

イネいもち病の疫学的研究I

誌名	日本植物病理學會報 = Annals of the Phytopathological Society of Japan
ISSN	00319473
著者	千葉, 末作 千葉, 順逸 島田, 慶世 香川, 寛
巻/号	38巻1号
掲載ページ	p. 15-21
発行年月	1972年1月

イネいもち病の疫学的研究

1. 圃場における伝染速度の推定とそれに及ぼす 2, 3 要因の影響

千葉末作*・千葉順逸*・島田慶世*・香川寛*

Suesaku CHIBA*, Jyunitsu CHIBA*, Keise SHIMADA* and Hiroshi KAGAWA*:
Epidemiological Studies on Rice Blast Disease

1. An estimation of infection rate in the field and the influence of some factors on it

Abstract

Infection rate of blast fungus was estimated under various field conditions. It was calculated by the two equations, $y = Y/(1 + ke^{-rt})$ (logistic curve) and $y = y_0 e^{r(t - t^2/2T)}$, where y is the number of lesions, Y is the final number of lesions in the year, y_0 is the number of lesions at the initial time of infection, r is infection rate, t is the time in days and T is the time when the increase of lesion number stopes. When the disease increase plotted with lesion numbers, the latter equation fitted better than the former one. Infection rate calculated by the latter equation showed a significant negative regression against the number of lesions at the first recording time, indicating the influence of density effect of pathogen multiplication.

Infection rate was influenced more greatly by the amount of top dressed fertilizer and annual changes in climatic conditions than the other given factors, that is, transplanting time and variety of rice.

(Received July 12, 1971)

I. 緒 言

作物病害の発生予察に関する研究は、従来は発生期間中の一局面をとらえ、これと諸因子との単相関もしくは重相関を求める方法を用いたものが多い。近年 Burleigh ら¹⁾ならびに Waggoner ら¹⁰⁾の研究にみられるように、病勢進展あるいはその各段階の過程を数式化し、これを発生予察に利用しようとする研究がみられるようになった。なお疫学的研究の現状については清沢⁹⁾の詳細な紹介がある。

van der Plank¹⁸⁾は作物病害の疫学的研究に関する著書の中で病勢進展速度 (dx/dt) は時間 (t) が小さいときには罹病組織の率 (x) と菌の伝染速度 (r) (増殖率) に、時間 (t) が大きいときにはその他に健全組織率 ($1-x$) に比例すると考えた。清沢⁹⁾はこれ

とは別にイネの品種の罹病化と育種対策を生態的立場から論じる際に、環境条件が一定で宿主の供給が無制限な理想条件では1日当り1病斑ごとの病斑数 (y) の増加率 (伝染速度, r) は一定であると考へ、

$$dy/ydt = r = \text{一定} \quad (1)$$

を用い、また宿主量に制限があるときには病斑数の上限を Y として、

$$dx/dt = ry(1 - y/Y) \quad (2)$$

式を用いた。その後清沢⁹⁾は、進展曲線は健全組織が十分にある場合でもある抑制を受けてS字曲線を描き、病斑数の上限が必ずしも宿主量の制限によらない場合があることに注目して、病勢進展終止期 (T) に近づくに従い宿主の抵抗力の増加または環境の変化などによる抑制力の増加が働いて、 $dy/dt = 0$ になるという条件を設定し次のモデル式を考へた。

$$dy/dt = ry(1 - t/T) \quad (3)$$

* 青森農業試験場 Aomori Agricultural Experiment Station, Kuroishi, Aomori, Japan.

清沢¹⁰⁾はいもち病菌の累積飛散孢子曲線を用いてその(2)および(3)式を積分してえられる曲線式

$$y = \frac{Y}{1 + ke^{-rt}} \quad (4)$$

$$y = y_0 e^{r(t-t^2/2T)} \quad (5)$$

に対する適合度を比較し、前式がより適合するが、発生予察上は(5)式がより有効であることを認めた。

発生予察に関する研究についての現況をみると次のとおりである。気象条件による予察は山仲²⁰⁾ならびに小林¹¹⁾が従来の結果をとりまとめ、小林はそのなかで葉いもちの予察のためには発生経過を重視すべきこと、そして最終発生量を予察目標にした従来単相関または重相関による統計的予察法は無効であることを述べている。飛散孢子による予察については栗林・市川¹²⁾、市川¹³⁾、鈴木¹⁶⁾の報告がある。栗林・市川および市川はこのなかで、飛散孢子数は発生予察上重要な根拠となるとしているが、少なくとも青森県においては飛散数が少なく発生予察方法としてとりあげることはむずかしい。体質検定による予察には高橋¹⁷⁾、堀⁵⁾、小林¹²⁾および千葉ら³⁾の報告がある。これらのうち化学成分による予察は、菌系によって病原性に逆転がみられる⁴⁾こともあり、なお検討の余地があるであろう。また葉鞘検定による方法³⁾では長期の予察が困難である。

本研究においては、病勢進展曲線を数式化し、それに基づいて生物的・気象的諸要因の働き方を知り、これによって有効な発生予察法を確立しようとする試みの一部として、進展曲線について伝染速度の推定を行ない、これに及ぼす2, 3の要因の影響について知ろうとするものである。

本文に入るに先立って、本研究に関して試験当初から懇篤なご指導とご助言を賜った前山形大学教授高橋喜夫博士、有益なご助言を賜りかつご校閲いただいた農業技術研究所 清沢茂久氏、また計算のプログラムの作製をお引受け下さった農業技術研究所 熊谷甲子夫氏に心から謝意を表する。

II. 実験材料および方法

供試品種として陸奥光(1966-1969年)、トワダ(1968年)、フジミノリ(1968年)およびふ系69号(1969年)を用い、これらの苗を圃場に30×15cm間隔で1株2本植えにした。伝染源にはビニール畑苗代で育苗した苗に供試品種に対して病原性のある菌系を噴霧接種したのを用い、これを本田に混植して発病を促した。1969年のふ系69号に対しては研55-75

菌系を接種したふ系69号を、そのほかは、北1菌系を接種した陸奥光を用いた。各区の面積は10-15m²である。移植期および追肥の量は第1-4表に示した。追肥は硫酸で行なった。なお基肥はN・P・Kともに1966年a当り1.0kg, 1967年1.3kg, 1968年1.0kg, 1969年1.2kgである。

葉いもちの発生量の調査は小野¹⁵⁾の基準に従って、葉位別に病斑型別病斑数を各区の中央部の20株について、葉いもちの発生が多い場合には5株について行ない、株当たり平均病斑数を求めた。観察された病斑は急性型、慢性型および褐点型病斑であったが、調査は主として急性型病斑および慢性型病斑を対象とした。調査期間は初発生から穂揃期まで、間隔はほぼ7日度である。この結果から(4)式と(5)式によって伝染速度(r)、伝染開始期の病斑数(y_0)および決定係数(R^2)を算出した。

計算は農業技術研究所の熊谷のプログラムにより、農林研究計算センターに依頼した。計算にあたって伝染開始期を6月30日とし、 T には病勢進展が4カ年とも終止した8月20日までの日数51をあてた。初発生時期に発生が認められない区に対しては病斑数として0.001の数値を与えた。

III. 実験結果

実験結果を(4)式と(5)式を用いて計算したが、(5)式の方が実測曲線によく適合したため、(5)式を用いての伝染速度(r)、伝染開始期の病斑数(y_0)、決定係数(R^2)の計算結果を第1-4表に示した。本研究では初めの2年間は接種株率を変えて比較を試みた。しかし結果は接種株率の差は必ずしも第1回調査期の病斑数に反映しなかった。そして第1回調査期の病斑数と伝染速度との間に負の相関が見られるようであったため、第1回調査日の病斑数の自然対数($\log_e y_1$)に対する伝染速度の回帰を求めた。その結果第1-4図に示すように各年ともに有意な負の回帰が認められた。

そこで次式によって伝染速度を補正した。補正伝染速度= $r+0.039 \times \log_e y_1$ 、ここで0.039は $\log_e y_1$ と r との間の回帰係数の4年間の平均値である。 $\log_e y_1$ に対する伝染速度の回帰により伝染速度を補正した結果は第5-8図に示した。この補正により伝染速度の処理(追肥量・時期、品種、移植期)区間の差は補正しない場合に比してはるかにはっきり表われた。これは $\log_e y_1$ による伝染速度の補正が適当であったことを示していた。

Table 1. Disease increase in lesion numbers under various conditions and values of r , y_0 and R^2 (1966, Mutsuhikari)

Rate of inoculated hill	Top dressed fertilizer		Lesion number					$r^{a)}$	$y_0^{b)}$	$R^2^{c)}$
	Date	Amount (kg/a)	July 18	July 25	Aug. 2	Aug. 8	Aug. 15			
0	July 16, 27	7+2	0	12.80	9.06	77.20	162.20	1.04	0.14×10^{-8}	0.83
1/5	∕	∕	0.26	14.60	99.20	166.80	363.00	0.67	0.21×10^{-4}	0.96
1/3	∕	∕	1.68	37.80	153.00	428.60	815.60	0.57	0.45×10^{-8}	0.99
1/1	∕	∕	38.02	228.20	760.60	1043.25		0.33	0.37×10	0.96
0	July 16	5	0.04	1.06	2.04	10.60	17.50	0.55	0.15×10^{-4}	0.96
1/5	∕	∕	0.10	1.00	5.00	11.60	17.90	0.50	0.70×10^{-4}	1.00
1/3	∕	∕	0.30	3.80	14.80	23.00	82.60	0.50	0.22×10^{-8}	0.98
1/1	∕	∕	2.50	9.25	12.10	25.40	60.40	0.27	0.46×10^{-1}	0.93
0	July 16	2	0	0.10	0.20	1.60	2.40	0.71	0.46×10^{-7}	0.94
1/5	∕	∕	0	0.36	1.16	3.40	3.80	0.76	0.38×10^{-7}	0.90
1/3	∕	∕	0	1.06	1.26	1.80	2.40	0.68	0.23×10^{-6}	0.76
1/1	∕	∕	0.06	1.06	1.12	1.10	4.20	0.33	0.74×10^{-8}	0.81
0	—	0	0	0	0.02	0.28	0.28	0.62	0.41×10^{-7}	0.86
1/5	—	∕	0	0.16	0.24	0.40	0.42	0.54	0.10×10^{-5}	0.81
1/3	—	∕	0	0.08	0.12	0.60	0.88	0.61	0.22×10^{-6}	0.92
1/1	—	∕	0.02	0.82	1.20	1.38	1.70	0.39	0.14×10^{-8}	0.80

a) r : infection rate.b) y_0 : the number of lesions at the initial time of infection.c) R^2 : coefficient of determination.The equation, $y = y_0 e^{r(t-t^2/2T)}$ was employed for calculation.Table 2. Disease increase in lesion numbers under various conditions and values of r , y_0 , and R^2 (1967, Mutsuhikari)

Trans-planting time	Rate of inoculated hill	Top dressed fertilizer		Lesion number					$r^{a)}$	$y_0^{b)}$	$R^2^{c)}$
		Date	Amount (kg/a)	July 7	July 14	July 21	July 28	Aug. 4			
	0	—	0	0	0.02	3.18	6.76	6.96	0.59	0.30×10^{-4}	0.92
	1/3	—	∕	0.04	1.28	47.50	15.15	15.15	0.37	0.99×10^{-2}	0.75
	1/1	—	∕	0	0.18	2.10	4.58	4.60	0.51	0.12×10^{-8}	0.89
Standard planting (May 18)	0	June 16	4	0	2.22	89.90	420.40	567.20	0.80	0.28×10^{-4}	0.91
	1/3	∕	∕	0.02	7.84	2101.00			0.73	0.67×10^{-8}	0.88
	1/1	∕	∕	0	2.44	705.00	1699.00		0.90	0.17×10^{-4}	0.90
	0	June 16) July 3)	2) 2)	0	0.52	238.20	244.00	317.80	0.80	0.21×10^{-4}	0.89
	1/3	∕	∕	0	0.34	303.60	543.40	652.60	0.86	0.11×10^{-4}	0.91
	1/1	∕	∕	0	0.54	361.60	763.00	920.40	0.88	0.11×10^{-4}	0.91
Late planting (June 1)	0	—	0	0	0	3.10	24.00	25.40	0.74	0.25×10^{-5}	0.87
	1/3	—	∕	0	0.02	37.30	28.50	30.80	0.70	0.14×10^{-4}	0.86
	1/1	—	∕	0	0.20	26.30	59.70	101.70	0.72	0.23×10^{-4}	0.93
	0	June 16	4	0	0	23.10	125.80	184.40	0.88	0.89×10^{-6}	0.86
	1/3	∕	∕	0.02	0.18	62.30	289.20	390.20	0.67	0.21×10^{-8}	0.94
	1/1	∕	∕	0	0.54	164.20	233.20	286.20	0.79	0.22×10^{-4}	0.90

See Table 1.

Table 3. Disease increase in lesion numbers under various conditions and values of r , y_0 and R^2 (1968)

Variety	Top dressed fertilizer		Lesion number					$r^{a)}$	$y_0^{b)}$	$R^2^{c)}$	
	Date	Amount (kg/a)	July 9	July 19	July 23	July 29	Aug. 6				Aug. 13
Mutsu-hikari	—	0	0.25	4.05	7.05	4.40	5.70	5.80	0.16	0.18	0.63
	June 17	2	0.60	21.65	128.20	101.00	108.25	108.75	0.29	0.19	0.77
	June 28	2	0.15	14.05	29.70	27.20	28.15	28.45	0.27	0.78×10^{-1}	0.68
	July 5	1.65	0	0.65	2.50	4.50	6.75	7.15	0.48	0.14×10^{-3}	0.81
	July 15	1.65	0.20	1.50	3.15	5.80	6.60	8.20	0.21	0.56×10^{-1}	0.93
Towada	—	0	0.30	1.05	1.40	1.40	1.40	1.40	0.08	0.24	0.71
	June 17	2	0.75	4.75	6.15	4.35	4.85	4.95	0.09	0.71	0.55
	June 28	2	0.10	1.60	1.10	1.10	1.10	1.10	0.11	0.11	0.46
	July 5	1.65	0	0	0.15	0.15	0.20	0.25	0.38	0.31×10^{-4}	0.82
	July 15	1.65	0.15	0.30	0.70	0.70	0.70	0.70	0.09	0.85×10^{-1}	0.85
Fuji-minori	—	0	0.05	0.45	0.35	0.20	0.20	0.20	0.05	0.83×10^{-1}	0.16
	June 17	2	0.25	0.30	0.65	1.05	1.05	1.05	0.10	0.10	0.92
	June 28	2	0.10	0.30	0.25	0.25	0.25	0.25	0.04	0.11	0.43
	July 5	1.65	0	0	0.05	0.05	0.05	0.05	0.28	0.85×10^{-4}	0.78
	July 15	1.65	0.05	0.05	0.15	0.10	0.10	0.10	0.05	0.35×10^{-1}	0.51

See Table 1.

Table 4. Disease increase in lesion numbers under various conditions and values of r , y_0 and R^2 (1969)

Variety	Top dressed fertilizer		Lesion number					$r^{a)}$	$y_0^{b)}$	$R^2^{c)}$
	Date	Amount (kg/a)	July 23	July 30	Aug. 6	Aug. 12	Aug. 20			
Mutsu-hikari	—	0	0.04	1.10	2.10	1.20	1.22	0.43	0.41×10^{-4}	0.72
	June 16) July 3)	2+1	50.40	186.40	157.20	195.40	200.20	0.16	$0.37 \times 10^{+1}$	0.75
	June 16) July 3)	4+1	37.80	199.00	243.20	386.20	391.00	0.29	0.25	0.93
	July 11	2	1.15	8.40	5.00	12.05	12.85	0.28	0.11×10^{-1}	0.78
	〃	4	0.50	3.45	7.75	7.15	7.60	0.35	0.12×10^{-2}	0.90
Fukey No. 69	—	0	0.40	4.50	7.50	13.15	18.40	0.47	0.12×10^{-3}	0.96
	June 16) July 3)	2+1	5.50	45.80	132.80	210.00	298.00	0.51	0.74×10^{-3}	0.99
	June 16) July 3)	4+1	5.71	61.60	170.60	263.60	447.60	0.54	0.43×10^{-3}	0.98
	July 11	2	1.87	9.77	39.10	55.80	78.30	0.49	0.32×10^{-3}	0.99
	〃	4	1.55	9.30	23.50	53.60	60.00	0.48	0.32×10^{-3}	0.99

See Table 1.

補正伝染速度を年次別にみると次のとおりである。1966年：補正伝染速度は追肥区が無追肥区より大きく、追肥区間では追肥量の多い程大きい傾向であった。1967年：追肥区の補正伝染速度は無追肥区より大きかった。無追肥区間では晩植区のそれは標準植区より大きかった。接種株率区間では差が認められなかった。1968年：追肥区の補正伝染速度は無追肥区より大きい傾向を示した。また品種間では明瞭な差が認められ、陸奥光が最も大きく、トワダがこれに次ぎ、フジミノリは最も小さかった。1969年：追肥区の補

正伝染速度は無追肥区のそれより大きかった。ふ系69号の補正伝染速度は陸奥光より大きかった。

補正伝染速度の年次間、追肥量および品種間による変動幅はそれぞれ0.32, 0.31 および 0.20 で、この順に伝染速度におよぼす影響が大きいことを示しており、4年間の種々の処理条件でえられた補正伝染速度の平均値は0.36であった。補正伝染速度の年次間、追肥量間での変動は品種間より大きかった。

IV. 考 察

清沢¹⁰⁾はいもち病菌分生胞子の累積飛散胞子曲線を用いて、(4) および (5) 式へのあてはめを行なった結果、(4) 式への適合度の方が(5) 式へのそれより大きい、発生予察への利用には(5) 式の方が適していることを示した。そこで筆者らは(4) 式と(5) 式を用いて病斑数の増加曲線に基づいて伝染速度の推

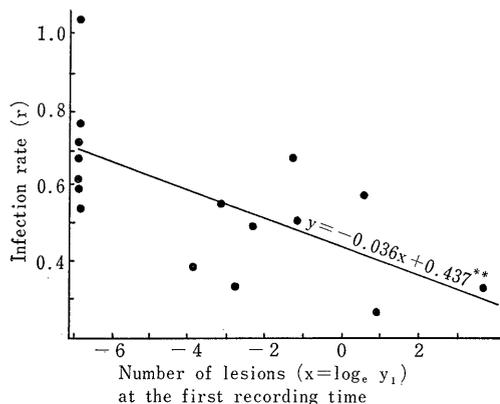


Fig. 1. Regression of infection rate (r) on lesion numbers per hill in natural logarithms at the initial time in the experiment of 1966.

** showing a statistical significance of the regression at the 1% level.

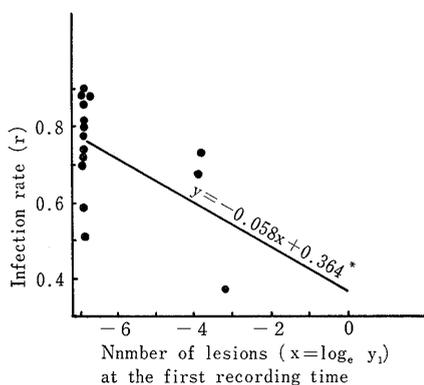


Fig. 2. Regression of infection rate (r) on lesion numbers per hill in natural logarithms at the initial time in the experiment of 1967.

* showing a statistical significance of the regression at the 5% level.

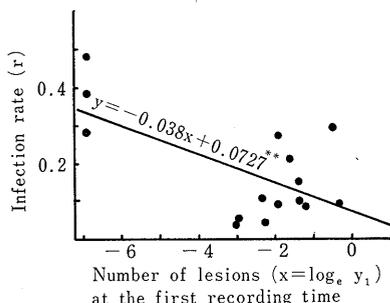


Fig. 3. Regression of infection rate (r) on lesion numbers per hill in natural logarithms at the initial time in the experiment of 1968.

** showing a statistical significance of the regression at the 1% level.

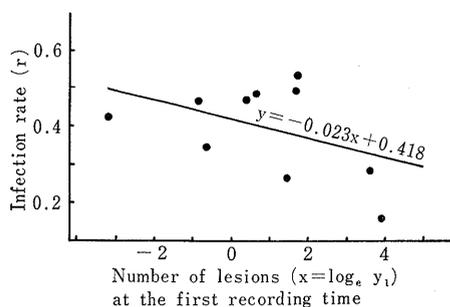


Fig. 4. Regression of infection rate (r) on lesion numbers per hill in natural logarithms at the initial time in the experiment of 1969.

定を行ない、(5)式の方がこの場合にはよく適合する結果をえた。

(5)式により得られた伝染速度は追肥量、品種および年次によって異なった。しかし伝染速度は第1-4図に示したように、第1回調査時の病斑数との間に有意な

負の回帰が認められ、伝染速度は初期病斑数によって影響され、初期病斑数の多いほど伝染速度は低下することを示唆した。このことは病斑数が多いと増殖率を減少させる作用、すなわち密度効果が存在することを示している。このような密度効果はすでに Leonard¹⁴⁾によりエンバク黒さび病で病斑数と孢子形成力との関係について見いだされている。清沢¹⁰⁾は栗林・市川¹³⁾の累積孢子曲線を分析して、長野県の条件下では密度効果は存在しないか、きわめて少ないことを明らかにしている。病勢進展曲線から密度効果をとらえたのは

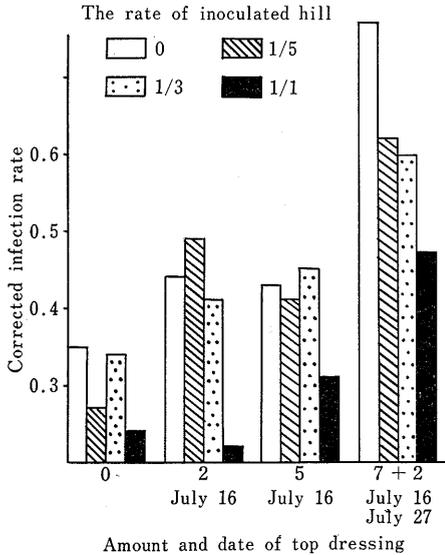


Fig. 5. Influence of the amount of top dressing on corrected infection rate (1966).

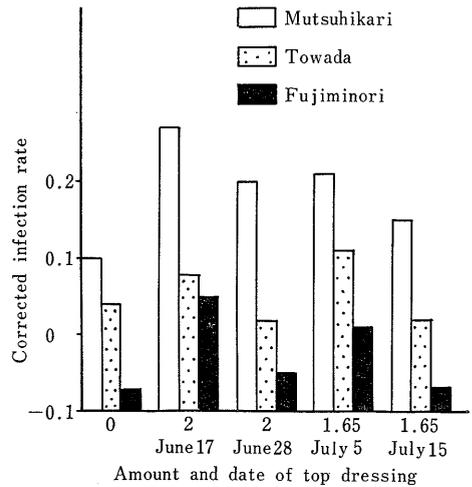


Fig. 7. Influence of the amount and date of top dressing and varieties on corrected infection rate (1968).

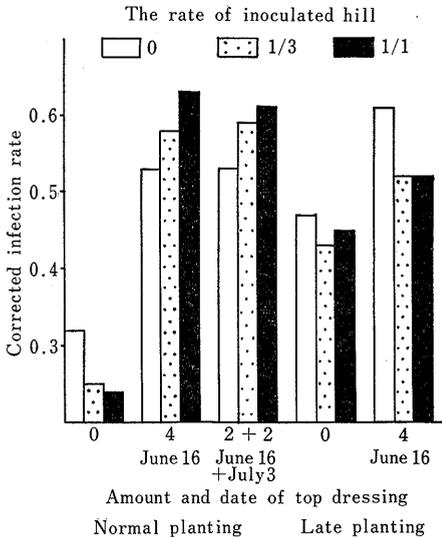


Fig. 6. Influence of the amount of top dressing and transplanting time on corrected infection rate (1967).

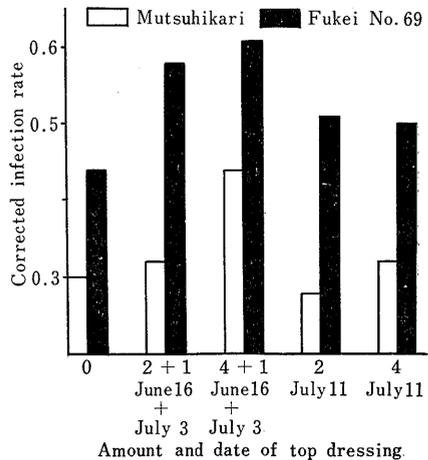


Fig. 8. Influence of the amount and date of top dressing and varieties on corrected infection rate (1969).

初めての例のように思われる。

上述のように病勢進展曲線により伝染速度の比較をするに当っては初期病斑数を十分考慮する必要がある。そこで次のように伝染速度を補正した。

補正 伝染速度 = 実測値から得られた $r + 0.039 \times$ 初期病斑数の自然対数 (+0.039 は初期病斑数の自然対数に対する r の回帰係数の平均値)

これは伝染開始期あるいは第 1 回調査期の病斑数 (自然対数) と伝染速度の相関図の中でそれぞれの実測点を通る平均回帰直線に平行な直線を引き, $\log. y = 0$ すなわち伝染開始期あるいは第 1 回調査期の病斑数 1 のときの伝染速度を求めるものである。補正伝染速度は補正しない場合に比較して追肥量・移植時期などの栽培条件・品種および年次間に明らかな差を示した。補正伝染速度に影響する要因として次のことがあげられる。追肥は伝染速度を大きくする作用があるが, 年次によって明らかでない場合もある。晩植は伝染速度を大きくする。また伝染速度は品種によって異なり, 陸奥光, トワダ, フジミノリの順に大きい。青森県において, 葉いもちの発生は陸奥光・トワダ・フジミノリの順に多く²⁾, 伝染速度の大小と一致する。

これは van der Plank¹⁸⁾, 清沢⁷⁾によって指摘されている品種の圃場抵抗性の差によるものと考えられる。

伝染速度の値は年次・追肥量・品種などにより異なり, 年次間・追肥量間の変動幅は品種間の幅より大きい傾向を示す。この年次間差異の原因として, 気象の年次変動が分生胞子の発芽・侵入とイネの抵抗力との両面に影響していることが考えられる。従ってより有効な発生予察方法を確立するためには伝染速度に及ぼす気象条件の影響についての解析が必要と考えられる。

清沢のモデル (5) 式に対する実測値の適合度 (決定係数により測定) は第 1-4 表に示すように低い場合も認められる。従って病勢進展曲線の性質についてはなお種々の面から研究を重ねる必要がある。

V. 摘 要

1966 年から 1969 年までの 4 年間に, 種々の条件で栽培したイネに発生した葉いもちの進展曲線 $y = Y / (1 + ke^{-rt})$ (生長曲線式) と $y = y_0 e^{r(t - t^2/2T)}$ の 2 式に対する適合度を比較した結果, 後者の適合度 (決定係数による) の方が高かった。後者を用いて伝染速度 (r) に影響する 2, 3 の要因について検討した。

伝染速度は第 1 回調査期の病斑数との間に有意な負

の相関関係が認められた。これは病斑数が増すと伝染速度を低下させる密度効果が存在することを示した。この密度効果を除くために伝染速度を初期病斑数によって補正し, それによって種々の要因の伝染速度に及ぼす影響をみた結果は次のようである。

追肥や晩植は伝染速度を大きくする作用がある。伝染速度には品種間差異が認められる。伝染速度の各種処理 (品種・追肥の時期・移植期) 区間の差は年次間差異や追肥量による差より小さく, 伝染速度におよぼす気象や追肥量の影響が品種・追肥・期移植期などによる影響より大きいことを示した。

引用文献

- Burleigh, J. R., Roming, R. W. and Roelfs, A. P. (1969). *Phytopathology* 59: 1229-1237.
- 千葉末作・香川 寛・橋本 晃・村上順逸 (1965) ・北日本病虫研究特報 6: 17-33.
- 千葉末作・村上順逸・島田慶世・中川原孝 (1966) 北日本病虫研年報 17: 148-166.
- 後藤和夫 (1961). 病害虫発生予察特別報告 5: 1-89.
- 堀 真雄 (1963). 同上 14: 1-76.
- 市川久雄 (1965). 日植病報 31 (記念号-2): 291-295.
- 清沢茂久 (1965). 農業技術 20: 465-470.
- 清沢茂久 (1968). のびゆく技術 72・73: 64-77.
- 清沢茂久 (1969). 植物防疫 23: 10-15.
- Kiyosawa, S. (1972). *Ann. Phytopath. Soc. Japan.* (in press)
- 小林次郎 (1965). 日植病報 31 (記念号-2): 283-286.
- 小林 裕 (1963). 病害虫発生予察特別報告 15: 1-100.
- 栗林数衛・市川久雄 (1952). 長野県農試報 13: 1-229.
- Leonard, K. J. (1969). *Phytopathology* 59: 1845-1850.
- 小野小三郎 (1953). 北陸農業研究 2: 1-77.
- 鈴木穂積 (1969). 北陸農試報 10: 1-118.
- 高橋喜夫 (1957). 稲熱病発生予察のための 2, 3 の基礎資料, 農林省植物防疫課. pp. 1-20.
- van der Plank, J. E., (1963). *Plant Diseases: Epidemic and Control.* Academic Press, New York.
- Waggoner, P. S. and Horsfall, J. G., (1969). *Conn. Exp. Sta. Bull.* 698: 1-30.
- 山仲 巖 (1965). 日植病報 31 (記念号-2): 278-282.