

畑雑草の発生予測モデルについて

農業研究センター耕地利用部 高柳 繁

ま え が き

本稿は、先に本誌（1987：第21巻第6号）に掲載した拙文、「畑雑草の発生予測」の続編に相当するものである。

前稿では、圃場における畑雑草の年間発生可能絶対量を、土中種子数から予測するための基礎情報提供を目的として、主に土中種子のサンプリング方法を中心に、

- a. 目標精度を満たす必要サンプル数の決定
- b. 土中種子の回収方法
- c. 回収種子の活力の判別法
- d. 土壌中での種子の垂直分布パターン

などについて述べた。しかしながら、発生予測法（予測モデル）そのものについては、紙枚の関係で概略しか触れることができなかった。そこで、今回は、実際に畑圃場で雑草がどのような時間的パターンで発生するのか、すなわち、耕起（播種）後の雑草の発消長を、事前にかつ定量的に予測するモデルの開発に焦点をしばり、その可能性を検討することにしたい。

1. 年間発生可能絶対量の予測

対象圃場に、耕起後のある日数経った時点（耕起後I日）で出芽する雑草数は、〔雑草の耕起後、年間総発生数〕×〔I日における相対出芽率（ただし年間総出芽数を1とする）〕で表すことができる。そこで、対象圃場に耕起後、

年間発生する可能性のある雑草の出芽絶対量を予測することが発生予測のスタート点となる。

この年間発生可能絶対量を、ここでは簡単のために初期値と呼ぶことにする（ただし、微分方程式でいう、数学的に厳密に定義づけられた「初期値」とは、多少、意味が異なる）。この初期値を推定するためには、土壌中の種子量と圃場発生量との関係を求めておく必要がある。土壌のサンプリングや種子の回収・活力判定の方法については、前稿で詳しく述べたので省略することにして、ここでは、回収された活力種子と圃場での耕起後、年間発生数との関係を整理しておこう。

これまで、土中活力種子数 x から圃場年間発生数 y を推定しようとする場合、ほとんどの研究では、一次回帰式 $\{y = ax + b\}$ （対数変換、角変換等を含む）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、再現性の面からみても「予測」式としては適当ではない。

そこでここでは、回収された活力種子数から、直接的に、圃場年間発生数を予測する方式を考えてみる。今、ある草種について、表面積 $P \text{ m}^2$ の採土コアによって回収された活力種子数を x 、面積 $T \text{ m}^2$ の対象圃場に年間発生すると期待される同草種の出芽総数を y とおくと、

$$y = (T/P) \cdot a \cdot x \cdots \cdots (1)$$

表1. 各草種の深さ別季節的出芽消長
(覆土深cm)

草 種 名	覆 土 深	出 芽 率 (%)								2~ 9月
		2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	
メ ヒ シ バ	0	0	0	1	32	16	2	t	0	51
	1	0	0	15	24	8	1	1	0	49
	3	0	0	0	10	12	2	1	0	25
	5	0	0	0	0	1	0	0	0	1
ヒメイヌビエ	0	0	0	2	13	30	8	t	0	52
	1	0	t	40	19	5	0	0	0	65
	3	0	0	14	26	7	2	0	0	49
	5	0	0	2	4	13	5	1	0	24
	10	0	0	0	t	0	0	0	0	t
シ ロ ザ	0	15	6	10	14	3	2	t	0	50
	1	12	11	4	0	0	0	0	0	26
	3	0	1	0	1	t	0	0	0	2

注1) t: 出芽率0.5%以下.

2) 出芽が全くみられなかった覆土深の数値は省略した.

(高林1984より抜粋)

ここで、aはコア中の活力種子のうち、実際に圃場で出芽する種子の割合である。aの値は、草種によって異なるであろうし、また理論的にも実験的にも直接的に求めることは難しい。そこで、各草種について、発生が最も盛んな土壌層（通常は表層0~2cmといわれる）の厚さAが得られていれば、aは近似的に、

$$a = A / D \cdots \cdots (2)$$

ここで、Dはコアの深さである。この場合には、当然、サンプリングは表層0~Dcmの土壌について行われること、さらに0~Dcmの層では、活力種子は均一に分布しているという仮定が前提となる。

実際の土中活力種子と圃場発生数との関係を見るために、前年度の雑草発生量（種子落下まで放任した）と秋耕処理をいろいろに変えた9枚の圃場を用意し、これを均等分して、4、5、6、7月の各下旬にロータリー耕（耕深約15cm）を行い、合計36の区画を設けた。そして、

1区画につき0.09 m²（30×30cm）の調査枠を2カ所設置し、耕起日から雑草の発生が完全に終了する9月末日まで、4日ごとに草種別出芽数をカウントした。土壌の採取には、直径5cm・深さ5cm（容積約100ml）と直径16cm・深さ5cm（容積約1,000ml）の2種類の円筒金属コアを、1区画当たり前者は4点宛、後者は1点宛使用し、サンプリングは各耕起日直後に実施した。上記の2種のサンプリングコア中から回収された活力種子数x（ピンセットの先で軽く押し潰れない種子を活力種子とした）から期待される0.09 m²当たりの圃場発生数yは、(1)、(2)式から、

直径5cmコアの場合は； $y = 9x \cdot A \cdots (3)$ 直径16cmコアの場合は； $y = 0.9x \cdot A \cdots (4)$

すなわち、いずれも原点を通る直線となる。

さて、ここでAの値は未知である。そこで便宜的に、実測値Yと(3)、(4)式から期待されるyとの残差の平方和が最小となるようなAの値を、各草種について、シンプレックス法（この方法については、後述する）で求めてみた。その結果、試験データを満足するAの値は、メヒシバでは1.5cm、ヒメイヌビエでは1.2cm、シロザでは0.4cmであった。

図1は本試験で得られたコア当たりの活力種子数と圃場発生数との関係である。活力種子数と発生数とは、いずれの草種でも0.1%水準の高い相関を示したが、図に見る通り全体にばらついている。図1において実線は(3)、(4)式のAに、先のシンプレックス法で得た値を代入したもので、実測値はこの期待値（直線）の周辺に均等に分布している。しかし、実測値の分布の幅、つまり期待値からのバラツキは、3草種ともかなり大きいため、(3)、(4)式をそのまま圃場発生数の予測式とするには、まだ問題

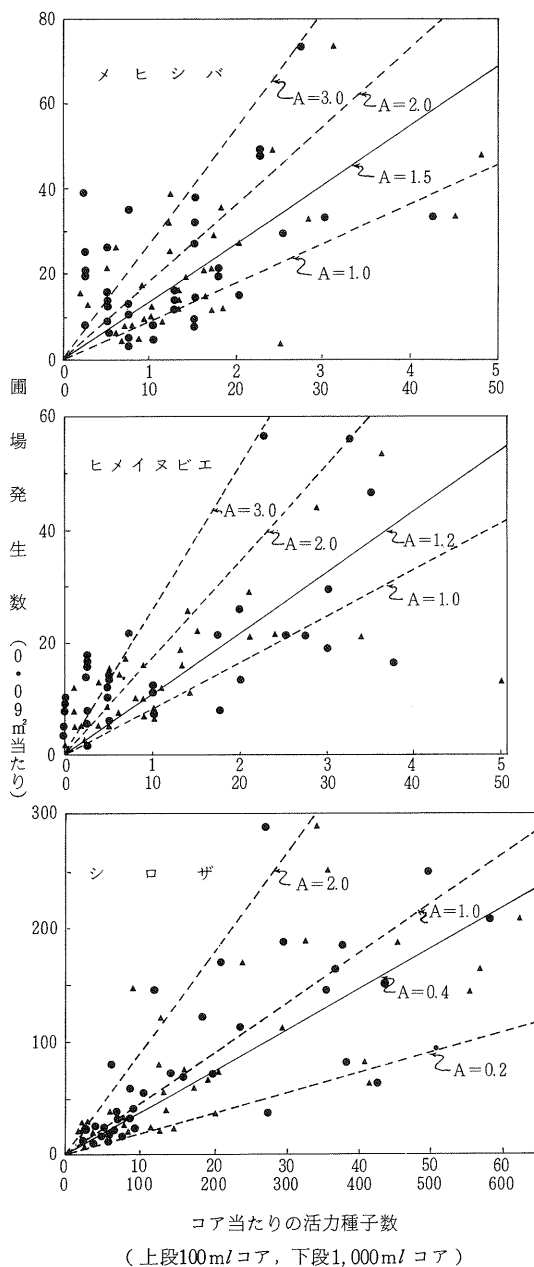


図1. コア中の活力種子数と圃場発生数との関係
(1989: 農研センター畑雑草研)

が残る。

ここで、(2)式に戻ってパラメータAの意味をもう一度考えてみよう。同式では土壌表層0~A cmに含まれる活力種子(と判定された種子)は全て出芽し、それより下層からは全く

出芽しないと仮定している。ところが実際には、種子の生理的条件すなわち休眠覚醒段階や発芽・出芽力の強弱などは、同一種子集団の中でも極めて変異が大きいと考えられるし、個々の種子を取り巻く土壌中の微細環境の違いも出芽に大きく影響しよう。しかしながら、現在の研究の段階では、このような土壌中での個々の種子の生理状態や環境条件を定量的かつ簡便に明らかにすることは、ほとんど不可能に近い。したがって、パラメータAの値を正確に求めることを期待するのは、現段階では、まず無理であろう。

そこで、(1)、(2)式の考え方はそのまま生かしておくが、予測値(期待値 y)を1つに限定せずに、ある程度の幅を持たせる方式を試みた。すなわち、図1において点線で示したように、(3)、(4)式のAの値にメヒシバとヒメイヌビエでは1, 2, 3, シロザでは0.2, 1, 2を代入して複数の期待値 y を求めた。結果は同図で明らかな通り、メヒシバとヒメイヌビエではA=1とA=3の点線、シロザではA=0.2とA=2の点線の幅の中に大部分の実測値が含まれるようになった。言い換えれば、(3)、(4)式においてAの値をメヒシバとヒメイヌビエでは 2 ± 1 、シロザでは 1.1 ± 0.9 とおけば、先に述べた「幅を持った予測」が行われることになる。この方式によれば、例えば、直径5 cm・深さ5 cmのコアで採取した土壌の中に、1個の活力種子が含まれていた場合、0.09 m²当たりの圃場発生本数は、メヒシバとヒメイヌビエでは 18 ± 9 本、シロザでは 9.9 ± 8.1 本と予測される。

上記の方法は無論、統計的に導いたものではないが、仮に、ここで試みた「予測値」の、「土」の前の数を平均値、後の数を誤差と考えると、平均値に対する誤差の割合は、メヒシバ

とヒメイヌビエで50%, シロザで82%となり、この値はかなり大きく感じられるかもしれない。また、これらの誤差の割合は、土壌のサンプリング法や回収種子の活力(=出芽可能能力)の診断法等の改良によって、ある程度まで小さくはなるだろう。

しかしながら、圃場における発生ムラ、土壌中種子の水平・垂直分布ムラ、種子の生理的バラツキ、個々の種子に対する微細環境の差異などを考えると、誤差をこれ以上、大幅に縮めることに関しては、それほど期待できるとも思えない。そこで、ここではとりあえず、圃場発生数の予測値に±50%の幅を持たせることを提案したい。

以上をまとめると次のようになる。まず(2)式は、

$$a = (A \pm 0.5 A) / D \cdots \cdots (5)$$
と書換えられ、これを(1)式に代入すると、

$$y = T / (P \cdot D) \cdot x \cdot (A \pm 0.5 A) \cdots (6)$$
ここで、 y は広さ $T \text{ m}^2$ の圃場に、耕起後、発生することが予測される、ある草種の年間出芽本数； x は表面積 $P \text{ m}^2$ ・深さ $D \text{ cm}$ のコアで耕起直後に採取した土壌中に含まれる同草種の活力種子数； A は雑草の発生が最も盛んな土層の厚さ(cm)である。

A の値は、対象とする個々の草種について実験的に求めておくことが望ましいが、既往のデータ(例えば高林1984:農研センター研報2)があれば、これを参考にすることができる。高林の試験結果の一部を表1に示した。表1からメヒシバでは、その発生深度が概ね0~3 cmと想定されるので、 A の値はその中間をとって1.5 (cm)、同様にヒメイヌビエでは $A=2.5$ 、シロザでは $A=0.5$ と推定できよう。因みに、このようにして推定した A の値と、図1におい

てシンプレックス法で推定した A の値とは、ヒメイヌビエでやや大きく推定されたほかは、非常に良く一致した。

(6)式を用いて 1 m^2 ($T=1$) 当たりのメヒシバの耕起後、年間出芽総数の模擬的な予測を行ってみよう。今、直径5 cm・深さ5 cm ($P=0.002$; $D=5$) の円筒コアで耕起直後に n 点の採土を行い、平均1個 ($x=1$) の活力種子が得られたとする。 A の値は既にみてきたように1.5が妥当と考える。そして、これらの値を(6)式に代入すると、年間出芽数 y は 150 ± 75 (本)と予測されることになる。

さて、ここで土壌のサンプリング点数 n はどれぐらいにするのが適当であろうか。統計的根拠に基づくサンプリング理論では、目標精度を満たす必要最少サンプル数は、土中活力種子集団の分布密度(変動係数)によって決定される。このことは前稿において詳しく述べた。そこで、本稿では少し異なった観点から、必要最少サンプル数について考えてみよう。

実際の畑圃場を考えた場合、ほとんどの雑草で、その発生が 1 m^2 当たり 10 ± 5 本程度以上のときに問題となるのであって、これ未満のときには無視しうるものと思われる。そこで、(6)式の y に 10 ± 5 を入れ、 T 、 P 、 D 、 A には、前記のメヒシバ発生模擬予測を行った際の値をそのまま用いて、 x の値を逆に求めてみると、 $x=1/15$ となる。すなわち、対象畑雑草の発生が 1 m^2 当たり 10 ± 5 本と期待される圃場で、直径5 cm・深さ5 cmの円筒コアを用いて1回のサンプリングを行った場合、対象雑草の活力種子を1個得る確率は、 $1/15$ である。言い換えると、同コアで15回のサンプリングをすれば、その内の1回のみは1個の活力種子が得られるが、残る14のサンプル中の活力種子数はゼロと

ということになる。したがって、必要最少サンプル数は、この場合 15 である。図 1 において、100 ml コア中の活力種子数が 1 より小さい範囲では、圃場発生数の予測値(幅をもたせたもの)と実測値とがうまく符合していないケースが目立つが、これはおそらく、サンプル点数の不足によるものと考えられる。ここで提起した方法によれば、採土コアの表面積、すなわち (6) 式の P が 10 倍になれば、必要最少サンプル数は、 $1/10$ で良いことになる。例えば図 1 の試験で用いた直径 16 cm・深さ 5 cm のコアの場合の必要最少サンプル数は 2 である。

しかし、上記の計算方法では、種子の土中の分布のバラツキを全く考慮していない。これに対して「前稿」で紹介した方法は、統計的根拠に基づき、土中種子の分布密度を考慮して、必要サンプル数を決定しようとするものである。例えば目標精度を 0.2 (真の平均値を 20% 以内の誤差で推定する) と置いた場合、メヒシバの土中種子のバラツキが変動係数で 45% であったとすると、必要最少サンプル数は 6 と決定される(前稿参照)。ただし、この際、必要サンプル数の決定はコアの大小に関係なく行われる。また、本方法の欠点は、対象圃場の土中種子の分布密度に関する情報は、ふつう未知であるため、どのぐ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、前もって知ることができないことである。

以上、二つの必要最少サンプル数の決定方法を組み合わせて、できるだけ簡便で、かつ理論的根拠を持つ、必要サンプル数の新しい決定方法を何とか導けないものだろうか？ そこで、全くの試案であるが、次のような方法を考えてみた。簡単のために、以下では、(6) 式から導いた方法を「方法 1」、前稿で紹介した方法

を「方法 2」、必要最少サンプル数を「 n 」と呼ぶこととする。

実際の圃場での土中種子の分布密度を調べたところ、変動係数は、メヒシバ、ヒメイヌビエ、シロザ、イヌホウズキでそれぞれ、45, 44, 50, 61% であった(高柳ら 1987: 雑草研究 32 (別))。この試験圃場では、調査前年に雑草を育成して大量の種子を落下させ、その後、さらに表土を約 3 cm 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っている。したがって、通常の圃場に比べて同試験圃場の土中種子の分布密度のバラツキは、かなり小さかったと推定される。そこで、通常の畑圃場における土中種子分布密度の変動係数を、ここでは一応、大きめに見積って、70% としておく。すると、「方法 2」から、目標推定精度を 0.2 としたときの「 n 」は 13 である。一方、「方法 1」ではコアのサイズや A の値が違っていると「 n 」も違ってくる。つまり、コアが小さいほど、また、 A が大きいほど「 n 」は大きくなる。この場合、コアの大きさは自由になるが、 A は先程らい述べてきたように、草種によって固有の値である。そのため、対象草種を特定しないでサンプリングを行うのなら、 A の値は、やはり大きめに見積って、2.5 (cm) 程度とするのが妥当と考えられる。(6) 式で A を 2.5, D を 5 とおいて「方法 1」の方式で「 n 」を求めると、 $n = 1/20 P$ となる。

以上より、「方法 1」と「方法 2」を両立させるには、 $n = 1/20 P = 13$ とおけばよい。したがって、 $P = 0.0038 (\text{m}^2)$ 。すなわち、表面積 38 cm^2 (直径約 7 cm)・深さ 5 cm の円筒コア(容積約 190 ml)を使用して、13 点のサンプリングを行えば、必要最少サンプル数は満たされると結論される。ただし、この場合、コア

を大きくしても「 n 」は小さくならないが、コアが小さいと「 n 」は大きくしなければならぬ。例えば、直径 5 cm・深さ 5 cmのコアを用いると、 $A = 2.5$ のときの「 n 」は「方法 1」より 25 である。

さて、ここで当然問題となるのは、対象圃場の面積の点で、1 m²でも、1 aでも、1 haでも「 n 」は同じか？ という疑問であろう。結論から先に言えば、答はイエスである。なぜならば、サンプリングの対象になる土中種子集団は、対象圃場が極端に狭くない限り、無限母集団に属するとみなされ、「 n 」と圃場面積とは無関係となるからである。ただ、常識的に考えて、対象面積が広くなれば、それだけ土中種子集団の分布密度の変動係数は大きくなると想定される。また広い圃場では、一筆の圃場内でも異なる作付体系が行われたり、耕起法や雑草防除法などの圃場管理方式が場所によって異なる可能性が高くなる。したがって、このような圃場における土中種子は、全て同一母集団に属しているわけではなく、一筆の圃場に複数の土中種子母集団が存在すると解釈する必要があるだろう。今のところ、この点に関する良い解決方法は、まだ見当たらないので、当面の策としては、対象圃場内において、前年の雑草発生量、作付体系、耕起法、雑草防除法など、土中雑草種子密度に大きく変動をおよぼす要因・作業操作があった箇所はそれぞれ別に区画して、各区画ごとに「 n 」を適用するしかないであろう。しかし、これでは、現実問題として非常に煩雑である。そこで経験的にはなるが、サンプリング労力面などを考えて、10 a以上の圃場を対象にする場合には、圃場を 5～10等分に区画し、それぞれの区画について「 n 」回のサンプリングを実施すれば良いと考える。

以上、少々長くなったが、土中活力種子から圃場発生数を予測する方法と、そのために必要とする最少限度の土壌サンプル点数について、かなりの私見を交えながら考察してきた。読者のご批判を乞う次第である。

2. 畑雑草の発生活長パターン

任意の時期に耕起・播種したとき、特定の雑草がいつ発生を始め、そのピークはいつ頃になり、そして、いつまで発生が続くのかといった、いわゆる発生活長に関する情報は、前項で述べた発生絶対量の情報とともに、雑草防除計画を立てるうえで、必要不可欠な情報である。このため、主要雑草の発生活長に関する観察的調査は古くから行われてきた。しかし、畑地においては、最近とくに、野菜を含めた多様な作目が、様々な時期に栽培されるようになったので、過去の事例的な発生活長情報では満足できない状況を迎えている。そこで、事例的ではなく、より普遍性の高い発生活長情報、すなわち、発生活長予測モデルの策定が急がれるところである。

数学モデルとは呼べないまでも、畑雑草の発生活長を環境要因と関係づけて整理し、普遍性の高い情報を提供することに成功した研究例も多数ある。その幾つかについて紹介する。

雑草の出芽に最も大きな影響をおよぼす環境要因は温度である。岩田ら（1983：九農試報告 23）は、熊本県においてメヒシバほか 4 種の畑雑草を 4 月～6 月にかけて 1 カ月ごとに播種した場合と、自然発生の場合とについて、その発生経過を調べ、それら雑草の累積出芽率の経時変化パターンをⅠ型（飽和型）、Ⅱ型（直線型）、Ⅲ型（S 字型）の 3 つに分類した。そして、例えばメヒシバでは、自然発生と早期播種は概ねⅢ型で、播種期が遅れるに従ってⅠ型に移って

いくと述べ、その発生パターンの変化の原因を発生（播種）期の気温と雑草の出芽適温との関係で考察している。また、渡辺（1978：北農試報告 123）は北海道において、オオイヌタデ、シロザ、ヒメイヌビエの発生消長と地温との関係を調べ、これら草種の発生パターンが表層地温の日変化の季節的分布と土中種子の生理的狀態によって特徴づけられることを、室内における種々の発芽試験と対比させて、明らかにした。

畑雑草の出芽を左右する、温度と並ぶもう一つの大きな要因は、土壤水分である。圃場における雑草の発生経過を土壤水分の経時変化との関係で調べた研究は、ほとんど見当たらないが、ポットあるいはこれに準じた条件で、土壤水分段階をいろいろに変えて、畑雑草の出芽経過を調査した研究は多い（例えば岩田ら1974：雑草研究 17，野口ら1979：雑草研究 24，佃ら1985：雑草研究 30（別），山本ら1976：雑草研究 21）。

このほか、多少、定量性に欠けるきらいはあるが、畑雑草の出芽パターンを耕起時期および降雨量との関係で論じた研究が、幾つか報告されている（例えばROBERTSら1980：Weed Res. 20）。

これらの研究は、ただちに畑雑草の発生予測に結びつくものではない。しかし、発生予測モデルを策定しようとするとき、とくにモデルの構造やパラメータ値を決定する際には、これらの研究は極めて重要な参考資料となる。また、策定したモデルも、多くの場合、これらの研究があって初めて、その妥当性が検証されるのである。

3. 畑雑草の発生の不斉一性

畑雑草の発生は一般に不斉一で、このことが

計画的防除を妨げている最大の要因の一つとされている。逆に雑草にとってみれば、この特性は、種保存のための、一種の適応戦略ともいえる。農研センター圃場の裸地で、主要畑雑草の自然発生経過を4日ごとに追ったところ、シロザは3月上旬頃から8月中旬頃まで、メヒシバ、ヒメイヌビエは4月上旬頃から9月中旬頃まで、それぞれに発生のピークはあるものの、いずれもダラダラと発生が続くのが観察された。つまり、各草種とも発生始期から発生終期まで、150日以上も要している。これは、作物では、とうてい考えられない特性である。

雑草の発生に不斉一性が生ずる原因として、だいたい次のようなことが考えられている。第一は、土中種子集団の生理的なバラツキである。精密な条件で育成した株の同一の穂の種子でも、着生位置によって発芽性に差異のあることがタイヌビエで報告されており（吉岡ら1985：雑草研究30），このような現象は、他草種においても当然、考えられうる。まして、土中種子にあっては、同一草種でも、親株が異なりかつ登熟の年次や時期を異にする種子が混じり合って集団を形成しているため、個々の種子の大きさ、後熟程度、休眠覚醒段階、活力等の集団内でのバラツキの極めて大きいことは、想像に難くない。また、最近とくに注目されている、種内変異の存在によって、土中種子集団内に遺伝的に発芽・出芽性の異なる種子が混在している可能性も否定できない。不斉一発生の第二の原因は、個々の土中種子を取り巻く微細環境の相違である。種子は、温度、水、光、各種ガスなどの環境条件が満されて、初めて、発芽・出芽に達する。雑草種子は、一般に、作物種子に比べて著しく小さいので、種子の埋設位置の極くわずかな相違でも、発芽・出芽におよぼす環境は大き

く異なり、その結果、発生の不斉一性がもたらされると考えられる。そして、第一と第二の要因が組み合わされて、雑草の発生様相を、一層複雑なものにしている。

4. 発消長パターンのモデル化

日本雑草学会編集の「雑草学用語集」によれば「発消長」の英訳は“seasonal variation in emergence”で、直訳すると“出芽における季節的变化”となる。土中種子集団が出芽に関して全く均質であれば、このような「季節的变化」など起こりえない。つまり、前項で述べた発生の不斉一性こそが、雑草学において、「発消長」という言葉を、最も重要な用語の一つとならしめているのである。したがって、発消長のパターンをモデル化するに当たっては、この、土中種子集団の発芽・出芽に関するバラツキをいかに処理するかということが、最大の課題となる。

ところで、ふつう、雑草の発芽・出芽に対する各種要因（温度、水分、土質など）の効果を判定しようとするとき、雑草種子は極力均質なものを材料としながらも、結論的には、発芽・出芽「率」をもって、要因の効果の定量化を図っている。このことは、担当研究者が意識する、しないにかかわらず、材料とした種子集団の発芽・出芽性が全く均質のものではなく、何らかのバラツキをもっていることを、前提としているにほかならない。発芽・出芽のように「するか、しないか」どちらしかないという場合の離散量の分布（バラツキ具合）は、通常、二項分布で表される。ただし、標本の数が多いときには、正規分布とみなして取り扱っても良いことになっている。

生物検定などでよく用いられるプロビット法

は、以上のような集団内の個体変異の概念を統計的に巧みに取り入れた検定法である。筆者らは、プロビット法を用い、数種畑雑草について、その耕起後の発消長のパターン（累積出芽率）を、有効積算温度を函数として用いて、表現しようと試みた（1988：雑草研究 33（別））。この結果を示す前に、河野（1951：防虫科学 16）を引用して、プロビット法の 2 つの根本的な仮定について、述べておく。ここで、河野は、ある殺虫剤を対象に、その薬量をいろいろに変えて、ある種の昆虫がそれぞれどんな割合で死亡するかを調べる場合を前提として、プロビット法の解説を行っている。すなわち、

- (1) 供試昆虫の属する母集団を考えると、ある特定の有毒物質に対する個体の感受性——または抵抗性——はその毒物の量のある函数に対して正規分布をしている。
- (2) この分布曲線の横軸をきめる函数は対数である。これを言いかえるならば毒物の刺激効果は薬量の増加にしたがって対数的増加をしめすということである。

上の文章において、供試昆虫を土中対象種子、毒物を温度、薬量を有効積算温度と読み換えて行ったのが、筆者らの研究である。つまり、土中種子集団の出芽反応は、有効積算温度にたいして対数正規分布するという仮定に立っている。実際の計算過程は省略させてもらって、結果の一部のみを紹介する。図 2 は、4、5、6、7 月の各上旬にロータリ耕した場合における各耕起後に予測されるメヒシバの累積出芽率（最終総出芽数を 100 とする）の経時曲線を、耕起後の有効積算温度（日平均気温 - 10℃）を函数として、プロビット法を用いて導いたもので、実測値との対比で示してある。プロビット法による期待値と実測値とは、必ずしも満足には一致

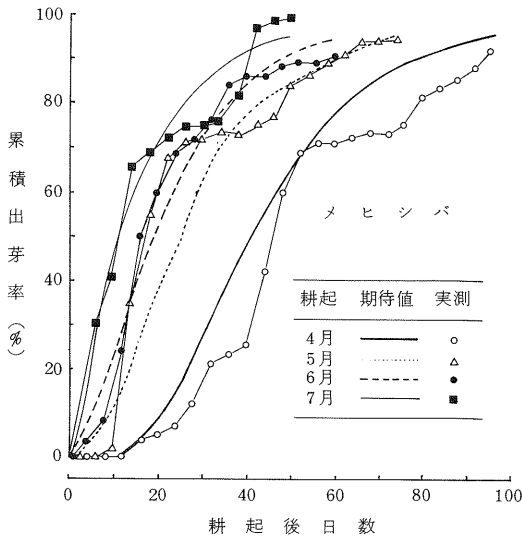


図2. 有効積算温度を函数として導いたメヒシバの耕起時期別発生消長パターン（プロビット分析による）

していないが、メヒシバの発生消長の時期別パターン（岩田ら：前掲）については、かなり良くシミュレートがなされていると考えられる。

プロビット法は、発生消長モデルを策定する際、これまで、さんざん悩まされてきた、土中種子の出芽の不斉一性の問題を、先の河野の解説でみた2つの仮定によって、見事に解決してくれる方法のように思われる。つまり、土中種子集団の大きなバラツキをもった出芽反応（出芽率）が、出芽を左右する要因（これを仮に出芽当量と呼ぶことにする）の対数に正規分布するという仮説を設けることで、出芽の不斉一性の原因となる諸要素を、ブラックボックスの中に、ひとまとめにして仕舞えるからである。

発生消長モデルの策定をプロビット法のみで解決することには、しかしながら、いくつかの問題点がある。第一点は、プロビット法を用いた場合、出芽当量が複数の要因（例えば温度と水）から成っていると、計算が極めてやっかいになるということ、第二点目には、出芽当量の

対数にたいして、出芽反応が必ずしも「きれいな」正規分布をするとは、限らないということである。筆者らは、そこで、プロビット法の概念を生かしつつ、かつ同法のもつ問題点を補った、新たな発生消長モデルを開発した（1989：雑草研究34（別））。このモデルでは、耕起後の毎日の平均気温と土壤水分（含水比）を与えると、メヒシバの発生消長がシミュレートできるようになっている。試験の結果、本モデルは、圃場における3年間、合計10耕起時期の、耕起後のメヒシバの発生消長の実際を良好にシミュレートするものであることがわかった。つまり、本モデルはメヒシバの発生消長予測モデルとして使用可能であると考えられた。すなわち、任意の時期に耕起（播種）し、それ以後予想される毎日の平均気温と土壤水分（とりえずこれらの値には平年値を用いる）をこのモデルに与えれば、耕起後毎日のメヒシバの出芽率を予測することができる。なお、本モデルは、メヒシバばかりでなく、パラメータの値を変更すれば、他の草種にも適用可能である。

5. むすびにかえて

以上、畑雑草の発生の絶対量とその時間的パターンの両面に関する予測法（モデル）について、筆者の最近の研究を中心に述べてきた。ところで、一般に、予測モデルという以上は、「当たる」ことが先決条件であり、したがって、理論的にどんなに優れたモデルでも「当たらない」ものは全く無意味で、逆に理論的にはやや弱い面があっても、良く「当たる」モデルであれば、利用価値は高いと理解されてきたように思われる。はたして、このような解釈は正しいのだろうか？

この疑問を解く鍵は「当たる」という概念に

在りそうである。川方ら（1987：昭和62年度日本農業気象学会全国大会講演要旨）は、水稻の幼穂形成期の予測に当たり、気温と日長を函数とする3種類の異なる式を提案し、それぞれの式から導いた予測値（計算値）と実測値とは、いずれの式の場合も良く一致したことを報告している。つまり、モデル式が異なっている、全て「当たった」ことになる。さて、同研究では、モデルの式のパラメータ値を準ニュートン法で求めている。同様な方法にシンプレックス法がある。これらの方法は、予め実測データに対する、当てはめ（予測）用の函数形を定めておき、その函数に最適なパラメータ値を与えるためのもので、計算方式は、パラメータにいろいろな値を代入して、目的値（例えば幼穂形成期）を何度もシミュレートし、実測のデータとの間の残差が最小となったときのパラメータ値を、最適値とするものである。したがって、予め定めた函数形がよほど間違っていない限り、モデルによる予測値と実測データ（パラメータを求めるのに用いた）とは、良く一致することになる。つまり、最近のテクニックを駆使すれば、限られたデータに対しては、幾らでも「当たる」モデルが作り出せるのである。

このため、予測モデルが「当たる」、「当たらない」という話は、振出しに戻ってしまう。理想的には、モデル作りに用いた以外の複数の実測データ（できるだけ他人のデータ）に、モデルを当てはめてみれば、モデルの良否は客観的に判断されよう。ところが、そのような都合の良いデータは滅多にない。例えば、畑雑草の発消長を例にとっても、3～4日間隔で発生始から発生が完全に終了するまで定量的に追ったデータの入手などは、したくとも、まず無理である。話が前後するようだが、モデル作りの成

功の可否は、いかに上手にデータを収集するか懸かっているといっても過言ではない。モデル作りには、コンピュータが一台あれば充分と思ったら、大違いで、ほとんどの労力はデータの収集（本稿で紹介した筆者の例では、3年間の圃場試験）に費やされる。これは、自分の頭に描いているモデルを作ろうとする場合、モデルが必要とするデータは、既往の試験からでは、大概の場合ほとんど得られないため、結局、自分で実験をしてデータを収集しなければならないからである。

そこで結論になるが、筆者は、現在、予測モデルの妥当性の判断基準を次のように考えている。第一に、モデルの構造（式）が理論的に納得のいくものであること。これは、先程述べたように、仮に理論的にはメチャクチャであっても、特定のデータに対してならば、幾らでも「当たる」モデルを作ることが、可能だからである。二点目は、モデルのパラメータの値についてで、この値は、ふつう、実験データから求められるので、実験に不備があれば、当然、パラメータ値も信頼度が薄くなる。また、パラメータ値が一般性を持っているかどうかは、パラメータ値を求めた実験における要因（例えば温度、土壌水分など）の水準の幅、年次、地域も含めた反復の有無などから判断されよう。勿論、他の研究者の実験データにモデルを当てはめて、適合度を調べるのが最も望ましいが、既に述べたように、現在の雑草研究の状況では、モデルを当てはめるべきデータそのものが、おいそれとは見当たらない。

したがって、現段階における雑草発生予測モデルの妥当性が、「当たる」、「当たらない」のみをもって判断されることは、極めて問題点が多く、かえって、モデルに対して誤った評価が下される危険性すらありうると、筆者は経験上、考えている。