仮定した。

$$X = \sum x_i \quad (9)$$

ここで i は耕起後 i 日目を示す。

ところで埋土種子の母集団は、出芽当量の日積算値 X に対する反応、つまり発芽・出芽性が大きく異なる種子の集まりから成り立っており、これが発生における不斉一性の最大の原因をつくっていると考えられる。そこで、この発芽・出芽反応の個体変異と X との関係に次の仮定を設けた。すなわち、対象とする埋土種子母集団における個々の種子の反応は X に対して対数正規分布をするものとした。この仮定はプロビット法⁽⁴¹⁾における仮定と同一である。すると、毎日の出芽率の積算値(累積出芽率) Y と X の対数との関係はシグモイド曲線となる。しかし正規分布は直接的に積分できないので、本モデルでは両者の関係をロジスチック式を用いて近似した。またプロビット法では、 X の対数に対して発芽・出芽反応がきれいな正規分布する場合しか適用できな



第2図 発生パターンモデルの流れ

いの比べ、ロジスティック式は自由度が大きく、歪んだ正規分布の積分曲線の場合にも近似しうる。すなわち、最終累積出芽率を1としたときのXとYとの関係は次式で示される。

$$Y=1/(1+k \times \exp(-\lambda \times \ln X)) \quad (10)$$

以上のモデル策定の流れを第2図に図解した。なお、本モデルはメヒシバを対象として策定した既報⁽⁷⁹⁾のモデルと基本的には同一構造であるが、次の2点において異なっている。1点目はTMおよびWSの出芽に対する効果をそれぞれ25(℃)と65(%)で頭打ちとしたこと、2点目はパラメータkを既報では解析的に求めたが、本モデルでは他の5個のパラメータと同時にシンプレックス法⁽⁴⁶⁾で求めたことである。

2) 圃場試験データの収集方法

上述のモデルのパラメータの値を求め、さらにモデルの構造ならびに求めたパラメータ値の妥当性を検証する目的で、圃場での6雑草種の発生パターンを耕起時期を変えて調査した。すなわち、中央農業総合研究センター観音台精密圃場において1986年、1987年、1988年および2002年に第13表に示すように4月から7月まで時期を変えてロータリ耕(耕深13cm)を行う合計14区の調査区を設定した。このうちメヒシバは14区全部について、イヌビエとシロザは1986年、1987年、1988年の10区、アキノエノコログサは2002年4月から7月耕起の4区、ホソアオゲイトウは2002年6月および7月耕起の2区、ハルタデは2002年4月耕起の1区を対象とした。調査区は作物を作付けない条件としたが、1986年の場合のみはダイズ栽培圃内に設けた無作付の箇所を調査区

とした。耕起後の雑草発生調査は1986年には3日ごと、1987年と1988年は4日ごと、2002年は月、水、金曜日に、発生が完全に終了する9月末日まで出芽個体を抜き取りながらカウントした。1986、1987、1988年試験の圃場はHA-9圃場に設けた14×18mの区画で、同圃場を7×18mの2区画(A区画とB区画)に分けて毎年交互に供試した。試験に供さない方の区画は、雑草を育成して多量の種子を落下させた。その後、A区画とB区画を区別せずに14m×6mの3区画に分け、それぞれ秋耕処理としてプラウ耕(耕深25~30cm)とロータリ耕(同約15cm)および不耕起とした。2002年の試験圃場は前年度雑草を放任して育成し種子を落下させ、晩秋に雑草地上部を圃場外に持ち出してからロータリ耕(耕深13cm)を行った。なお、1987年、1988年および2002年に行った試験はⅢ章の実証試験において実施した圃場試験と同一データに基づくものである。

調査圃場における耕起時期別の各雑草種の最終出芽数は、1987年と1988年については第1図、2002年については第12表に示した通り、同一年次内ではいずれも4月耕起>5月耕起>6月耕起区>7月耕起の順となった。1986年のメヒシバ、イヌビエ、シロザにおける5月耕起区および6月耕起区の最終出芽数は、それぞれの雑草種とも概ね1987年と1988年の各月別耕起区の中間的な値であった。1986、1987、1988年の試験では、秋耕処理の違いにより最終出芽数はプラウ耕区<ロータリ耕区<不耕起区の順となった。しかし、秋耕処理の差異が翌年の雑草の発生パターンそのものに与える影響は少ないと考え、本研究では秋耕処理を区別せずに、各耕起時期

第13表 発生パターンモデルのパラメータ値を求めた出芽調査区の耕起年月日

雑草名	出芽調査区の耕起年///月/日
メヒシバ	1986///5/23///6/25 1987///4/6///5/6///6/5///7/9 1988///4/27///5/26///6/28///7/26 2002///4/9///5/10///6/10///7/9
イヌビエ	1986///5/23///6/25 1987///4/6///5/6///6/5///7/9 1988///4/27///5/26///6/28///7/26
シロザ	1986///5/23///6/25 1987///4/6///5/6///6/5///7/9 1988///4/27///5/26///6/28///7/26
アキノエノコログサ	2002///4/9///5/10///6/10///7/9
ホソアオゲイトウ	2002///6/10///7/9
ハルタデ	2002///4/9

別の全コドラート（1 枠30×30cm）内の累積出芽率の平均値を用いてモデルのパラメータを求めた。コドラート数は耕起時期ごとに1986年は各6 枠、1987年と1988年は各18枠、2002年は2 枠である。また2002年を除き、各発生調査日にコドラートごとにコドラートから約10～20cm離れた位置の土壌を表層0～1 cm採取し、乾土法によって重量含水比を求めた。その結果、秋耕処理の違いが重量含水比に及ぼす影響はとくに認められなかったので、モデルの計算では各調査時の全サンプルの平均値を用いた。

3) パラメータ値の決定方法

モデルにおけるパラメータ（ a , T_0 , b , W_0 , λ , k ）の値は上記の圃場試験のデータに基づき、シンプレ

ックス法⁽¹⁶⁾で求めた。シンプレックス法は尤度関数や偏差の2乗和などをパラメータの目的関数と考え、目的関数の値を最大あるいは最小にするパラメータの値の組を、コンピュータで、言わば試行錯誤的に見つける方法である。本研究では、耕起後1日目から累積出芽率（ Y ）が0.96～0.99になるまでの期間における毎日の Y の値の実測値と、モデルで計算した毎日の Y の値との偏差の2乗和を全期間合計し、この値が最小になるようなパラメータ値の組を求めた。この場合、変数の日平均気温（ TM ）、土壌水分（ WS ）および累積出芽率（ Y ）については、毎日の実測値が必要となるが、実際の調査は前に述べた通り2～4 日ごとにしか行っていない。そこで、 TM については、試験圃場から約500 m離れた農業環境技術研究所の観測データを用い、 Y については、調査日の実測値と前回の調査日の実測値とを直線補間して、その間の毎日の値とした。

2002年の試験を除く WS も Y に準じた方法で毎日の値を求めたが、調査日を含め降雨があった日の土壌水分は、試験圃場の土壌の圃場容量や実測データなどから類推して、10mm以上の降雨があった日は $WS=75\%$ 、10mm未満～5 mm 以上の降雨があった日は $WS=70\%$ として補正した。

2002年の WS は先行降雨指数（ API : Antecedent Precipitation Index）を用いて推定した⁽³⁶⁾。

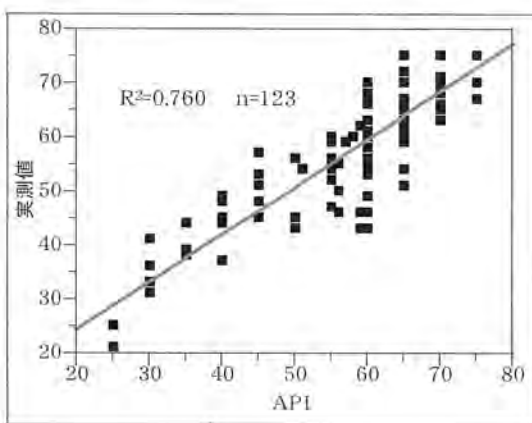
$$API_i = \sum_{n=0}^{60} |P_{i-n} \times R_1 \times \exp(-R_2 \times n)| \quad (11)$$

ここで、ある日（ i ）の API_i は、その日から遡って n 日目の降雨 P_{i-n} の計数 R_1 と減衰係数 $\exp(-R_2 \times n)$ をかける。その計算を60日前までに降った降雨に対してそれぞれ行ったものの総和である。パラメータ R_1 と R_2 はシンプレックス法で求めた。すなわち、1986年、1987年および1988年試験の各発生調査開始日より60日遡った日から各発生調査終了日までの毎日の降雨量（農業環境技術研究所観測データ）に（11）式を当てはめて発生調査期間中の毎日の API すなわちモデル WS を算出し、実際の WS （直線補間等による推定値も含む）との残差の2乗和が最小となるような R_1 と R_2 の値を求めた。しかしながら（11）式をそのまま用いた計算では十分な結果が得られなかった。第3図に示したようにモデル（計算式のプログラム）にいくつかの制限要因（行番号2350

```

2090      model
2100
2110 R1=X(1) : R2=X(2)
2120
2130 JJ=0 : SS=0
2140 FOR FZ=1 TO FLO
2150     JJ=JJ+N0(FZ-1)
2160     JJ0=JJ+1
2170     QQ=JJ+N0(FZ)
2180
2190     FOR Z=JJ0 TO QQ-60
2200
2210         REAL=D(Z+60,2)
2220         API=0
2230
2240         FOR IA=Z TO Z+60
2250             RAIN=D(IA,1)
2260             WSEST=RAIN*R1
2270             IF RAIN>10 THEN WSEST=100
2280             IF RAIN<10 AND RAIN>=5 THEN WSEST=50
2290             LL=Z+60-IA
2300             PP(IA)=WSEST*EXP(-R2*LL)
2310             API=API+PP(IA)
2320         NEXT IA
2330
2340         ESTY=API
2350         IF ESTY>=200 THEN ESTY=75
2360         IF ESTY>=140 AND ESTY<200 THEN ESTY=70
2370         IF ESTY>=100 AND ESTY<140 THEN ESTY=65
2380         IF ESTY>=60 AND ESTY<100 THEN ESTY=60
2390         IF ESTY>=50 AND ESTY<60 THEN ESTY=55
2400         IF ESTY>=40 AND ESTY<50 THEN ESTY=50
2410         IF ESTY>=30 AND ESTY<40 THEN ESTY=45
2420         IF ESTY>=20 AND ESTY<30 THEN ESTY=40
2430         IF ESTY>=10 AND ESTY<20 THEN ESTY=35
2440         IF ESTY>=5 AND ESTY<10 THEN ESTY=30
2450         IF ESTY<=1 THEN ESTY=25
2460         SS=SS+(REAL-ESTY)^2
2470     NEXT Z
2480 NEXT FZ
2490 F=SS
2500 RETURN

```



第3図 重量含水比%の変形先行降雨指数（ API ）モデルによる推定値と実測値との比較

～2450)を加え、モデルWSを25～75%まで5%の刻み幅で表すように変形した。そして、この変形先行降雨指数モデルを適用の結果、 R_1 と R_2 の最適値はそれぞれ9.965と0.247となり、モデルWSと1986, 1987, 1988年の実測（直線補間等による推定値は除く）のWSとの相関は $R_2=0.760$ と高かった。したがって、2002年のWSには変形先行降雨指数モデルで求めたAPI（モデルWS）を用いた。

2. 結果および考察

シンプレックス法によって、各雑草種における発生パターンモデルの6個のパラメータ値を求めた。その場合、第13表に示したそれぞれの雑草種における各耕起時期区の全実測データ（直線補間等による推定値を含む）を総合し、これらを統一的に満足するパラメータの値の組を求めた。すなわち、メヒシバのケースでは4年間の合計14時期、ハルタデのケースでは2002年の1時期のみである。求めたパラメータの値を（8）～（10）式に代入し、さらに各時期の耕起後毎日の日平均気温と土壤水分の実測値を与えて、毎日の累積出芽率を推定した。推定値と実測値（直線補間して求めた値を除く実際の測定値）とを比較したところ、各雑草種とも R^2 で0.913～0.989という非常に高い相関がえられた（第14表）。この場合、モデルの構造に不備があったり、あるいはデータがばらついていたりすると、シンプレックス法によって解が収束せずにパラメータ値が得られなかったり、得られたとしても異常値であったりす

る。したがって累積出芽率の推定値と、そのパラメータ値を求める元となった実測値との適合度を示す R^2 の大小は、モデルの妥当性ならびに求めたパラメータ値の確からしさを検証するうえでの目安となる。すなわち、先述のようにシンプレックス法による計算の際の耕起時期区数は雑草種によって異なっている。耕起時期区の数ハシンプレックス法の適用に当たり1種の反復に相当するので、一般に耕起時期区の数が多いケースほど、累積出芽率の推定値（モデル計算値）とパラメータを求める元とした実測値との間の R^2 は小さくなると考えられる。しかし第14表に示すように、耕起時期が14区と最も多いメヒシバでも R^2 は0.936、10区のイヌビエとシロザの R^2 はそれぞれ0.928と0.913、4区のアキノエノコログサの R^2 は0.948であった。このことから、これら4雑草種、特にメヒシバにおいては、モデルの構造が概ね妥当であり、また実測データの耕起時期区間でばらつきも少なかったため、シンプレックス法によって確度の高いパラメータの値が得られ、その結果、推定値と実測値との間の R^2 が大きくなったと考えられる。なお、ホソアオゲイトウとハルタデの R^2 は0.98～0.99と大きい、耕起時期がそれぞれ2区および1区と極めて少ないので十分な考察はできない。

次に、第14表に示した各雑草種における6個のパラメータの値を（8）～（10）式に入れ、毎日の日平均気温（TM）と土壤水分（WS）には1987年4月6日耕起のケースの実測値（直線補間等による推定

第14表 シンプレックス法で決定した発生パターンモデルのパラメータ値および累積出芽率（Y）のモデル計算値と実測値との相関

雑草名	パラメータ						相関	
	a	T_0	b	W_0	λ	k	R^2	n
メヒシバ	0.624	12.9	0.461	37.0	1.55	10345	0.936	319
イヌビエ	0.572	14.5	0.655	16.9	1.37	7711	0.928	187
シロザ	0.399	10.6	0.288	38.0	1.90	11351	0.913	115
アキノエノコログサ	0.250	9.3	0.148	23.5	2.08	19674	0.948	94
ホソアオゲイトウ	0.107	10.2	0.135	23.2	2.53	9323	0.989	35
ハルタデ	0.390	15.0	0.096	47.1	3.88	10940	0.981	21

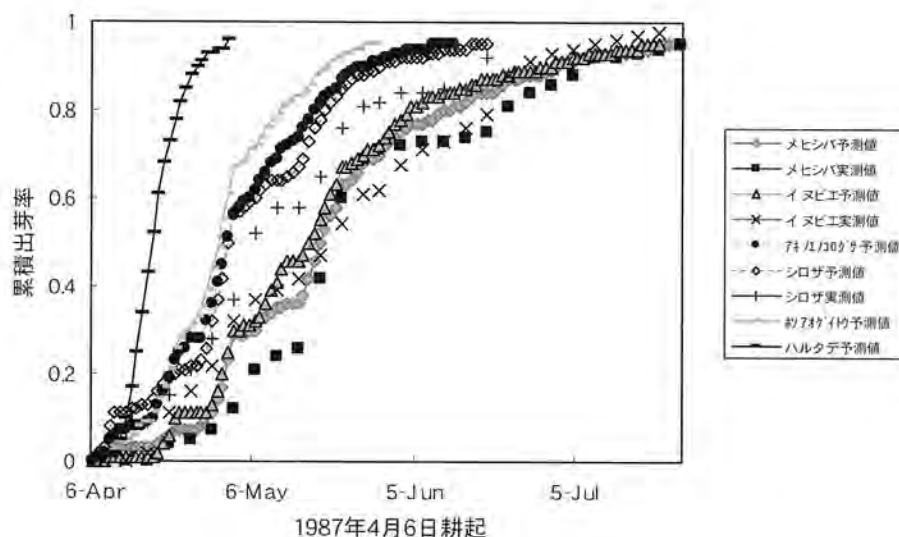
値も含む)を与えて6雑草種の累積出芽率が0.95に達するまでの発生パターンをシミュレートした(第4図)。この場合メヒシバ、イヌビエ、シロザでは同日耕起区において発生調査を行っているので、発生パターンのシミュレート値に添えて実測値(直線補間等による推定値を除く実際の測定値)をプロットした。発生調査を行っていないアキノエノコログサ、ホソアオゲイトウ、ハルタデではシミュレート値のみを図示した。その結果、各雑草種の発生パターンは、岩田ら⁽³⁸⁾による3タイプに分類され、それぞれハルタデはⅠ型(飽和型)に、アキノエノコログサ、シロザおよびホソアオゲイトウはⅡ型(直線型)に、メヒシバとイヌビエはⅢ型(S字型)に合致した。岩田ら⁽³⁸⁾は耕起等を行わない戸外の自然条件で一年生畑夏雑草11種の季節的発生パターン調べた結果、季節的発生パターンはイヌタデ(*Persicaria longisetata*)、オオイヌタデ(*Persicaria lapathifolia*)、ツユクサが飽和型、エノコログサ(*Setaria viridis*)、アオビユ(アオゲイトウ *Amaranthus retroflexus*)が直線型、メヒシバほか5種がS字型を示した。ここで、2種のタデ類をハルタデ、エノコログサをアキノエノコログサ、アオゲイトウをホソアオゲイトウと読み替えると第4図の結果は岩田らの研究結果と良く一致している。

各雑草種の発生パターンのシミュレート値における、累積出芽率が0.95に達するまでの期間、すなわち耕起日からの出芽率が最終累積出芽数の95%に達

するまでの日数(以下、95%出芽迄日数という)はハルタデが26日、ホソアオゲイトウが51日、アキノエノコログサが64日、シロザが71日、イヌビエが103日、メヒシバが105日となった。95%出芽迄日数が短いということは、発生速度が速いということである。先に述べた岩田ら⁽³⁸⁾の発生パターンの分類に従えば、Ⅰ型(飽和型)は発生速度が最も速く、Ⅲ型(S字型)は最も遅いことになる。(8)~(10)式で明らかのように、求めた6個のパラメータのうちで λ 、 a 、 b の3個は値が大きいほど、 k 、 T_0 、 W_0 の3個は値が小さいほどそれぞれの雑草種の95%出芽迄日数を短くする方向に、言い換えると発生速度を速くする方向に働いている。

パラメータ λ は、本シミュレーションモデルで、発生パターンを表現するため採用したロジスティック曲線の傾きを決定するパラメータで、値が大きいほど曲線の傾きは急になる。発生速度が遅く、そのため曲線の傾きが緩やかなⅢ型(S字型)を示したメヒシバとイヌビエの λ の値はそれぞれ1.55と1.37、曲線の傾きが急なⅠ型(飽和型)を示したハルタデの λ の値は3.88、そして曲線の傾きがⅠ型とⅢ型の中間であるⅡ型(直線型)を示したシロザ、アキノエノコログサおよびホソアオゲイトウではそれぞれ1.90、2.08および2.53であった。すなわち、これら λ の値は各雑草種の95%出芽迄日数と非常に高い負の相関を示した。

パラメータ a と b はそれぞれ有効気温($TM-T_0$)



第4図 6雑草種の季節的発生パターン

第15表 発生パターンモデルのパラメータおよび95%出芽迄日数における相関行列

	x	λ	k	a	T ₀	b	W ₀
95%出芽迄日数	0.954**	-0.936**	-0.232	0.619	0.084	0.901*	-0.436
x注1)		-0.797*	-0.359	0.868*	0.345	0.933**	-0.212
λ			0.071	-0.434	0.232	-0.770*	0.594
k				-0.367	-0.603	-0.497	-0.032
a					0.666	0.795*	0.195
T ₀						0.435	0.313
b							-0.392

注1) $x = a(TM - T_0) \times b(WS - W_0)$, 詳細は(6)～(8)式参照のこと。ここでは $TM=25(^{\circ}C)$, $WS=65(\%)$ として計算した。

注2) **は1%, *は5%水準で有意であることを示す。

と有効土壌水分($WS - W_0$)の効果がその上昇に伴って増加することを表す直線式の傾きである。各雑草種の95%出芽迄日数とaの値との間には一定の相関は認められなかったが、bの値との間には有意な正の相関が認められた。

パラメータT₀とW₀はいずれも95%出芽迄日数との間に一定の関係は認められなかった。

パラメータkも95%出芽迄日数との間に有意な相関は認められなかった。ところで、本報告ではkの値を各雑草種ごとにシンプレックス法で求めているが、筆者らの既報⁽⁷⁹⁾では解析的にkの近似値を求めている。すなわち、(10)式において1日の出芽当量xの日積算値Xが0のとき、つまり耕起日および耕起直後からX_iが連続して0の場合における累積出芽率Y_iは実際には0であるが、0とすると数学的にエラーとなるので便宜的に非常に小さい値0.00001を与えると、

$$0.00001 = 1 / (1 + k)$$

$$k = 1 / 0.00001 - 1 = 99999$$

したがって、第13表に示した λ の値のうち最も小さいイヌビエの7711は、Y_iに便宜的に与える「非常に小さな値」を0.00013とした場合、また最も大きいアキノエノコログサの19674は0.00005とした場合にそれぞれ概ね相当する。

次に各雑草種の1日の出芽当量xと95%出芽迄日数との間の関係を見てみた。これはパラメータa, b, T₀, W₀と95%出芽迄日数との関係を個々に見るより、それらパラメータの総体であるxとの関係で見の方がより明瞭になると考えたからである。この場

合、 $TM=25(^{\circ}C)$, $WS=65(\%)$ として各雑草種のxの値が最大になる条件にした。その結果、95%出芽迄日数とxとの間には非常に高い正の相関が認められた。

以上述べてきた95%出芽迄日数、xおよび6個のパラメータの間の関係を相関行列の形に整理して第15表に示した。各項目間に有意な相関が認められたのは、95%出芽迄日数とx、 λ およびbとの間、xと λ 、aおよびbとの間、 λ とbとの間、aとbとの間であり、パラメータk, T₀, W₀はいずれの項目との間にも有意な相関関係は認められなかった。このことから各雑草種の1日の出芽当量xにはパラメータaとbの値が大きく働いていること、そして95%出芽迄日数が短い、すなわち発生速度の速い雑草種ほどxの値が小さいが、逆にこれを補うかのように λ の値が大きくなることが明らかになった。こうした95%出芽迄日数とxおよび λ の関係が一年生畑夏雑草全般に共通した現象であるかどうかについては、本研究の範囲からは明らかにすることはできなかった。

最後に、本モデルを用いて実際の生産圃場で対象とした6雑草種の発生活消長(季節的発生パターン)を予測する際の留意点を述べておく。1点目は気象要因の問題である。本モデルでは対象圃場の耕起(播種)後、毎日の日平均気温と土壌水分を入力する必要がある。したがって、発生パターンの予測に当たっては、これらの要因の値を長期間にわたって予測することが先決となるが、このような技術はまだ開発されていない。そこで次善の策としては次の3種類の方法が考えられる。1)は平年値を用いる

方法である。この場合、土壌水分についての平年値は、通常得られていないので、降水量の平年値からここで用いたAPIモデル⁽³⁶⁾等のモデルによって土壌水分を求めることとなろう。この方法では毎日の日平均気温や降雨量の平年値を一定の割合で上下させることで、多雨・冷夏や寡雨・暑夏などがシミュレートできる。2) は気象条件が発生予測試験実施年次に似るであろうことが予想される過去の年次の気象データを用いる方法である。すなわち、冬～春の気象条件が過去のある年次の気象条件に類似している場合、春～秋の気象条件もその年次に類似する可能性が高いからである。3) は近年その小型化、ロボット化が著しく進歩している気象計測器を対象圃場に設置し、この情報を基にリアルタイムで発生予測を行う方法である。留意点の2点目はモデルのパラメータの値についてである。本モデルに関しては、パラメータ値は雑草種毎に固有であることをみてきたが、個々の値の妥当性の検証には至らなかった。本モデルにおけるパラメータの内、 T_0 および W_0 は環境制御施設等を用いた厳密な生理的実験を行えば、正確な値を求めることができよう。しかし a , b , λ , k の値を実験的に求めるのは実際的には不可能である。したがって、本モデルを実際の発生予測に

適用するに当たっては、第1に、シンプレックス法で求めた各雑草種の T_0 および W_0 の値を生理的実験で求めたそれらの値と比較し、その妥当性の検証を行う必要がある。第2は T_0 および W_0 の値を変動させる要因を明らかにすることである。変動要因には、1) として本モデルで用いた日平均気温と土壌水分（または降雨量）以外の気象要因たとえば気温の日較差、日射量、日長などが考えられるが、これらを変動要因として考慮した場合にはモデル構造の大幅な変更が必要となり、結果的にはこれまで求めたパラメータ値を全て求め直さなければならないことにもなる。2) として土壌型や雑草のバイオタイプの違いなどが変動要因になる可能性が大きい。この場合はモデルの変更の必要はないが、原則的には対象地域の土壌型や雑草のバイオタイプに応じてパラメータ値を逐一求める必要があり、これは非常に煩雑で現実的ではない。そこで、これらの要因が T_0 および W_0 の値にどの程度の変動を与えるかを定量的に明らかにしたうえで、変動幅の許容範囲を明確にし、あるいは可能であればパラメータ値の変換等を試みて、できるだけ広い地域において本モデルの適用を図ることが望ましいと考える。

V 総合考察

本研究は、1) 圃場耕起後における雑草の年間発生可能数の予測と2) 雑草の季節的発生パターンのモデル化という二つのステップを踏まえて、主要一年生畑夏雑草の圃場における発生量と発生パターンの定量的予測技術を開発しようとしたものである。

第一のステップである雑草の耕起後年間発生可能数の予測は、雑草の総合管理戦略の開発にとって必要不可欠である。すなわち、生産者が作物の生育期間中に発生する雑草の種類と密度とを予測することができたならば、時間と場所を考えた最も適正な雑草管理計画や防除手段を講じることは極めて容易となろう。このことは不必要な出費を抑えるとともに、農業の環境に与える負荷を軽減することにもつながる。さらに1980年代後半以降、アメリカで盛んに開発研究が進められている生物経済学的(Bioeconomic)雑草管理モデルでは⁽⁶⁸⁾⁽⁶⁹⁾⁽¹⁰⁾⁽¹³⁾⁽⁴³⁾⁽⁷⁰⁾⁽¹⁸⁾⁽⁵²⁾⁽⁸⁶⁾⁽³⁶⁾⁽¹²⁾、雑草害程度の予測と選択した雑草管理手

段の評価のために、埋土雑草種子のデータから圃場発生量を正確に予測することが求められている。つまりこれらのモデルでは、埋土雑草種子密度と圃場発生密度の比が重要な変数のひとつとなっているからである。しかしながら現状では、埋土種子量と圃場発生量との比に関するデータが得られている雑草種は極めて限られている。

埋土種子の情報を得るには、サンプリング方法、種子の検出と計数および埋土種子数のうち実際に圃場で出芽する実生個体の比率をどのように予測するかなど多くの問題がある。たとえば土壌サンプル数について言えば、本報告では1区画当たり6～21点としたが、埋土種子集団の正確な大きさを推定するには100～300点以上のサンプル数が必要との報告もある⁽⁵¹⁾⁽⁶⁹⁾⁽¹⁹⁾⁽⁹⁴⁾。なお、Benoitら⁽⁷¹⁾は土壌コアのサイズと必要サンプル数との間に高い負の相関を認めており、筆者がⅡ章で指摘した点を裏付けている。

サンプル土壌中の雑草種子の種構成と密度を調べる方法は、前述のように発芽法と分離同定法とに大別される。いずれも労力と時間がかかるため、いろいろな改良が加えられている。すなわち、発芽法では、従来の方法では発芽が全て終了するのに数ヶ月から数年も要するところを発芽促進物質を用いること等で、これを数週間のオーダーに短縮できるようになりつつある。また分離同定法に関しては、労働集約的ではあるが極めて迅速な比重分離法がMalone⁽⁵⁸⁾によって開発されて以来、多くの研究者によって改良が重ねられている。たとえば筆者らによる「土壌中雑草種子分離回収装置」⁽⁸⁰⁾や本報告で述べた「デジタルカメラを用いる方法」もその一つである。また埋土種子数と圃場発生数との相関は、一般に発芽法が分離同定法より高く、とくに土壌をコアのままインタクトの状態が発芽試験に供した場合に高い⁽⁵⁾⁽²³⁾⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾。これは採取した土壌に攪拌などの操作が加わらないため実際の圃場に近い状態が再現できるからと考えられている。しかし、先述のように、圃場耕起後数日間で埋土雑草種子に関するデータを得ることが必要な実証的な雑草発生予測のためには、結論がでるまでに長い期間を要する発芽法よりも迅速で多点数を扱える比重分離法が適している。

数種類の一年生畑夏雑草において、単位面積当たりの埋土種子数と圃場発生数との比（以下、発生パーセントという）が求められている。いずれのケースも埋土種子の調査法は分離同定法を採用するか、あるいは発芽法で発芽数を数え、発芽終了後の残った土壌を分離同定法に供して活力種子を検出し、両者の合計値を調べたものである。また、活力種子の検定はいずれも押し潰し法で行っている。すなわちRobertsら⁽⁶¹⁾は、3月から11月までの期間に野菜の播種のための圃場耕起の度に、耕土10cmに存在する活力種子数と耕起後の雑草発生数を調査し、発生パーセントを求めた。その結果、発生パーセントは同一耕起時期内でもサンプル間のばらつきが大きかったが、シロザは4月と5月耕起区でやや高いものの概ね4%以下であり、10月および11月耕起区では0%であった。また、Ballら⁽⁵⁾によると耕土15cmまでに存在する活力種子に対する発生パーセントは、アオゲイトウで0.5~7.8%、シロザで0.1~3.4%とした。ただしこの試験では、土壌サンプリングは雑草発生調査の前年秋に行っている。Forcellaら⁽²⁵⁾はコ

ーンベルト地帯の8試験地においてトウモロコシ畑に発生する主要雑草の発生パーセントを調べた。そのうちネブラスカ州で調査されたスベリヒユとウィスコンシン州で調査されたハルタデの発生パーセントはそれぞれ1.4%と7.0%であった。ただし土壌コアは前者が深さ10cm、後者が深さ20cmである。同じくForcella⁽²³⁾は、耕土10cmに存在する活力種子に対する発生パターンは土性と年次によって異なり、粘土質土壌の1988年試験と1990年試験では、アオゲイトウ、シロザはそれぞれ13.7と12.6、19.4と3.1%であったのに対し、壤土の1988年と1990年ではそれぞれ8.8と8.4、5.7と9.3%であったと報告している。Cardinaら⁽¹¹⁾もシロザの発生パーセントに年次間差異があることを報告しており、4年間の試験で0.1~2.3%の変化を認めた。なおこの研究で用いられた土壌コアの深さは7.5cmである。さらにCardinaら⁽¹⁵⁾は、年次のほかに圃場耕起法も発生パーセントに影響するとしている。すなわち、プラウディスク耕区の1991年試験と1992年試験ではシロザ、アオゲイトウの発生パーセントはそれぞれ12と10、35と38%であったのに対し、不耕起区では1991年と1992年でそれぞれ4と2、83と7%であった。この試験における土壌コアの深さは7.5cmである。またForcellaら⁽²⁷⁾は4年間、22試験地で実施した試験を取りまとめ、15雑草種について発生パーセントを求めた。これによるとアキノエノコログサは平均値、最小値、最大値、変動係数がそれぞれ31.2、9.1、100.0、84%（試験区数8）、スベリヒユはそれぞれ15.4、0、44.9、135%（区数3）、シロザはそれぞれ2.7、0、10.1、111%（区数17）であり、こうした発生パーセントにおける変動の原因は、高温や水ストレスによって引き起こされる種子の二次休眠の時期が試験年次や試験地によって異なるためと推定している。なお、この研究で用いられた土壌コアの深さは主に10cmである。

ところで発生パーセントは本報告における(4)式のパラメータaに100をかけたものに他ならない。本報告ではaは、雑草種によって一定でかつ地域や年次による差異はないものと仮定している。そしてaは一義的に種子の土壌深度別の出芽能力に依存すると仮定して ΣA_i を実験的に求めた。そこで本研究で求めた ΣA_i を発生パーセントと比較するため、 $\Sigma A_i = (\text{発生パーセント}) \times (\text{コアの深さ} \div 0.5) \div 100$

の関係を用いて上述の既往の研究における各雑草種の ΣA_i を試算してみると、シロザでは0~3.88、スベリヒユでは0~8.98、ハルタデでは2.80、アキノエノコログサでは1.82~20.00、アオゲイトウでは0.15~12.45となる。筆者が覆土深度別出芽試験から求めた ΣA_i の値はシロザが3.63、スベリヒユが2.83、ハルタデが3.61、アキノエノコログサが8.15、ホソアオゲイトウが3.80である(第10表)。しかしながら、文献から試算した各雑草種類の ΣA_i 値は、結果が1例しかないハルタデを除き、一般に最小値と最大値の幅が大きい。筆者がポット試験で求めたそれぞれの雑草種(アオゲイトウはホソアオゲイトウに対応)の ΣA_i 値と一概に比較することは困難である。

発生パーセントは調査時期・年次、地域、土壌の種類、圃場耕起方法などによって変動する。そして変動の原因として、これらの要因が土壌中の微気象に差異をもたらす、その結果、種子が二次休眠に入る時期に変動が生ずるためと推定されている⁽²⁷⁾。本報告では発生パーセントと同様の意味を持つ ΣA_i を定数として扱ってきた。それは本研究においてはいずれの雑草種に関しても二次休眠の存在を考慮しなかったためである。しかしながら、耕起後年間発生可能数の予測研究を一層進展させるためには、土壌中の微気象が上記の発生パーセントに及ぼす影響を定量的に明らかにし、この関係から各雑草種の種子が二次休眠に入る時期を導くモデルを策定する必要がある。そして、このモデルを導入することにより、年間発生可能数の予測式は(5)式のように静的なモデルではなく、より動的なモデルとなるであろう。

次に本研究の第二のステップである雑草の季節的発生パターンのモデリングについて考察する。雑草の季節的発生パターンの定量的予測モデルは農学的に二つの重要な意義をもっている。第1は作物の出芽モデルと結合させることによって、作物の雑草害による減収程度を早期に予測することができるようになることである。すなわち、雑草の季節的発生パターンとは、雑草の発生密度と発生のタイミングの両方が組み合わされたものであり、そのいずれれもが作物の生育に対する雑草の害作用の程度と深く関連しているからである。第2にこの種のモデルは、機械的および化学的雑草防除の最適なタイミングを決定

する際の強力なツールとなる。雑草の季節的発生パターン予測モデルの策定には多くのアプローチが試みられているが、それらモデルは1) 観察された雑草の発生過程を主に気象要因との回帰関係で直接モデル化する経験的・静的アプローチと2) 雑草の発生過程の生理的メカニズムをモデル化し、これを積み上げていく動的アプローチとに大別される。

1) の経験的アプローチ(回帰モデル)における初期の研究⁽⁷⁵⁾⁽⁶⁵⁾⁽⁶¹⁾では、多くの場合、気象データの量や扱う変数(気象要因)の数の制限から、雑草の季節的発生パターンのモデル化は必ずしも十分と言えるものではなかった。すなわち、これらの研究は本質的に静的であり、平均的な気象条件下における発生の様相は予測し得ても、異常気象のケースなどには対応できなかったからである。しかしながら、現在ではコンピュータの性能の目覚ましい発達によって、大量のデータ処理と高度で複雑な統計解析が容易となったため、これまでに蓄積されている長年月にわたる雑草の季節的発生パターンの記録と同時に観測されている気象データとを解析して、新しい経験的な雑草の季節的発生パターンの予測モデルの構築が可能となってきた⁽³⁰⁾。

2) の積み上げ型アプローチ(メカニズムモデル)は1900年代以降、盛んに開発されるようになった。現在のところ約10雑草種についてのモデルが開発されている⁽⁶⁾⁽²⁴⁾⁽³⁴⁾⁽²⁾⁽⁴⁴⁾⁽⁸⁸⁾。このタイプのモデルの大部分では、雑草の発芽・出芽に対する低温の閾値(基準温度)と低土壌水分の閾値を想定し、閾値以上の温度(主に地温 $^{\circ}\text{C}$)ならびに土壌水分(主に水ポテンシャルMPa)の上昇に伴って発生率も高くなるような仕組みとなっている。温度については高温側の閾値を考え、その値以上の温度となると二時休眠が誘起されるような仕組みとしているモデルもある。これらの閾値は大多数のモデルにおいて室内試験の結果から導かれた生理学的に根拠のある値である⁽⁹²⁾⁽⁹⁵⁾⁽¹⁶⁾⁽⁷¹⁾⁽⁸⁾⁽⁸¹⁾⁽³²⁾⁽⁹³⁾⁽⁷⁴⁾⁽¹⁷⁾⁽⁹⁾。さらに温度と土壌水分以外で発芽・出芽に関わる要因として、土壌中における種子の垂直分布を考慮したモデルもある⁽⁷⁵⁾⁽⁹⁶⁾⁽⁵⁴⁾⁽⁷³⁾⁽¹⁸⁾⁽⁶²⁾⁽²⁹⁾。本報告におけるⅣ章の季節的発生パターンのシミュレーションモデルでは、温度には気温、土壌水分には重量含水比を用いている。さらに温度および土壌水分の閾値(T_0 および W_0)は、生理学的実験から求めたものではなく、発生パターンの実測値

にモデル式を外挿し、モデルのパラメータに最もフィットする値をコンピュータで試行錯誤的に求めたものである。したがって本報告のⅣ章のモデルは、一見、メカニズムモデルの体裁はとっているものの、実際には回帰モデルとメカニズムモデルの中間に位置するモデルと考えられる。

雑草の季節的発生パターンをメカニカルな予測モデルとして、現時点で最も完成度が高いと評価されているのはVleeshouwersとKropff⁽⁸⁸⁾のコンポーネントモデルである⁽³¹⁾。このモデルは雑草が発生に達するまでの過程を「休眠」、「発芽」、「出芽前生長」の3つのサブモデル（コンポーネント）に分解し、それぞれのサブモデルをメカニスティックかつ生理学的に記述したうえで、再構築したものである。しかしながら、こうしたメカニズムモデルは問題解決にとって最も有力である反面、モデルの構築も極めて困難であると言われている⁽³¹⁾。そして、実用性からは回帰モデルの方が柔軟性があるといわれる。

1) および2) のアプローチを通して、引用したモデルの大部分においては、雑草の発生数を圃場で観察された最終的な発生数に基づいて基準化している。そのためこれらのモデルでは、発生数の経時的变化を相対的に予測することは可能でも、発生数の絶対値を予測することはできない。これに対して

Benech-Arnoldら⁽⁶⁾ およびVleeshouwersら⁽⁸⁸⁾ のモデルでは、埋土種子集団の中の雑草種子数を既知としておくことによって、発生の絶対数と発生のタイミングの両方を予測することを可能にしている。たとえばBenech-Arnoldら⁽⁶⁾ の場合は、モデルの適合度を検証するための圃場試験の各処理区ごとに、圃場で発生した個体数と発生終了後に土壌から回収した未発芽種子のうちTTC検定によって活力があると判別された種子の数とを合計して、それぞれの処理区における埋土種子数の初期値としている。またVleeshouwersら⁽⁸⁸⁾ の場合は、殺雑草種子処理を施した土壌に一定数の雑草種子を混入し、この土壌を圃場の木枠内に敷き詰めることにより人工的な埋土種子集団をつくり、これを初期値として季節的発生パターンをシミュレーションモデルを策定している。

本報告のⅣ章で述べたモデルは、各雑草種の最終発生数を1として相対的な季節的発生パターンをシミュレートしたものである。しかし、1986年のケースを除き、モデルのパラメータを求めるために実施したいずれの試験においても、各雑草種の土壌中の活力種子密度を圃場耕起直後に調査している（Ⅲ章参照）。したがってⅣ章のモデルにこれらのデータを取り入れれば、埋土種子密度は既知となるので、本モデルによって発生数の絶対値と発生のタイミングの両方を予測することが可能である。

Ⅵ 摘 要

雑草の発生予測の基礎的研究手法を確立するため、関東黒ボク土地帯の主要一年生畑夏雑草を対象として、これら雑草種の圃場耕起後年間可能発生数ならびに季節的発生パターンの予測法を開発した。

1. 土壌コアのサイズは直径5.1cm、深さ5cm（容積100ml）または直径8cm、深さ4cm（容積200ml）の金属円筒コアが扱いやすく、また入手も容易であるので適している。
2. 雑草種子を含む土壌のサンプリングの点数は、サンプリング理論と実際の圃場における埋土雑草種子密度の実態解析から導いて、推定精度D値を0.20～0.30とすれば容積200mlコアでは1区画当たり15前後、容積100mlコアでは30前後が適当である。
3. 埋土種子の土壌からの分離回収には炭酸カリ

50%溶液を用いた比重分離法を採用し、回収操作は筆者らの考案した「土壌中雑草種子分離回収装置」で行った。分離回収した雑草種子の同定と活力判別は原則として実体顕微鏡下で行い、活力判別には種子押し潰し法を採用した。

4. 対象圃場における対象雑草種の耕起後年間可能発生数 y は次式によって予測できる。

$$y = (T/P) \left(\sum A_i / (F/G) \right) (1 \pm U) \hat{n}$$

ここでTは対象圃場またはコドラートの面積 cm^2 、Pはコアの表面積 cm^2 、 A_i は土壌*i*層における対象雑草種子の相対出芽率、Fはコアの深さcm、Gは A_i の値を求めたときの土壌層の刻み幅cm、Uは推定誤差の幅の値、 $\hat{n}$ はサンプリングした土壌中に含まれる対象雑草の活力種子数の平均値である。

5. 上式では雑草種子の土壌中垂直分布密度は、コアの深さの範囲においては均等であることが前提条件となっている。ロータリ耕直後の圃場において、地表12cmまでの深さの土壌を2cm刻みの6層に分けて種子密度を調べた結果、検出された5雑草種いずれの種子密度とも6土壌層間で有意差は認められず、先述の前提条件は確認された。
6. A_i を求める土壌層の刻み幅（上式のG）は0.5cmとした。すなわち、9雑草種についてポットの覆土深を0.5cmずつ変化させて出芽試験を行い、各雑草種の各覆土深区における出芽程度をそれぞれの雑草種が最高出芽率を示した区の値を1.0と基準化して表した。すると土壌層の A_i はi層上部と下部の覆土深区における出芽程度を平均して求められる。そして各土壌層の A_i を積算したものが $\sum A_i$ である。
7. 年間発生可能数の予測式に関する実証試験は、4年次、4月～7月の期間に時期を変えてロータリ耕を実施した圃場におけるメヒシバ、イヌビエ、シロザ、アメリカイヌホウズキ、アキノエノコログサ、ホソアオゲイトウ、ハルタデおよびカヤツリグサを対象に行った。予測値は実測値と概して良好に一致し、推定誤差の幅Uの値は0.50が適当と判断された。
8. 6雑草種について、それぞれの季節的発生パターンを耕起後毎日の気温と土壌水分とによってシミュレートするモデルを以下のように策定した。
- $$Y = 1 / (1 + k \times \exp(-\lambda \times \ln X))$$

$$X = \sum x_i$$

$$x = a (TM - T_0) \times b (WS - W_0)$$

ただし、 $TM \geq 25$ のときは $TM = 25$

$WS \geq 65$ のときは $WS = 65$

$TM < T_0$ または $WS < W_0$ のときは $x = 0$

ここでYは耕起後の累積出芽率（ $0 < Y < 1$ ）、Xは耕起後毎日の出芽当量xの日積算値（iは耕起後i日目を示す）、TMは日平均気温（℃）、WSは1日の土壌水分（重量含水比%）であり、 T_0 （出芽下限温度℃）、 W_0 （出芽下限水分%）およびa, b, λ , kはパラメータである。

9. 4年次の4～7月までの期間、時期を変えて耕起を行う合計14区を圃場に設け、メヒシバは14区全部、イヌビエとシロザは10区、アキノエノコログサは4区、ホソアオゲイトウは2区、ハルタデは1区についての出芽数を定期的にカウントし、この調査結果と調査期間中毎日の日平均気温と土壌水分の実測値を基に、各パラメータの値をシンプレックス法で求めた。求めたパラメータ値を用いてシミュレートした季節的発生パターンは、各雑草種とも実測値とよく一致した。
10. 以上の耕起後年間発生可能数の予測手法と季節的発生パターンのシミュレーションモデルとを組み合わせることによって、圃場耕起後、任意の時点における対象雑草種の発生数が予測できる。したがって、本研究で開発した雑草の発生予測法は、今後、総合的雑草防除体系を組み立てるに当たり、大きな役割を果たすことになるであろう。

謝 辞

本研究の遂行に当たり、前耕地環境部長野口勝可博士には貴重な御助言と本報告の御校閲を賜った。また畑雑草研究室からは、多種類の畑雑草種子を分譲いただくとともに同研究室割り当て試験圃場の一部を使用させていただいた。さらにIV章のモデルの策定の際は、シンプレックス法のパソコン用プログラムには農業環境技術研究所（現東京大学大学院）

小林和彦博士作成のソフトウェアを、気象データには農業環境技術研究所総合気象観測データをそれぞれ使用させていただいた。また圃場試験の遂行に当たっては中央農業総合研究センター業務第1科（旧農業研究センター業務第2科）の技術専門職員諸氏の絶大なる協力をいただいた。ここに記して衷心より深謝する次第である。

引用文献

1. 足立堅一 (1998) らくらく生物統計学. 中山書店, 東京, pp.161-177.
2. Alm, D. M., E. W. Stoller, and L. M. Wax (1993) An index model for prediction seed germination and emergence rates. *Weed Technol.*, 7, 560-569.
3. 荒井正雄 (1950) 2,4-Dによる水田除草の理論と方法. *農業及園芸*, 25, 427-430.
4. 荒井正雄・横森秀文 (1951) 耕地雑草の生態に関する研究 第1報 耕地雑草の発生期・開花期・成熟期について. *関東東山農試研報*, 1, 27-35.
5. Ball, D. A. and S. D. Miller (1989) A comparison of techniques for estimation of arable soil seedbanks and their relationship to weed flora. *Weed Res.*, 29, 365-373.
6. Benech-Arnold, R. L., C. M. Ghera, R. A. Sanchez and P. Insausti (1990) A mathematical model to predict *Sorghum halepense* (L.) Pers. seedling emergence relation to soil temperature. *Weed Res.*, 30, 91-99.
7. Benoit, D. L., N. C. Kenkel, and P. B. Cavers (1989) Factors influencing the precision of soil seedbank estimates. *Canadian J. of Bot.*, 67, 2833-2840.
8. Blackshaw, B. E., E. H. Stobbe, C. F. Shaykewich, and W. Woodbury (1981) Influence of soil temperature and soil moisture on green foxtail (*Setaria viridis*) establishment in wheat (*Triticum aestivum*). *Weed Sci.*, 29, 179-184.
9. Braford, K. J. (2002) Applications of hydrothermal time to quantifying and modelling seed germination and dormancy. *Weed Sci.*, 50, 248-260.
10. Bridges, D. C. and R. H. Walker (1985) Influence of weed management and cropping systems on sicklepod (*Cassia obtusifolia*) seed in soil. *Weed Sci.*, 33, 800-804.
11. Buhler, D. D. and B. D. Maxwell (1993) Seed separation and enumeration from soil using K₂CO₃-centrifugation and image analysis. *Weed Sci.*, 41, 298-302.
12. Buhler, D. D., R. P. King, S. M. Swinton, J. L. Gunsolus, and F. Forcella (1996) Field evaluation of a bioeconomic model for weed management in corn (*Zea mays*). 1996. *Weed Sci.*, 44, 915-923.
13. Burnside, O. C., R. S. Moomaw, F. W. Roeth, G. A. Wicks, and R. G. Wilson (1986) Weed seed demise in soil in weed-free corn (*Zea mays*) production across Nebraska. *Weed Sci.*, 34, 248-251.
14. Cardina, J. and D. H. Sparrow (1996) A comparison of methods to predict weed seedling populations from the soil seedbank. *Weed Sci.*, 44, 46-51.
15. Cardina, J., D. H. Sparrow, and E. D. McCoy (1996) Spatial relationships between seedbank and seedling populations of Common Lambsquarters (*Chenopodium album*) and annual grasses. *Weed Sci.*, 44, 298-308.
16. Crowley, R. H. and G. A. Buchanan (1980) Responses of *Ipomoea* spp. and smallflower morningglory (*Jacquemontia tamnifolia*) to temperature and osmotic stresses. *Weed Sci.*, 28, 76-82.
17. Colbach, N., C. B. Chauvel, and G. Richard (2002) Effect of environmental conditions on *Alopecurus myosuroides* germination. II. Effect of moisture conditions and storage length. *Weed Res.*, 42, 222-230.
18. Cousens, R. and S. R. Moss (1990) A model of the effects of cultivation on the vertical distribution of weed seeds within the soil. *Weed Res.*, 30, 61-70.
19. Dessaint F., G. Barralis, M. L. Caixinhas, J. P. Mayor, J. Recasens, and G. Zanin (1996) Prediction of soil seedbank sampling: how many soil cores?. *Weed Res.*, 36, 143-151.
20. Egley, G. H. and R. D. Williams (1990) Decline of weed seeds and seedling emergence over five years as affected by soil disturbances.

- Weed Sci., 38, 504-510.
21. Fay, P. K. and Olson W. A. (1978) Technique for separating seed from soil. Weed Sci., 26, 530-533.
 22. Feast, P. M. and H. A. Roberts (1973) Note on the estimation of viable weed seeds in soil samples. Weed Res., 13, 110-113.
 23. Forcella, F. (1992) Prediction of weed seedling densities from buried seed reserves. Weed Res., 32, 29-38.
 24. Forcella, F. (1993) Seedling emergence model for velvetleaf. Agron. J., 85, 929-933.
 25. Forcella, F., R. G. Wilson, K. A. Renner, J. Dekker, R. G. Harvey, D. A. Alm, D. D. Buhler, and J. Cardina (1992) Weed seedbanks of the U.S. corn belt: magnitude, variation, emergence, and application. Weed sci., 40, 636-644.
 26. Forcella, F., R. P. King, S. M. Swinton, D. D. Buhler, and J. L. Gunsolus (1996) Multi-year validation of a decision aid for integrated weed management in row crops. Weed Sci., 44, 650-661.
 27. Forcella, F., R. G. Wilson, J. Dekker, R. J. Kremer, J. Cardina, R. L. Anderson, D. Alm, K. A. Renner, R. G. Harvey, S. Clay, and D. D. Buhler (1997) Weed seed bank emergence across the corn belt. Weed Sci., 45, 67-76.
 28. Gross, K. L. and K. A. Renner (1989) A new method for estimating seed numbers in soil. Weed Sci., 37, 836-839.
 29. Grundy, A. C., A. Mead and S. Burston (1999) Modelling the effect of cultivation on seed movement with application to the prediction of weed seedling emergence. J. of Appl. Eco., 36, 663-678.
 30. Grundy, A. C. and A. Mead (2000) Modelling weed emergence as a function of meteorological records. Weed Sci., 48, 594-603.
 31. Grundy, A. C. (2003) Predicting weed emergence : a review of approaches and future challenges. Weed Res., 43, 1-11.
 32. Gummerson, R. J. (1986) The effect of constant temperatures and osmotic potentials on the germination of sugar beet. J. of Exp. Bot., 37, 729-741.
 33. 埴岡靖男 (1983) 埼玉県内桑園におけるパラコート抵抗性ハルジョオンの分布. 雑草研究, 28, 213-215.
 34. Harvey, S. J. and F. Forcella (1993) Vernal seedling emergence model for common lambsquarters (*Chenopodium album*). Weed Sci., 41, 309-316.
 35. Itoh, K and M. Miyahara (1984) Inheritance of paraquat resistance in *Erigeron philadelphicus* L. 雑草研究, 29, 301-307.
 36. 岩下広和・篠田雅人・西村照幸・佐藤信夫 (1998) アフリカ, サヘル地域の土壌水分量のモデルによる再現. 日本気象学会1998年秋季大会講演予稿集, 74, 247.
 37. 岩田岩保・高柳 繁 (1974) 主要畑夏雑草の発芽性. 雑草研究, 17, 33-38.
 38. 岩田岩保・高柳 繁・異儀田和典 (1983) 畑夏作における雑草の発生相と雑草害の作物間比較. 九州農試報告, 23, 153-204.
 39. 巖 俊一・桐谷圭治 (1973) 害虫の総合防除とは. 深谷昌次・桐谷圭治編「総合防除」, 講談社, 東京, pp.29-90.
 40. Johnston, S. K., R. H. Crowley, and D. S. Murray (1978) Separating seed by species with CaCl_2 solution. Weed Sci., 26, 213-215.
 41. 河野達郎 (1951) Blissのプロビット法による薬量死亡率曲線の計算. 防虫科学, 16, 62-74.
 42. 加藤彰宏・奥田義二・重里 保・段 正幸・植城康之 (1982) パラコートおよびジクワットに対する抵抗性ヒメムカシヨモギ. 大阪府農技センター研報, 19, 59-64.
 43. King, R. P., D. W. Lybecker, E. E. Schweizer, and R. L. Zimdahl (1986) Bioeconomic modelling to simulate weed control strategies for continuous corn (*Zea mays*). Weed Sci., 34, 972-979.
 44. King, A. C., and L. R. Oliver (1994) A model for predicting large crabgrass (*Digitaria sanguinalis*) emergence as influenced by temperature and water potential. Weed Sci., 42, 561-567.
 45. Kropac Z. (1966) Estimation of weed seeds in

- arable soil. *Pedobiologia*, Bd. 6, 105-128.
46. 小林和彦 (1980) シンプレックス法により多変数関数の最小値を求めるためのサブルーチン. 農林研究計算センター報告, A17, 51-71.
 47. 児玉宗一・桜井 輔 (1952) 一団の耕地に於ける農法の実態と雑草の消長について. 東北農試研報, 2, 358-377.
 48. Kovach, D. A., D. C. Thill, and F. L. Young (1988) A water-spray system for removing seed from soil. *Weed Technol.*, 2, 338-341.
 49. 久野英二 (1986) 動物の個体群研究法. 生態学研究講座17, 共立出版, 東京, pp.1-114.
 50. 桑原義晴 (1963) 北海道の耕地雑草. 雑草研究, 2, 119-124.
 51. Lopez, C., P. Abramovsky, J. L. Verdier, and J. Mamarot (1988) Estimation of seed stock during trial study of the influence of cultural systems on the development of the weed flora. *Weed Res.*, 28, 215-221.
 52. Lybecker, D. W., E. E. Schweizer, and R. P. King (1991) Weed management decisions in corn based on bioeconomic modelling. *Weed Sci.*, 39, 124-129.
 53. Malone, C. R. (1967) A rapid method for enumeration of viable seeds in soil. *Weeds*, 15, 381-382.
 54. Mester, T. C. and D. D. Buhler (1990) Effect of planting depth on velvetleaf (*Abutilon theophrasti*) seedling development and response to cyanazine. *Weed Sci.*, 38, 34-38.
 55. Moss, S. R. 1985. The survival of *Alopecurus myosuroides* Huds. seeds in soil. *Weed Res.*, 25, 201-211.
 56. 日本雑草学会第25回記念大会運営委員会 (1986) 資料「雑草学会の役割と今後の方向に関するアンケート」の集計結果, 21世紀へ向けての雑草科学の展望 (日本雑草学会), pp.17-23.
 57. 野口勝可 (1983) 畑作物と雑草の光競争に関する生態学的研究. 農研センター報告, 1, 37-103.
 58. 野口勝可・中山兼徳 (1979) 畑雑草の発芽および出芽に及ぼす水分条件の影響. 雑草研究, 24, 233-239.
 59. 野口弥吉 (1962) わが国の雑草防除研究の回顧. 雑草研究, 1, 1-2.
 60. 沼田 眞・荒井正雄 (1953) 農業における雑草の諸問題—主に生態学の立場から—. 生物科学, 5, 170-177.
 61. Ogg, A. G. and J. H. Dawson (1984) Time of emergence of eight weed species. *Weed Sci.*, 32, 327-335.
 62. Prostko, E. P., H. I. Wu, J. M. Chandler, and S. T. Senseman (1997) Modelling weed emergence as influenced by burial depth using the fermi-dirac distribution function. *Weed Sci.*, 45, 242-248.
 63. Roberts, H. A. (1968) The changing population of viable weed seeds in an arable soil. *Weed Res.*, 8, 253-256.
 64. Roberts, H. A. and M. E. Ricketts (1979) Quantitative relationships between the weed flora after cultivation and the seed population in the soil. *Weed Res.*, 19, 269-275.
 65. Roberts, H. A. and M. E. Potter (1980) Emergence patterns of weed seedlings in relation to cultivation and rainfall. *Weed Res.*, 20, 377-386.
 66. Robinson, E. L. and C. A. Kust (1962) Distribution of witchweed seeds in soil. *Weeds*, 10, 335.
 67. 佐合隆一 (1995) 農耕地における埋土種子. 雑草研究, 40, 252-261.
 68. Schweizer, E. E. and R. L. Zimdahl (1984) Weed seed decline irrigated soil after six years of continuous corn (*Zea mays*) and herbicides. *Weed Sci.*, 32, 76-83.
 69. Schweizer, E. E. and R. L. Zimdahl (1984) Weed seed decline irrigated soil after rotation of crops and herbicides. *Weed Sci.*, 32, 84-89.
 70. Schweizer, E. E., D. W. Lybecker, and R. L. Zimdahl (1988) Systems approach to weed management in irrigated crops. *Weed Sci.*, 36, 840-845.
 71. Spears, B. M., S. T. Rose, and W. S. Belles (1980) Effect of canopy cover, seeding depth, and soil moisture on emergence of *Centaurea maculosa* and *C. diffusa*. *Weed Res.*, 20, 87-90.

72. Standifer, L. C. (1980) Technique for estimating weed seed populations in cultivated soil. *Weed Sci.*, 28, 134-138.
73. Staricka, J. A., P. M. Burford, R. Allmaras, and W. W. Nelson (1990) Tracing the vertical distribution of simulated shattered seeds as relation to tillage. *Agron. J.*, 82, 1131-1134.
74. Steinmaus, S. J., T. S. Prather, and J. S. Holt (2000) Estimation of base temperature for nine weed species. *J. of Exp. Bot.*, 51, 275-286.
75. Stoller, E. W. and L. M. Wax (1973) Periodicity of germination and emergence of some annual weeds. *Weed Sci.*, 21, 574-580.
76. Stoller, E. W. and L. M. Wax (1974) Dormancy changes and fate of some annual weed seeds in the soil. *Weed Sci.*, 22, 151-155.
77. 高林 実 (1984) 関東地方における畑雑草種子の動態に関する生態学的研究. 農研センター研報, 2, 75-123.
78. 高柳 繁・丸岡 詮・今堂国雄・桑原真人 (1975) 熊本県黒石原台地の草本植生. 雑草研究, 19, 30-35.
79. 高柳 繁・草薙得一 (1989) メヒシバの発生消長を気温と土壤水分とによって表現する動的モデルの策定. 雑草研究, 34, 253-260.
80. 高柳 繁・中谷敬子・草薙得一・松永順子・野口勝可 (1990) 浮選法による土壤中雑草種子分離回収装置の試作. 雑草研究, 35, 189-191.
81. Taylorson, R. B. (1986) Weed stress-induce germination of giant foxtail (*Setaria faberi*) seeds. *Weed Sci.*, 34, 871-875.
82. 佃 和明・草薙得一 (1985) 畑雑草種子の発芽および出芽に及ぼす土壤水分の影響. 雑草研究, 33 (別), 185-186.
83. 露崎 浩・中川恭二郎 (1987) メヒシバ種子の休眠覚醒, 発芽特性および死滅に及ぼす埋土位置の影響. 雑草研究, 32, 209-216.
84. Uchino, A., Itoh K., Wang G.-X., and Tachibana M. (2000) Sulfonyleurea resistant biotypes of *Lindernia* species in the Tohoku region and their response to several herbicides. 雑草研究, 45, 13-20.
85. 宇都宮 隆 (1964) 畑地雑草の生態に関する研究—雑草群落の構成種・生活環の連続について—. 雑草研究, 3, 101-111.
86. Vangessel, M. J., E. E. Schweizer, D. W. Lybecker, and P. Westra (1996) Integrated weed management systems for irrigated corn (*Zea mays*) production in Colorado—A case study. *Weed Sci.*, 44, 423-428.
87. Visser, J. H. and L. F. Wentzel (1980) Quantitative estimation of *Alectra* and *Striga* seed in soil. *Weed Res.*, 20, 77-81.
88. Vleeshouwers, L. M. and M. J. Kropff (2000) Modelling field emergence patterns in arable weeds. *New Phytol.*, 148, 445-457.
89. 渡辺 泰 (1978) 北海道における畑雑草に関する生理・生態的研究. 北農試報告, 123, 17-77.
90. 渡辺 泰・広川文彦 (1967) 十勝地方における主要畑雑草の生態的研究 第1報 季節的発生消長について. 北農試集報, 91, 31-40.
91. Watanabe, Y., T. Honma, K. Itoh, and M. Miyahara (1982) Paraquat resistance in *Erigeron philadelphicus* L. 雑草研究, 27, 49-54.
92. Wiese, A. F. and R. G. Davis (1967) Weed emergence from two soils at various moistures, temperatures, and depths. *Weeds*, 15, 118-121.
93. Wiese, A. M. and L. K. Binning (1987) Calculating the threshold temperature of development for weed. *Weed Sci.*, 35, 177-179.
94. Wiles J. and E. Schweizer (2002) Spatial dependence of weed seed banks and strategies for sampling. *Weed Sci.*, 50, 595-606.
95. Williams, J. and C. F. Shaykewich (1971) Influence of soil water matric potential and hydraulic conductivity on the germination of rape (*Brassica napus* L.). *J. of Exp. Bot.*, 22, 586-597.
96. Wilson, R. G., E. D. Kerr, and L. A. Nelson (1985) Potential for using weed seed content in the soil to predict future weed problems. *Weed Sci.*, 33, 171-175.
97. 山本泰由・大庭寅雄 (1976) 主要畑雑草の出芽, 生育と土壤水分の関係. 雑草研究, 21, 172-175.
98. 吉岡俊人・山末祐二・植木邦和 (1985) タイヌビエの不斉一発生に関する種子生態学的研究 1. 種子重及び登熟日の着粒位置による個体内

変異. 雑草研究, 30, 58-63.

99. Zanin G., A. Berti, and C. Zuin (1989) Estimation of the seedbank in cultivated and direct drilled systems. Weed Res., 29, 407-417.

Quantitatively Predicting Seedling Emergence in Summer Annual Upland Weeds in Kanto Region Kuroboku Soil

Shigeru Takayanagi*

Summary

Predicting weed seedling emergence is essential in integrated weed management. We developed ways to predict quantitative seedling emergence and simulation model for seasonal emergence patterns of several weed species.

We must be able to predict, reasonably accurately, species composition and seedling density from seed reserves in soil sampled just after cultivation. Theoretical calculations indicate it is necessary to collect 30 or 15 soil cores, each of 5.1 cm in diameter by 5 cm deep (100 ml) or 8 cm in diameter by 4 cm deep (200 ml), in each field. Weed seeds were separated from soil using a proprietary apparatus based on float-selection: it was operated 5 to 10 minutes per soil sample.

Based on the core size of soil samples, viable seed numbers and emergence depth of species, we derived the following formula to predict potential numbers of seedling emergence.

$$y = (1/P) (\sum A_i / (F/G)) (1 \pm U) x$$

where y is the annual potential number of emerged seedlings of a given weed species (plants m^{-2}) after cultivation, x is the viable seed numbers of a given weed species in a soil cores of $P m^2$ surface area and H cm depth, A_i is the average emergence of a species in the i th layer of soil divided into G cm layers from the soil surface, and U is the reliability range, i.e., usually 0.50.

In general, we gained good agreement between predictions by the above formula and observations in the annual potential number of emerged seedlings of 8 weed species.

Independently of the above methods, a model using air temperature and soil moisture was developed to simulate the seasonal emergence pattern of 6 weed species based on the following equations:

$$Y = 1 / (1 + k \cdot \exp(-\lambda \cdot \ln X))$$

$$X = \sum x_i$$

$$X = a (TM - T_0) \cdot b (WS - W_0)$$

$$\text{If } TM \geq 25 \text{ then } TM = 25,$$

$$\text{If } WS \geq 65 \text{ then } WS = 65,$$

$$\text{If } TM < T_0 \text{ or } WS < W_0 \text{ then } x = 0$$

where Y is the accumulated emergence ($0 < Y < 1$), X is the daily accumulated values of emergence equivalent (x), i is the i th day after cultivation, TM is the daily mean temperature ($^{\circ}C$), WS is the daily soil moisture content (water % / dry soil), and T_0 , W_0 , a , b , λ and k are parameters.

The value of parameters was determined by the Simplex Method based on data on field experiments in which 14 different cultivated dates were selected for 4 years.

Good fitness was gained between simulations and observations in seasonal emergence patterns of 6 weed species for different cultivated dates.

We combined these methods and the model to predict the quantitative emergence of a given weed species at an optional point in time after cultivation. Based on these, we will construct integrated weed management.