

ばれいしょの主要形質の年次安定性に関する品種間差異*

村 上 紀 夫†

VARIETAL DIFFERENCE IN THE SEASONAL STABILITY OF THE MAIN CHARACTERISTICS OF POTATO PLANTS

Norio MURAKAMI

ばれいしょの年次安定性を推定するため上いも重およびでんぶん収量を取り上げ、FINLAY & WILKINSON (1963) の提唱した回帰係数、および年次平均収量、ならびに年次間変異係数を比較する方法によって検討した。その結果、年次反応から、安定性、多収で平均安定性、少収で平均安定性、および不安定性などを示す品種のあることを知った。そうして、上いも重およびでんぶん収量についての品種の年次安定性は、それを構成する形質についての品種の年次安定性、あるいは構成形質との間に有意な関係のあることを認めた。さらに、年次安定性は気象要因および疫病り病程度に影響されるものと推察された。

緒 言

ばれいしょ育成系統の地域適応性は、現地試験の結果によって評価することができるが、長期にわたる年次間の収量の安定性をみれないまま、優良品種として決定普及される場合が多い。年次間の収量が安定していることは、品種の具備すべき特性として一般栽培において、他の作物と同様に重要である。

ばれいしょ品種の上いも重、でんぶん収量は年次あるいは地域を異にすることにより、品種ごとに異なる反応を示すことが知られている^{2) 3)}。さらに、反復力および年次間変動を短年次で推定した報告はあるが^{1) 4) 5)}、長い期間にわたる年次安定性についての報告はみられない。また、その研究には長期間を必要とするので、現在の品種育成過程において検定することはきわめて困難であると思われる。

この報告は、収量形質の上いも重およびでんぶ

ん収量について、年次安定性の品種間差異を推定するとともに、年次安定性に影響をおよぼすと思われる主要な気象要因および疫病り病程度について検討したものである。

本研究の実施にあたり、終始適切なご指導、ご校閲をいただいた根釧農業試験場 馬鈴しよ科 浅間和夫科長、作物科 脇本隆科長に感謝を申し上げる。さらに、本研究の遂行にあたり協力をいただいた伊藤武研究職員に厚く謝意を表す。

試 験 方 法

供試材料は、当場において1951から1969年までの19年間に共通に栽培された品種保存試験成績から、生育日数の異なる内外44品種を供試した。供試品種の中には、現在、優良品種として道内各地で栽培されている「紅丸」、「農林1号」および「メークイン」などがある。試験区の構成は1区3.3~10.0m²、1品種10~14個体、1反復、その外は各年次の當場標準耕種法に準じた。調査形質は0.1a 当上いも重(以下、上いも重という)、0.1a 当でんぶん収量(以下、でんぶん収量という)である。また、疫病り病程度(8月15日調査)について

† 根釧農業試験場

* 本報告の一部は、昭和45年12月 日本育種学会北海道談話会に発表

は、1955から1969年までの成績を用いた。

分析の方法としては、ある環境（ここでは年次）における全品種の収量の平均値により、その環境を評価し、評価づけられた環境に対する個々の品種の回帰係数を求め、その大きさに基づき品種の年次安定性を推定する方法³⁾、品種ごとの年次平均収量の多少および年次間変異係数の大小を比較する方法を用いた。

試験成績

1 品種の年次間変動

上いも重およびでんぶん収量について、品種ごとの平均値、標準偏差および年次間変異係数（以下、変異係数という）をTable 1に示した。上いも重について、変異係数は品種により20.2から59.3%の幅で変異した。また、変異係数と上いも重とは -0.832^{**} の相関係数を示し、多収な品種ほど年次間変動は小さくなる関係が認められた。品種ごとの変異係数では、最も少収の「Russet Rural」が59.3%と最も大きく、次いで「Rural N. Y. No.2」, 「Earlist of All」, 「Charles Downing」および「White Rose」が50%を越え大きかった。一方、比較的多収の「Menominee」が20.2%と最も小さく、次いで「Parnassia」, 「529-1」, 「神谷いも」, 「Stärkereiche Nr. 1」, 「農林1号」および「紅丸」は比較的小さかった。

でんぶん収量については、この形質が上いも重とでんぶん価の積により算出される関係から、品種間の多少は上いも重の場合とおおむね同様の傾向を示した。変異係数は品種により22.1から72.3%となり、上いも重に比べ変異の幅は拡大した。そして、変異係数とでんぶん収量とは -0.793^{**} の相関関係を示し、多収な品種ほど年次間変動が小さくなる関係は、上いも重の場合と同様であった。品種ごとの変異係数では、最も少収の「Russet Rural」が72.3%ととくに大きく、次いで「Rural N. Y. No. 2」, 「White Rose」が60%以上を示し、「Earlist of All」, 「Early Norther」, 「Long white」, 「Charles Downing」, 「Houma」, 「本育393号」, 「Chippewa」および「Early Ohio」は50%以上を示した。一方、比較的多収の「Pa-

rnassia」, 「Menominee」, 「529-1」, 「神谷いも」, 「農林2号」, 「紅丸」および「Stärkereiche Nr.1」は30%以下を示し比較的小さかった。

次に、これら両形質について、年次と品種の分散分析、および次の項の方法により求めた回帰係数から品種ごとの回帰直線を求め、回帰分析の結果をTable 2に示した。この結果、品種、年次および回帰直線に1%水準の有意差が認められ、年次安定性の一つの尺度である回帰直線に品種間差異のあることを示した。

2 年次反応による品種の分類

上いも重およびでんぶん収量について、年次ごとの全品種の平均値に対する各品種の回帰係数と年次平均収量の関係をFig. 1, 2に示した。さらに、全品種の回帰直線から特異的な年次反応を示した品種をFig. 3, 4に示した。

上いも重についてみると、回帰係数は品種により0.32から1.48の幅で変異した。また、上いも重の回帰係数と上いも重とは負の関係(-0.428^{**})が認められた。すなわち、多収な品種ほど年次反応が安定することを示した。Fig. 1 から、特異的な年次反応を示した (Fig. 3) 品種についてみると、「Parnassia」, 「神谷いも」および「S 45208」は、回帰係数が1.0よりかなり小さい値を示した。すなわち、これらの品種の上いも重は、少収年次において平均値より相対的に多く、多収年次には平均値より相対的に少なかった。そのため、年次間変動は比較的小さく、安定性を示した。「Menominee」と「529-1」は、上いも重が各年次で平均値より多く、また、回帰係数はいずれも0.8程度でやや小さく、年次反応はやや安定した品種であった。回帰係数が1.0に近い「ペポ」, 「根茎紅」, 「農林2号」, 「紅丸」および「農林1号」は、上いも重が各年次で平均値より多収で平均安定性を示した。また、「ケネベック」は、ごく多収で平均安定性を示す品種であった。一方、「Russet Rural」と「Earlaine」の回帰係数は1.0に近い値を示したが、上いも重は平均値に比べて少なく、年次間変動が大きく、安定性が低かった。また、回帰係数が1.0よりかなり大きい「Earlist of All」, 「White Rose」, 「Charles Do-

Table 1 Mean yields, standard deviations and coefficients of variation among years for tuber yield and starch yield

No. Varieties	Tuber yield (kg/0.1 a)		Starch yield (kg/0.1 a)	
	m ± sd	cv	m ± sd	cv
1 Earlaine	14.57±6.30	43.2 [%]	1.59±0.79	49.7 [%]
2 Warba	18.30±6.38	34.9	2.22±1.02	45.9
3 Early Norther	16.16±7.73	47.8	2.43±1.37	56.4
4 Triumph	20.83±6.37	30.6	2.22±0.88	39.6
5 Red Warba	20.76±6.90	33.2	2.57±1.05	40.9
6 Chitose	17.76±7.78	43.8	2.35±1.10	46.8
7 Houma	15.72±7.17	45.6	1.94±1.04	53.6
8 Honiku No. 393	18.46±7.60	41.2	2.58±1.38	53.5
9 Danshiyaku-imo	17.95±5.71	31.8	2.34±0.90	38.5
10 Eardy Ohio	16.57±7.50	45.3	2.07±1.05	50.7
11 Pawnee	18.62±6.22	33.4	2.32±1.06	45.7
12 Oojiro	18.78±6.46	34.4	2.69±1.18	43.9
13 Chippewa	18.60±8.41	45.2	2.11±1.10	52.1
14 White Rose	16.69±8.42	50.4	2.51±1.52	60.6
15 Russet Rural	11.10±6.58	59.3	1.41±1.02	72.3
16 May Queen	19.18±6.01	31.3	2.53±0.81	32.0
17 Earlist of All	16.94±8.75	51.7	2.62±1.52	58.0
18 Charles Downing	15.93±8.11	50.9	2.54±1.41	55.5
19 Early Rose	16.77±7.37	43.9	2.20±1.09	49.5
20 Rural N. Y. No.2	14.43±8.01	55.5	1.84±1.21	65.8
21 Long White	16.96±7.94	46.8	1.76±0.99	56.3
22 Wheelar	20.84±6.89	33.1	2.53±1.08	42.7
23 Hokkai-shiro	20.49±6.99	34.1	2.62±1.03	39.3
24 Bifuka-shiro	16.96±5.95	35.1	2.72±1.24	45.6
25 Tuno	20.36±6.45	31.7	2.81±1.01	35.9
26 Kintoki-imo	16.75±6.75	40.4	2.77±1.30	46.9
27 529-1	25.95±5.69	21.9	3.20±0.86	26.9
28 Shirodoitzu	18.52±6.42	34.7	2.44±1.00	41.0
29 Benimaru	23.42±5.71	24.4	3.62±1.07	29.6
30 S45208	20.02±5.45	27.2	3.04±1.27	41.8
31 Norin No.2	24.38±6.35	26.0	3.75±1.06	28.3
32 Pepo	24.36±6.73	27.6	3.55±1.18	33.2
33 Nemuro-beni	24.67±6.28	25.5	3.89±1.19	30.6
34 Norin No.1	23.23±5.59	24.1	3.57±1.09	30.5
35 Menominee	24.23±4.90	20.2	2.83±0.74	26.1
36 Kannan-shiro	19.13±5.44	28.4	3.29±1.13	34.3
37 Sequoia	18.52±7.18	38.8	2.31±1.08	46.8
38 Kennebec	28.79±7.85	27.3	3.97±1.25	31.5
39 Bifuka-beni	21.44±6.46	30.1	3.45±1.32	38.3
40 Stärkereiche Nr.1	21.30±5.04	23.7	3.54±1.05	29.7
41 Parnassia	21.04±4.52	21.5	3.44±0.76	22.1
42 Kamiya-imo	21.15±4.81	22.7	3.68±0.99	26.9
43 Miyojio	21.40±6.23	29.1	3.64±1.35	37.1
44 M. Hindenburg	19.06±7.81	38.0	3.22±1.24	38.5
average	19.48±5.67	29.1	2.76±0.95	34.4
LSD	0.05	3.81	0.42	
	0.01	5.01	0.55	

Table 2 Analyses of variance and linear regression for tuber yield and starch yield, respectively

Source of variation	d. f.	Tuber yield		Starch yield	
		m. s.	F	m. s.	F
Total	835	—	—	—	—
Years	18	1,220.79	34.01**	34.22	77.77**
Varieties	43	92.58	2.58	5.20	11.82
Error	774	35.89	—	0.44	—
Linear regressions	43	494.91	5.57**	2.86	9.86**
Residuals	731	88.84	—	0.29	—

** indicates significance at 1% level

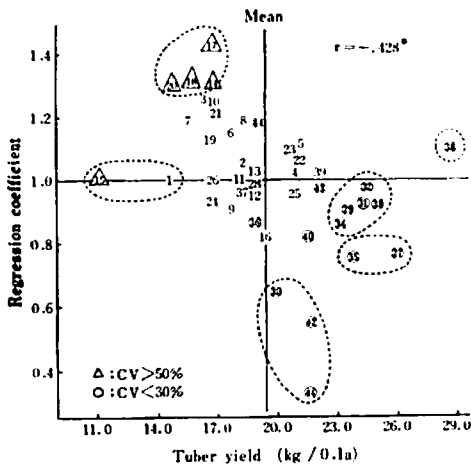


Fig. 1 Relationship between mean value and regression coefficient of tuber yield

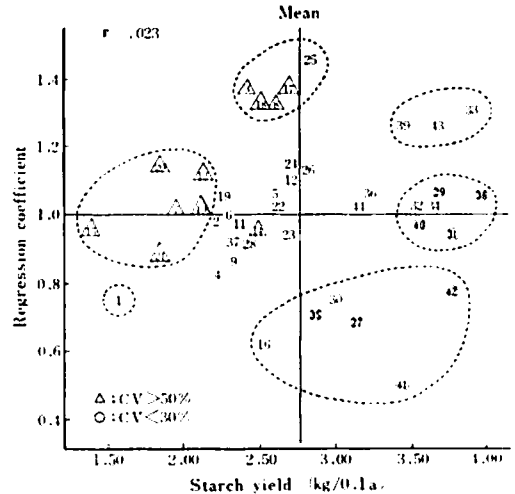


Fig. 2 Relationship between mean value and regression coefficient of starch yield

wning」および「Rural N. Y. No. 2」は、上いも重が少収年次で平均値より相対的に少なく、多収年次には平均値より相対的に多くなる年次反応を示し、年次間変動が大きく不安定性を示した。

次に、でんぶん収量についてみると、Fig. 2 から、でんぶん収量の回帰係数とでんぶん収量とは、一定の関係(0.032)は認められず、回帰係数は幅広く変異した。Fig. 2 から、特異的な年次反応を示した(Fig. 4)品種についてみると、「Parnassia」と「神谷いも」は多収であり、「529-1」と「Menominee」は平均的収量を示し、4品種

とも回帰係数が1.0よりかなり小さく安定していた。しかし、少収の「Earlaine」と、平均的収量の「メイクイン」および「S 45208」の回帰係数はいずれも小さいが、年次間変動が比較的大きく不安定の品種であった。また、多収である「紅丸」、「農林2号」、「Stärkereiche Nr. 1」および「ケネベック」は年次間変動が小さく、回帰係数は1.0前後で平均安定性を示したが、「ベボ」と「農林1号」は年次間変動が比較的大きく、やや平均安定性を示した。一方、「Russet Rural」、「Rural N. Y. No. 2」、「Long White」、「Chippe-

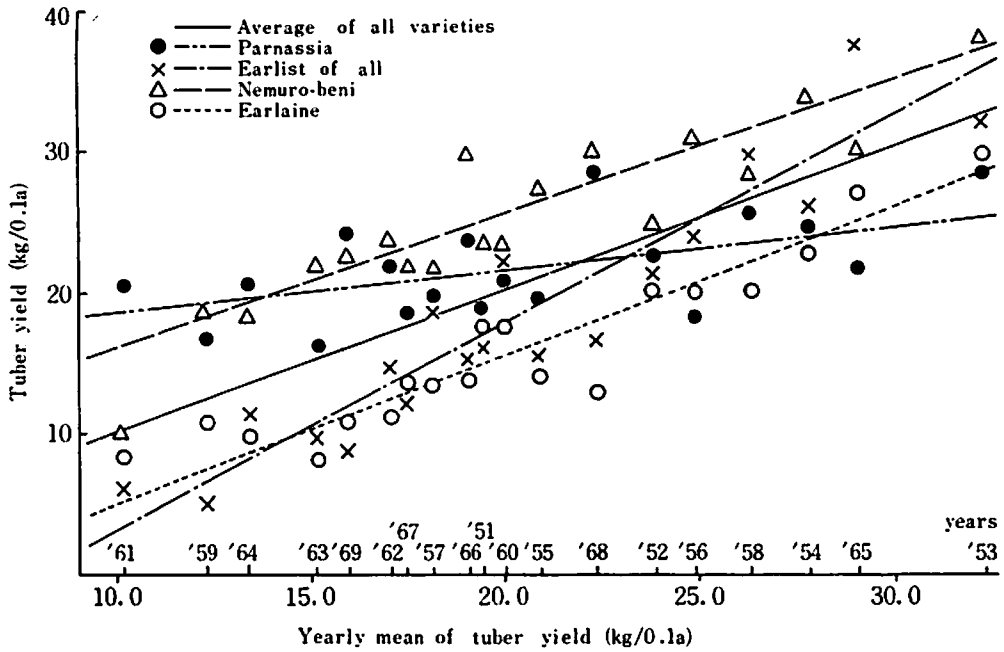


Fig. 3 Regression relationship between tuber yield of four selected varieties and yearly mean of tuber yield

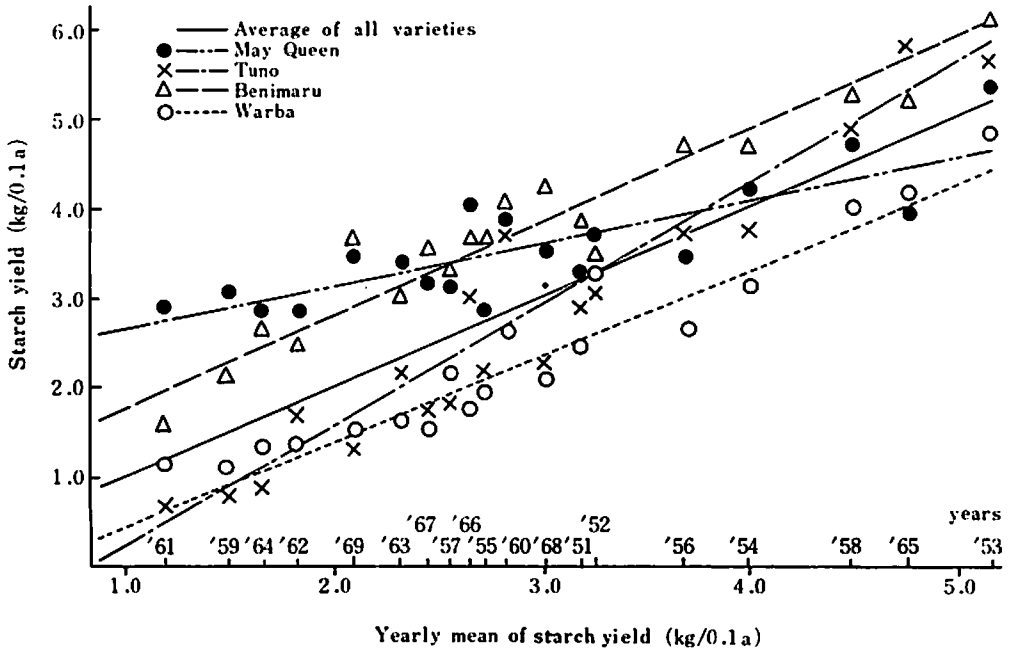


Fig. 4 Regression relationship between starch yield of four selected varieties and yearly mean of starch yield

wa], 「Houma」および「Early Ohio」の回帰係数は1.0に近い値を示したが、変異係数は50%以上を示し、不安定な品種であった。また、平均収量を示した「Early Norther」, 「Earlist of All」, 「本育393号」, 「Charles Downing」, および多収を示した「美深紅」, 「明星」, 「根室紅」はいずれも回帰係数が大きく不安定であった。

3 年次安定性におよぼす気象の影響

上いも重およびでんぷん収量について、年次ごとの平均値と気象要因（6～9月間平均の平均気温、気温較差、日照時間、降水量および地下10cm 畑地温）との相関係数をそれぞれ求め、最も密接な関係を示した平均気温および気温較差について、各品種の上いも重およびでんぷん収量との相関係数をそれぞれ求め Fig. 5, 6 に示した。

上いも重についてみると、平均気温と有意に負の相関を示した品種は「神谷いも」と「根室紅」のみであった。すなわち、これらの品種の上いも重は平均気温によって影響されやすく、気温上昇によって上いも重が減少する関係を示した。一方、両気象要因によって上いも重が影響されることの少ない品種としては「Menominee」, 「ペポ」, 「Pawnee」, 「529-1」, 「紅丸」, 「Sequoia」および「Early Rose」などが見いだされた。とくに、「Menominee」は両気象要因にほとんど影響されない品種として注目される。また、「ペポ」, 「529-1」, 「紅丸」は多収で平均安定性を示す品種であった。

次に、でんぷん収量では、平均気温と有意な負の相関を示した品種は、上いも重の場合と同じであった。また、上いも重と同様に気象要因により影響されることの少ない品種としては「Menominee」, 「ペポ」, 「Pawnee」, 「Earlist of All」および「Early Norther」などが見いだされた。

そして、両気象要因と品種ごとの相関関係と、Fig. 1, 2 に示した品種ごとの回帰係数との間の関係では、一定の関連性は認められなかった。しかし、個々の気象要因が疫病り病程度と有意な関係を示すことから、気象要因が、年次安定性に影響をおよぼしていることは明らかである。

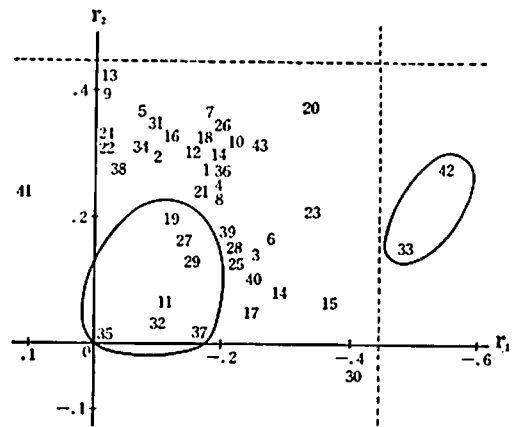


Fig. 5 A diagram showing relation between correlation (r_1), tuber yield and mean air temperature from June to Sept., and correlation (r_2), tuber yield and range of temperature from June to Sept. (Broken line shows significant level at 5%)

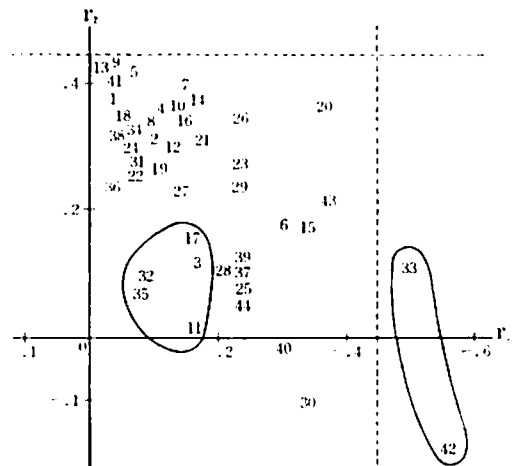


Fig. 6 A diagram showing relation between correlation (r_1), starch yield and mean air temperature from June to sept., and correlation (r_2), starch yield and range of temperature from June to Sept. (Broken line shows significant level at 5%)

4 年次安定性におよぼす疫病の影響

疫病り病程度と上いも重およびでんぷん収量とはいずれも負の関係 (-0.738^{**} , -0.788^{**}) を示した。さらに、疫病り病程度と上いも重およびでんぷん収量についての回帰係数とは、 0.698^{**} ,

0.328**の相関関係を示した。すなわち、疫病り病程度の大きい品種は、これら両形質の回帰係数が大きく、年次反応が不安定になる関係を認めた。したがって、品種の疫病抵抗性の強弱が年次安定性に有意に関係していることを暗示した。さらに、疫病り病程度と上いも重の変異係数とは0.791**、でんぶん収量のそれとは0.817**の相関関係を示し、疫病り病程度の拡大がこれら両形質の年次変動を大きくすることが明らかとなった。

次に、上いも重およびでんぶん収量について、品種ごとの年次反応におよぼす疫病り病程度との関係をみるために、品種ごとに疫病り病程度との相関係数を求め、さらに、回帰係数との関係を Fig. 7, 8 に示した。

Fig. 7 から、疫病り病程度の拡大によって、上いも重が減少する有意な関係を示した品種は「ペポ」、「明星」、「かん南白」、「S 45208」など13を数えた。一方、疫病り病程度の拡大により上いも重が影響されることの比較的少ない品種は「メークイン」、「Triumph」、「Early Rose」および「Pawnee」などであった。

でんぶん収量について、疫病り病程度の拡大による影響は、上いも重の場合とおおむね同様の傾向を示した。

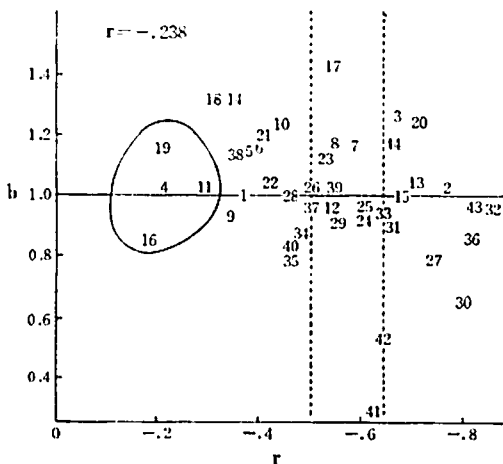


Fig. 7 A diagram showing relation between regression coefficients(b) of tuber yield and correlation(r), damage index of late blight and tuber yield (Broken lines show significant level at 1 and 5%)

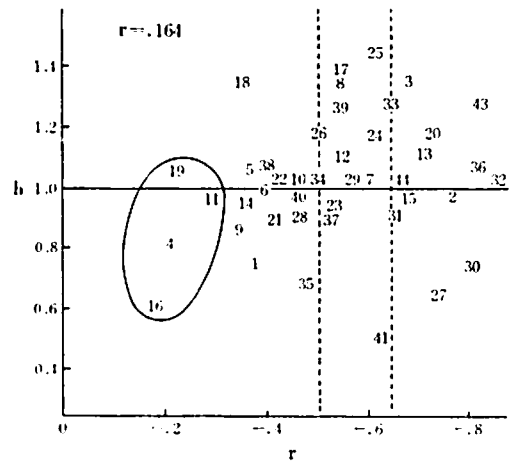


Fig. 8 A diagram showing relation between regression coefficients(b) of starch yield and correlation(r), damage index of late blight and starch yield (Broken lines show significant level at 1 and 5%)

しかし、両形質について、品種ごとに疫病り病程度との間に求めた相関係数と回帰係数との間には、一定の関連性は認められなかった。

考 察

この試験で適用した FINLAY & WILKINSON⁹⁾ (1963) の回帰係数による環境 (ここでは年次) 収量安定性の推定方法は、ある環境がばれいしょ生産に寄与する要因をその環境における多くの品種の平均値で代表させようとするものである。しかし、平均値は品種の多少により変化するものであり、とくに、比較的少数の品種を扱う場合にはその普遍性に疑問が生ずる。岡⁹⁾ (1966) は、彼らの回帰係数による推定方法は場所や季節などによる分類の大部分が回帰に含まれるときは、信頼性は高いと思われるが、回帰直線からの偏差平方和の大きいときは、EBERHART & RUSSEL⁹⁾ (1966) が提案したように回帰係数と偏差平方和の両方によって、収量の変動を評価することの必要性を指摘した。この試験では、上いも重およびでんぶん収量についての各品種の回帰係数の有意性検定では、いずれも5%もしくは1%水準で有意であった。

上いも重について、品種の年次反応を示す回帰

係数と生育日数および収量構成形質（一個重、上いも数、でんぶん価、上いも重）との関係をみると、生育日数とは -0.585^{**} を示した。すなわち、晩生種ほどの年次反応が安定する関係を示した。さらに、一個重とは -0.293^{*} 、でんぶん価とは -0.368^{*} 、上いも重とは -0.428^{**} (Fig.1) とそれぞれ負の相関関係が認められた。すなわち、上いも重についての年次反応は、一個重の大きい品種、でんぶん価の高い品種あるいは上いも重の多収な品種ほど安定している傾向がある。しかし、でんぶん収量については、これらの形質とは有意な関係は認められなかった。すなわち、でんぶん収量の多収な品種ほど年次間変動は小さかったが、でんぶん収量が上いも重とやや正の関係 (0.260) を示すでんぶん価との積として算出される関係を示すが、Fig.2 に示すように品種間のでんぶん収量の多少が不規則に分布したために有意な関係を示さなかったものと推察される。

なお、でんぶん価について、品種の安定性を示す回帰係数は上いも重とのみ有意な関係 (-0.441^{**}) を示し、上いも重の多収な品種ほどでんぶん価について安定していることがわかった。

次に、上いも重およびでんぶん収量についての品種の回帰係数と収量構成形質についての品種の回帰係数との関連性についてみると、上いも重についての品種の回帰係数と上いも数についての品種の回帰係数とは 0.691^{**} 、一個重のそれとは 0.327^{*} 、でんぶん価のそれとは 0.308^{*} の相関関係を示した。同様に、でんぶん収量についての品種の回帰係数と上いも数のそれとは 0.439^{**} 、一個重のそれとは 0.207 、でんぶん価のそれとは 0.297^{*} 、上いも重のそれとは 0.606^{**} を示し、一個重との関係を除いていずれも有意な相関が認められた。すなわち、上いも重およびでんぶん収量についての品種の年次反応は、収量構成形質についての品種の年次反応と密接な関係のあることが明らかになった。

また、でんぶん収量と有意な関係 (0.762^{**}) のあるでんぶん価について、品種ごとの回帰直線を求め、回帰分析をした結果、これら2形質と同様に年次安定性についての品種間差が認められた。

したがって、でんぶん収量についての安定性がでんぶん価での品種間の安定性と有意に関係していることを暗示した。

Fig.3,4 において、1961, '59, '64, '69, '62および'63年は両形質において少収を示した。その原因は主として、生育中期の気象条件の不良による疫病り病程度の拡大である。一方、多収を示した1953, '65, '58, '54および'56年は生育全期間の気象条件が良好であり、とくに、疫病り病程度が少なかったことによると推定される。このように、気象条件が生育、収量に影響を与えていることは一般に知られているが、Fig.5,6 に示したように、品種ごとに平均気温との間で有意な相関を示したのは2品種と少なかった。つまり、気象は個々の気象要因の反応の累積したものとして示され、一般に、収量などに影響をおよぼすが、形質ごとに個々の気象要因との関係をみようとしたこと、暦日上の区切り方、および期間の長短など必ずしも適切でなかったため有意な相関を示す品種が少なかったものと推察される。しかしながら、個々の気象要因と疫病り病程度との関係では、平均気温および畑地温の高い年で疫病り病程度が拡大する (0.674^{**} , 0.685^{**})。さらに、降水量と疫病り病程度とは負の関係 (-0.593^{**}) を認めた。また、疫病り病程度は上いも重についての品種の回帰係数とは 0.587^{**} 、一個重のそれとは 0.698^{**} 、でんぶん価のそれとは 0.386^{**} 、上いも重のそれとは 0.698^{**} およびでんぶん収量のそれとは 0.323^{**} の有意な相関を示した。すなわち、疫病りに対してり病しやすい品種は、これらの形質についての年次反応が不安定となり、さらに、年次間変動は増大する。したがって、個々の気象要因は年次安定性に関係していることが明らかとなった。

育種目標としての年次安定性とは、一般的な気象条件の下である程度の収量を上げうる能力を示すこと、特殊な気象条件（例えば、多照高温、低温など）では収量が低下し難いこと、さらに、収量形質が病虫害などに影響されないことなど、いかなる年にも収量があまり変化しない特性と考えられる。

実際の育種の過程において、供試年数をあまり

多く取れないので育成系統の収量形質についての年次反応を検討することは、ほぼ不可能と思われる。しかし、品種決定後においても観察を続けておくことは、年次安定性を具備した品種の育種を行なう上、あるいは普及指導上においても役立つものと思われる。

この試験では、上いも重およびでんぶん収量についての年次安定性は、品種間で差異のあることが明らかとなった。したがって、今後、さらに収量形質の年次安定性に影響を与える品種の特性、ならびに外界要因のとらえ方について解析する必要がある。また、岡⁹⁾も指摘したように、年次が多い場合には、年次(環境)指数を類別できる要因をさぐり、類別が可能であれば類別ごとに回帰係数を算出し、例えば不良年次(環境)収量安定性を求める方法などの検討も必要と考えられる。

摘 要

この試験は、ばれいしょ品種保存試験成績を使い、上いも重およびでんぶん収量について、FINLAY & WILKINSON (1963) の回帰係数を求める方法、年次平均収量および年次間変異係数を比較する方法を用いて、年次安定性の品種間差異を推定するために行った。さらに、年次安定性に影響をおよぼすと思われる気象要因および疫病り病程度について検討した。

- 1) 両形質について、品種ごとの回帰分析の結果年次安定性に品種間差異がみられた。
- 2) 安定性を示す品種、多収で平均安定性を示す品種、少収で平均安定性を示す品種、および不安定性を示す品種などのあることを知った。
- 3) 上いも重についての品種の年次安定性は、生育日数、一個重、でんぶん価および上いも重と有意な正の関係を示した。しかし、でんぶん収量についての品種の年次安定性は、そのような形質と有意な関係を示さなかった。
- 4) 上いも重についての品種の年次安定性と上いも数、一個重およびでんぶん価についての品種の年次安定性との間、およびでんぶん収量のそれと、上いも数、でんぶん価および上いも重に

についての品種の年次安定性との間にそれぞれ有意な正の関係がみられた。

- 5) 疫病りに病しやすい品種は、上いも重およびでんぶん収量の年次安定性が低く、さらに年次間変動が大きい。また、平均気温、畑地温および降水量は疫病り病程度と密接な関係を示したので、年次安定性は気象要因および疫病り病程度に影響されるものと推察された。

文 献

- 1) 浅間和夫, 1963; 馬鈴薯形質の年次変異と選抜の信頼性. 北農, 30, 7, 3—6.
- 2) ———, 伊藤 武, 伊藤平一, 村上紀夫, 1970; ばれいしょ収量形質における地域適応性. 北農, 37, 1, 11—16.
- 3) ASAMA, K. & N. MURAKAMI, 1968; Studies on the methods of breeding in potato plants. 2. Effect of year and location on the manifestation of the characteristics of some varieties. Bull. Hokkaido Agr. Exp. Sta., 17, 27—33.
- 4) EBERHART, S. A. & W. A. RUSSEL, 1966; Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci., 6, 36—40.
- 5) FINLAY, K. W. & G. H. WILKINSON, 1963; The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Aust. J. Agr. Res., 14, 742—752.
- 6) 川端習太郎, 後藤寛治, 1968; オーチャードグラス, チモシーおよびアルファルファにおける永続性の品種間差異. 北農試験報, 93, 94—99.
- 7) 栗原 浩, 1958; 昭和33年度馬鈴薯関係試験研究概要—育種関係一. 東北農試栽培第二部, 1—14.
- 8) 岡 彦一, 1966; 作物品種の季節適応性, 地域適応性および収量安定性, その機構と選抜. 育種学最近の進歩, 8, 42—47.
- 9) 奥野忠一, 菊地文雄, 熊谷甲子夫, 奥野千恵子他, 1971; 品種特性の環境による変動の評価法について—イネ国際協力試験データ(1968)の解析—農技研報告, A, 18, 93—143.
- 10) 鈴木 茂, 1967; 環境適応性の解析法に関する研究. 昭和42年度畜試事業成績書, 57—68.
- 11) 田口啓作, 1957; 馬鈴薯品種の交雑育種に関する研究. 東北農試研究報告, 12.

Summary

This study was conducted to find the varietal differentiation of the seasonal stability of characters such as the tuber yield and starch yield of potatoes. The data of 44 varieties for 19 years (1951—1969) for statistic analysis were

collected from the variety test at the Konsen Agricultural Experiment Station.

The regression coefficient suggested by FINLAY and WILKINSON (1963) and the coefficient of variation among years were estimated as parameters for seasonal stability. Furthermore, climatic conditions from June to September and the damage index of late blight evaluated on August 15 th were studied as factors that have influences on seasonal stability.

The results were summarized as follows ;

1) Varietal differentiations of the seasonal stability of tuber yield and starch yield were recognized by means of the analysis of linear regression.

2) Varieties were classified into following groups : higher stable, mid stable and higher yielding, mid stable and lower yielding, lower stable and the other.

3) A significant positive correlation was recognized between the regression coefficient tuber yield and characters such as the growing period, tuber weight, starch value and tuber yield.

But, no significant correlation were recognized between the regression coefficients of the starch yield and such characters.

4) There were positive correlations between the regression coefficient of tuber yield and that of each character as tuber number, tuber weight and starch value, respectively. Also the regression coefficient of starch yield showed a positive correlation with that of tuber number, starch value and tuber yield, respectively.

5) Varieties susceptible to late blight showed a lower seasonal stability of tuber yield and starch yield.

6) Climatic conditions such as air temperature, soil temperature and rain fall had significant correlations with the damage index of late blight.

7) Therefore, it is suggested there may be some relations between the seasonal stability of varieties and the outer and inner conditions of varieties, such as climate and susceptibility to late blight.