

北海道における

タマネギ軟腐病の発生と気象要因との関係

田中 民夫*

1975年から1982年までの空知、網走および十勝管内におけるタマネギ軟腐病の発生変動は、3つの気象要因を説明変数とした重回帰式により、よく説明できる。これらの気象要因は①7月下旬の旬平均降水量 (mm/日) X_1 , ②6月下旬の旬平均降水量 (mm/日) X_5 , ③7月上・中旬の日照時数 (hrs/10日) X_{11} である。これらの気象要因を説明変数とした発度程度 Y の重回帰式, すなわち $Y=0.69508X_1+0.74434X_5-0.08524X_{11}+4.47842$ を得た。重相関係数は0.917 ($P<0.01$) であった。

I. はじめに

北海道において、タマネギ軟腐病は年により多発し、問題となることがある。たとえば、1960年代前半までには、1955年、1959年および1961年の各年に多発またはそれに次ぐ発生がみられている³⁾。その後、1975年および1981年にも本病が多発したことは記憶に新しいところである。

タマネギ軟腐病と気象条件との関係は、まだ明らかにされていないが、他の野菜軟腐病と同様、一般に温・湿度などの環境条件がその発生に大きく影響するものと考えられる。本病は上記のように毎年多発する病害ではないので、効率的な防除を行なう上からも、本病の発生に大きく影響を与える気象条件を明らかにする必要がある。

筆者は1975年から1982年までの8年間にわたる軟腐病の発生と気象要因との関係を検討したので、その結果を報告する。

II. 軟腐病発生程度および気象要因の表示法

1. 軟腐病発生程度

空知、網走および十勝管内におけるタマネギ軟腐病の発生程度を北海道立中央農業試験場編農作物病害虫発生現況調査集計表⁴⁾から求めた。発生程度は積算発生程度として、次式により算出した。

積算発生程度

$$= \sum \left(\frac{\text{当該発生程度別面積}^*}{\text{作付面積}^*} \times \text{当該発生程度}^{**} \right)$$

* 各管内の合計値

** 0 (無), 5 (少), 15 (中), 30 (多) および100 (甚)

2. 気象要因

気象要因として積算最高気温、積算最低気温、降水日数割合、降水量 (mm/日) および日照時数をとりあげた。これらの各気象要因について、旬ごと (6月中旬~8月上旬) および2旬ごと (6月中・下旬, 6月下旬・7月上旬, 7月上・中旬, 7月中・下旬および7月下旬・8月上旬) の観測値を1975年から1982年まで「北海道の気象」(日本気象協会北海道本部編) および「道立北見農業試験場気象観測表」から求めた。降水日数割合は旬または2旬の日数に対する降水日数(日降水量0.1 mm以上)の割合から算出した。2旬ごとの積算最高、最低気温および日照時数は、旬ごとの値を合計し、その平均値として表示した。空知、網走および十勝管内から表1に示した観測地点を選び、これらの地点における観測値を合計し、その平均値を各管内の気象要因の代表値とした。

III. 軟腐病発生に関係する気象要因の検索

空知、網走および十勝管内におけるタマネギ軟腐病発生の年次変化を表2に示した。1975年から1982年までの3地域における軟腐病発生程度を比

1983年9月1日受理

*北海道立北見農業試験場, 099-14常呂郡訓子府町

表1 気象観測地点

	観測地点
空知管内	岩見沢, 滝川, 美唄, 長沼
網走管内	湧別, 常呂, 北見, 津別, 訓子府
十勝管内	芽室, 帯広, 池田

表2 タマネギ軟腐病発生の年次変化

年次	発病程度			平均
	空知	網走	十勝	
1975*	4.3	5.3	15.2	8.3
1976	0.8	2.4	1.0	1.4
1977	0.6	0.2	0.5	0.4
1978	1.8	0.7	5.0	2.5
1979	0.8	2.5	4.4	2.6
1980	0.5	0.3	3.7	1.5
1981*	2.1	2.6	6.7	3.8
1982	1.4	1.0	—	1.2

*多発年

表3 地域間の軟腐病発生程度の相関

	空知	網走	十勝
空知		0.802*	0.951***
網走			0.811*
十勝			

数字は相関係数, *, 5%水準で有意, ***, 0.1%水準で有意

表4 タマネギ軟腐病発生程度と気象要因との相関

気象要因	記号	相関係数
7月下旬の旬平均降水量	X ₁	0.702***
7月中・下旬の旬平均降水量	X ₂	0.645***
6月下旬・7月上旬の日照時数	X ₃	-0.613**
6月下旬の日照時数	X ₄	-0.567**
6月下旬の旬平均降水量	X ₅	0.561**
6月中・下旬の旬平均降水量	X ₆	0.565**
6月下旬・7月上旬の旬平均降水量	X ₇	0.535**
7月中・下旬の日照時数	X ₈	-0.529*
7月下旬の日照時数	X ₉	-0.522*
6月下旬の降水日数割合	X ₁₀	0.506*
7月上・中旬の日照時数	X ₁₁	-0.471*
7月上・中旬の旬平均降水量	X ₁₂	0.458*
7月下旬の降水日数割合	X ₁₃	0.443*
6月下旬・7月上旬の降水日数割合	X ₁₄	0.439*
7月中・下旬の降水日数割合	X ₁₅	0.433*
6月中・下旬の日照時数	X ₁₆	-0.422*

*, **, ***: それぞれ 5, 1 および 0.1%水準で有意

較してみると、地域間にかなり強い相関が認められた(表3)。とくに、空知と十勝管内の間には、極めて強い相関を認めた。このように、3地域におけるタマネギ軟腐病の発生には、かなり強い関連がある。

広い地域において、このような地域間の関連性を生ずる主な原因は気象条件に由来するものと推定されたので、空知、網走および十勝管内における8年間の軟腐病発生程度の値を併合し、軟腐病発生と気象要因との関連を検討した。その結果、軟腐病発生と有意な相関を認めた気象要因を表4に示した。旬および2旬別の気象要因55のうち、16に有意な相関を認めた。降水日数割合および旬平均降水量と軟腐病発生程度との間には、正相関があるのに対し、日照時数との間には負相関があった。一方、積算最高、最低気温と軟腐病発生程度との間には、いずれも有意な相関を認めなかった。

表4に示した気象要因は個々に軟腐病発生になんらかの影響を与えると考えられる。しかし、自然界において、これらの気象要因は相互に複雑にからみ合い軟腐病発生に影響をおよぼすものと思われる。そこで、複数の気象要因と軟腐病発生との関係をつぎに検討した。

IV. 複数の気象要因と軟腐病発生との関係

表4に示した気象要因から2つの要因をそれぞれ選び、これらを説明変数として、気象要因と軟腐病発生との関連を重回帰分析により検討した。その結果、軟腐病の発生変動をよく説明できる4つの重回帰式を得た(重相関係数>0.8)。さらに、説明変数の数を5まで順にふやした場合、最大の重相関係数を与える要因の組合せを変数の数ごとに表5に示した。説明変数の数をふやすと重相関係数の値は増大するが、変数の数を5にすると自由度調整済み重相関係数の値は減少するので、説明変数の数を5にする必要はない²⁾。また、4つの説明変数を含む2つの重回帰式において、偏回帰係数の有意性を検定した結果、いずれも、X₁、X₅、X₁₁の偏回帰係数にのみ有意性を認めた。したがって、タマネギ軟腐病発生程度をYとすると、その変動は説明変数X₁、X₅およびX₁₁を含む重回帰式により、よく説明できる。得られた重回帰式は $Y = 0.69508X_1 + 0.74434X_5 - 0.08524X_{11} +$

説明変数の数	気象要因*	重相関係数	自由度調整済み重相関係数
2	X ₁ , X ₃	0.835	0.816
3	X ₁ , X ₅ , X ₁₁	0.917	0.902
4	X ₁ , X ₅ , X ₇ , X ₁₁	0.926	0.907
4	X ₁ , X ₅ , X ₁₁ , X ₁₄	0.926	0.907
5	X ₁ , X ₅ , X ₇ , X ₁₁ , X ₁₄	0.928	0.904

* 記号は表4に同じ

表6 気象要因間の相関

	X ₁	X ₅	X ₁₁
X ₁		0.313	-0.133
X ₅			0.183
X ₁₁			

記号は表4に同じ

帰与率 R^2 は0.84であった。さらに、説明変数 X_1 , X_5 および X_{11} の間の相関は相互にいずれも弱かった (表6)。

以上のとおり、1975年から1982年までのタマネギ軟腐病発生変動は3つの気象要因、①7月下旬の旬平均降水量 X_1 、②6月下旬の旬平均降水量 X_5 および③7月上・中旬の日照時数 X_{11} を説明変数とした重回帰式を用いることにより、よく説明できることが明らかになった (表7)。

V. 考 察

北海道において、野菜類などの軟腐病発生と気象要因との関係について、これまでにルタバカ白腐病の報告がある¹⁾。筆者は北海道におけるタマネギ軟腐病の発生と気象要因との関係を単および重回帰分析により検討した。本研究の結果、タマネギ軟腐病の発生は気温よりはむしろ、他の要因と強く関連することが明らかになった。したがって、他の野菜類などの軟腐病についても、北海道

表7 重回帰分析

地 域	年 次	デ ー タ	回 帰	残 差
空 知	1975	Y (1) = 4.3	W (1) = 5.623	-1.323
	1976	Y (2) = 0.8	W (2) = 1.249	-0.449
	1977	Y (3) = 0.6	W (3) = -1.128	1.728
	1978	Y (4) = 1.8	W (4) = 2.563	-0.763
	1979	Y (5) = 0.8	W (5) = 2.936	-2.136
	1980	Y (6) = 0.5	W (6) = 1.523	-1.023
	1981	Y (7) = 2.1	W (7) = 4.029	-1.929
	1982	Y (8) = 1.4	W (8) = -1.161	2.561
網 走	1975	Y (9) = 5.3	W (9) = 5.461	-0.161
	1976	Y (10) = 2.4	W (10) = 1.933	0.467
	1977	Y (11) = 0.2	W (11) = 0.733	-0.533
	1978	Y (12) = 0.7	W (12) = -0.271	0.971
	1979	Y (13) = 2.5	W (13) = 1.475	1.025
	1980	Y (14) = 0.3	W (14) = 0.128	0.172
	1981	Y (15) = 2.6	W (15) = 2.92	-0.32
	1982	Y (16) = 1	W (16) = 2.769	-1.769
十 勝	1975	Y (17) = 15.2	W (17) = 12.769	2.431
	1976	Y (18) = 1	W (18) = 0.506	0.494
	1977	Y (19) = 0.5	W (19) = 1.885	-1.385
	1979	Y (20) = 4.4	W (20) = 3.487	0.913
	1980	Y (21) = 3.7	W (21) = 2.84	0.86
	1981	Y (22) = 6.7	W (22) = 6.53	0.17

における温度条件と発生との関係については、今後検討が必要な場合もあるように見うけられる。

気温以外の気象要因、すなわち降水量、降水日数割合および日照時数と軟腐病発生との間には、特定の時期だけではあるが、有意性のある相関が認められた(表4)。しかし、これらの気象要因がどのような病理学的意義をもって、発病の変動に関与するかについては、まったく不明であり、圃場での解析的な試験などにより明らかにされるべきである。

タマネギ軟腐病の発生変動は3つの気象要因を説明変数とした重回帰式により、よく説明できた。これらの要因は①6月下旬の旬平均降水量、②7月上・中旬の日照時数および③7月下旬の旬平均降水量である。したがって、6月下旬に降水量が多く、その後7月上・中旬に日照日が続く、さらに、7月下旬の降水量が多いと予想される年には、とくに予防的薬剤散布による防除が必要であると考えられる。

タマネギ軟腐病が多発またはそれに次ぐ発生をみたという1955年、1959年および1961年³⁾の各年の軟腐病発生程度を前述した重回帰式により求めたところ、1955年では5.8、1959年では3.6および1961年では10.9であった。これらの値は軟腐病が

多発した1975年および1981年の平均発生程度に相当する値と考えられる(表2)。このように、1950年から1960年代におけるタマネギ軟腐病の多発生を本回帰式を用いることにより認知できた。一方、本回帰式はタマネギ軟腐病発生の予測に利用できると考えられ、今後、新たな実測値を取り入れた改良が望まれる。

謝 辞 本報告のとりまとめに際して北見農業試験場手塚 浩場長ならびに同場病虫害学寮科斎藤泉科長には貴重な御助言と御校閲を賜った。ここに深く感謝の意を表する。

引用文献

- 1) 馬場徹代.“根釧地方におけるルタバカ白腐病に関する試験。(2) 本病の発生誘因について”, 北海道立農試集報, 3, 1-24 (1958).
- 2) 川端幸蔵.“応用統計ハンドブック(奥野忠一編)”, 養賢堂, 1980, p.133.
- 3) 成田武四.“北海道農作物病害総覧”, 北海道植物防疫協会, 1981, p.374.
- 4) 北海道立中央農業試験場編.“農作物病虫害発生現況調査集計表”, 1975~1982.
- 5) 札幌管区気象台編.“北海道の気象”, 19~26, 日本気象協会北海道本部, (1975~1982).

Relationship between the Incidence of Bacterial Soft Rot of Onions in Hokkaido and Weather Factors

Tamio TANAKA

Summary

When the incidence (Y) of bacterial soft rot of onions occurred in the Sorachi, Abashiri and Tokachi districts in Hokkaido from 1975 to 1982 was regressed on the precipitation (mm/day) in late July (X_1) and June (X_5), and the duration of sunshine (hrs/10 days) from early to middle July (X_{11}), the multiple correlation coefficient was 0.917 ($p < 0.01$). The following regression equation was obtained :
$$Y = 0.69508X_1 + 0.74434X_5 - 0.08524X_{11} + 4.47842.$$

*Hokkaido Prefectural Kitami Agricultural Experiment Station, Kunneppu, Hokkaido, 099-14, Japan