

ばれいしょの品種比較試験による地域の評価

伊藤 武*

Assesment of Differences in Locations for Starch Yields of Potato Varieties

Takeshi ITOH

地域によってばれいしょ品種の相対的なでんぷん収量生産力が変化するが、そこに関与する地域の特徴を把握するために、北海道内で実施した奨励品種決定試験等を材料として、品種の生産力（全地域の平均値）に対する地域別の回帰を計算した。その回帰係数には地域間差が認められ、北見の環境は多収品種の能力を最大に発現させ、上川では、北見について高い回帰係数と、最小の回帰誤差を示し、他地域との相関も高かった。

更に、回帰係数・品種間差異・品種と年次の交互作用の大きさなどを地域の指標とし、年次と地域で規定する環境の指標も求めて、環境指標と気象要因との関係を検討した。その結果、夜温の低い冷涼な環境において、回帰係数・品種間差異が大きくなった。

でんぷん収量の環境指標と生育日数のそれには関連がみられた。

緒 言

環境が変われば品種の相対的な生産力が変化することは広く観察されるところであり、特に育成地の環境がその作物の生産地のそれとかなり異っている場合などでは適応性の評価は正しく行われ難い。そこには生産力について品種と環境の交互作用が存在する。

例えば、ばれいしょ育種事業についてみると、育成地において「紅丸」に比較して多収な成績を示す系統が他の地域においては「紅丸」と同程度のでんぷん収量に終る例は多い。一連の適応性検定試験の結果から、地域の生産力（“site mean”）を独立変数とし、系統の各地における成績を従属変数とする回帰式により、試験の行われなかった地域における収量を予測して、適府性試験に供試する材料をあらかじめ選抜する試みがある⁷⁾。

このように各環境に対する品種の反応を品種の側からとらえることが一般的である。環境に対する品種の安定性を理解する方法にいくつかあるが⁸⁾、鈴木¹⁴⁾はこれを環境の側からとらえた。すなわち、Finlay and Wilkinson⁴⁾のモデルの変型として示した中で、各環境に対する品種の反応から環境の特徴をつかみ、更にその特徴と気象などの環境要因との関連を考察することの有用性を指摘した。また環境の特徴をいくつかの環境指標として示した。

本報告では環境指標（地域指標）に地域間差が認められた。そのことは適応性試験を実施する地域を理解する上で重要な知見となると考えられる。またばれいしょの道内の奨励品種決定試験等が分析され、地域の生産力・年次変異・地域間相関などが既に報告されている^{2,5)}。しかし、一般的に生産力についての品種と環境の交互作用の大きさは変動しやすく¹²⁾、ばれいしょのでんぷん収量の地域間相関は変動の大きいことが推測される。従って、これらの数品種・数年間の既往の試験結

1978年1月4日受理

** 北海道立根釧農業試験場、標津郡中標津町

果を普遍的なものとして理解するには更に試験を積み重ねることが必要である。この報告ではまずでんぶん収量について年次・場所・品種の影響を分散分析し、ついで鈴木の地域指標を計算し、その地域指標といくつかの気象要因との関係に言及し、地域の評価を試みた。

材料と方法

供試品種は、奨励品種決定試験等において共通に供試された9品種（男爵いも・ワセシロ・農林1号・シレットコ・紅丸・エニワ・ホッカイアカ・タルマエ・ビホロ）である。試験年次は1969年から1973年までの5年間であり、試験実施場所は根

釧・上川（士別）・十勝・北見・中央・北農試（島松）の各試験場である。

地域指標の算出は、まず各年次における各品種のでんぶん収量生産力（6地域の平均値）を横軸に45個プロットし（延45品種と考える）、地域での生産力を縦軸にとり、地域別に平均生産力（ $\bar{1}$ ）・回帰係数（ b ）・回帰誤差 $\{Se(CV)\}$ ・延べ品種間差（品種・年次間差を標準偏差で示し、 Sd と表示）・相関係数（ r ）が得られる。ついでこれらに、地域別の分散分析から品種の分散成分の F 値を加えて求める地域指標とした。次に地域と年次で決定される環境についても同様な指標を求め、環境指標と気象要因との関連を検討した。

Table 1. Climatic factors at each location (1969-1973 ; mean)

Location* Climatic** factor	KO	KA	TO	KI	CH	SH
From 10 days before sprouting to 10 days after sprouting						
Date	3/6-22/6	27/5-15/6	25/5-13/6	30/5-18/6	25/5-13/6	21/5- 9/6
St	13.8	15.1	13.2	12.8	16.2	12.5
S	62.5	77.4	65.0	66.6	72.2	76.9
P	35.8	28.5	31.8	20.2	33.8	54.0
From 10 days after sprouting to flowering time						
Date	23/6-16/7	16/6- 5/7	14/6- 5/7	19/6-10/7	14/6-31/6	10/6- 4/7
Max	20.4	22.8	21.7	21.6	20.9	20.6
Min	10.7	11.5	11.4	10.8	12.2	11.8
S	47.8	72.4	46.2	56.2	71.2	76.2
P	44.0	34.4	26.4	30.6	28.2	32.4
30 days after flowering time						
Date	17/7-16/8	6/7- 4/8	6/7- 5/8	11/7-10/8	1/7-31/7	5/7- 4/8
Max	23.0	24.7	24.5	25.2	24.2	32.9
Min	13.4	14.9	14.9	15.0	15.8	16.1
S	50.6	68.8	45.6	57.6	67.8	67.6
P	39.4	32.8	30.4	35.4	28.8	32.4
From 30 days after flowering time to withering of foliage						
Date	17/8-30/9	5/8- 3/10	6/8-26/9	11/8-22/9	1/8-18/9	5/8-27/9
Max	20.6	21.7	22.6	21.8	23.8	23.6
Min	11.0	12.9	13.0	11.6	14.7	14.6
S	54.6	63.0	46.4	59.4	59.4	65.0
P	58.6	43.0	57.8	37.0	48.8	49.5

* Name of agricultural experiment station; KO:Konsen, KA:Kamikawa, TO:Tokachi, KI:Kitami, CH:Chuoh, SH:Hokkaido (Shimamatsu)

** St:soil temp. (°C, 10 cm), S:sunshine hours (hr), P:precipitation (mm); Max and Mini:maximum and minimum temp. in a day.

なお、各環境の気象要因は暦日に合せないで生育ステージにそろえた (Table 1)。すなわち、地域別に生育ステージ (農林 1 号または紅丸) に対応する平年の月日を求めて、その平年の月日に対応する年次別の気象要因の数値を使用した。計算の一部は農林研究計算センター¹³⁾を利用して行った。

結 果

1 でんぶん収量に及ぼす、品種・年次・地域の影響

分散分析の結果を Table 2 に示した。年次を母数にとればすべての要因が有意となった。すなわち品種と地域の分散が大きく、ついで年次×地域、年次の分散が大きかった。

2 地域の特徴を表現する地域指標

各品種について地域平均を年次ごとに求めて独立変数とし (45 品種・年)、6 地域における各測定値を従属変数とし回帰分析を行った。その結果 (Table 3), b に地域間差が認められた。すなわ

ち、品種の遺伝的能力差 (〇〇年における××品種の全道平均生産力を遺伝的能力と考える) を拡大して表現するか宿小して表現するかに地域差が認められた。そこで地域の特徴を表現する指標として b などを Table 4 に示した。上川と北見は 1 が高く、同時に b も標準の 1.0 以上であった。根釧は Sd, Se (C V) とともに大きかった。十勝は Sd, b とともに小さく、実測値との相関 (r) も低かった。

1 ~ 2 年の品種比較試験から、品種の相対的な生産力を判定しようとする時に、品種×年次交互作用が大きい地域は危険なので、品種と年次の 2 元表から計算した品種分散の F 値も地域指標として Table 4 に示した。根釧はその交互作用による分散は非常に大きかったが、品種による分散も大きいために F 値は小さくなかった。

3 地域指標の年次変動

30 環境 (5 年間×6 場所) について環境別の、生産力 (e)・回帰係数 (b')・回帰誤差 {S'e (C

Table 2. Analysis of variance of starch yield

Source	df	ms	F
Total	269		
Years (Y)	4	2.75	6.2**
Varieties (V)	8	24.35	55.1**
Locations (L)	5	31.73	71.8**
Y × V	32	0.86	1.9**
V × L	40	1.05	2.4**
Y × L	20	5.78	13.1**
Error	160	0.44	

** 1% level of significance

Table 3. Regression analysis of starch yield

Source	df	ms	F
Total	269		
Locations	5	31.73	30.6**
Varieties. Years	44	5.30	5.1*
L × V. Y	220	1.03	
V. Y, L × V. Y	264	1.75	
Linear V. Y	1	233.34	
L × lin. V. Y	5	2.43	2.9*
Pooled dev.	258	0.84	

* and **, Significant level at 5 and 1% respectively.

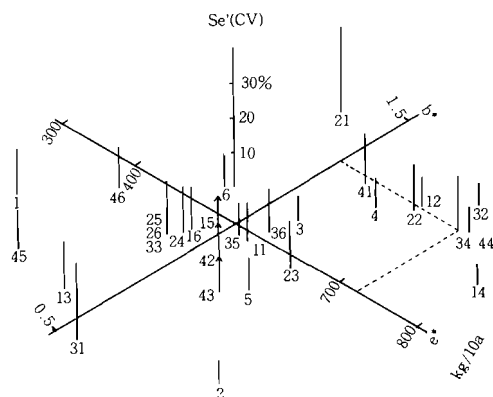
V) を Fig. 1 に示した。この図で 34 を例にとると、1972 年の北見は、でんぷん収量が 9 品種平均で約 720 kg、各品種の 1972 年全道平均値に対する回帰係数が約 1.35、同回帰誤差が約 15% と読める。北見はこれらの環境指標が年次によって安定し、根紮は変動していた。変動の理由を探すことは地域指標の理解を深めるので環境指標といくつかの気象要因との間の相関を求めた (Table 5)。でんぷん収量の品種間差を表わす S'd や、それと似たような意味の、品種本来の能力差を表わすともいべき b' が、萌芽後 10 日～開花始の雨量との間に有意な関係があり、回帰からの誤差を示す S'e (C V) では開花～枯凋期間の最低気温または日照時数との間に相関関係がみられた。でんぷん収量と比例的関係にあるとされる生育日数²⁾についても、でんぷん収量と同様な方法で環境指標を計算して、気象要因との相関係数を同表に示した。2 つを並べて比較していくと、明白な類似の傾向はなかった。しかし、生育日数、でんぷん収量それぞれの環境指標間の相関をみると (Table 6)、それぞれの r と r にみられるように、説明可能な有意な相関関係 (後述) があった。

考 察

1 相対的品種生産力の環境変動

緒言で述べたように、ばれいしょのでんぷん収量について、品種 (V) と地域 (L) の交互作用

は、道内の品種比較試験の結果を評価するために無視できない。ばれいしょに限らず、これらの交互作用の大きさは、環境と材料によって大きく変動することが指摘されている¹²⁾。ばれいしょの報告例²⁾では、V と L と年次 (Y) の 3 主効果の分散



* KO KA TO KI CH SH

1969	1	2	3	4	5	6
1970	11	12	13	14	15	16
1971	21	22	23	24	25	26
1972	31	32	33	34	35	36
1963	41	42	43	44	45	46

* Signs are same as table 1 and 5

Fig. 1 Enviromental indices about starch yield by three dimensional arrangement

Table 4. Locational indices about starch yield (kg/10a)

Location	1	b	Se (CV)	Sd	r	F
KO	520	1.08	25%	163	.623**	9.5**
KA	685	1.16	10	129	.845**	11.7**
TO	580	0.67	15	108	.582**	10.8**
KI	714	1.20	13	146	.770**	8.7**
CH	565	0.92	15	119	.725**	8.6**
SH	516	0.87	15	120	.763**	8.8**

1: Location mean (5 years $\times$ 9 varieties)

b: Regression coef for each location. A linear regression of individual yield on the mean yield of all locations for each variety in each year

Se (CV): Coef of variation of deviations from regression

Sd: Standard deviation among the varieties (45. V. Y)

r: Correlation coef. between estimated and observed

F: F value is mean square (ms) of variety divided by ms of variety $\times$ year interaction

** : Significant at 1% level.

が大きく、交互作用では $L \times Y$, $V \times L$, $V \times Y$ の順であり、年次の効果が大きいことを除けば本報告とはほぼ同様である。又この内、 $V \times L$ の交互作用が有意となっているのも同様である。

でんぶん収量の品種と年次の交互作用を支配する要因として、疫病発生程度とそれに関連する気象要因の影響が報告されている⁸⁾。根鋤を除く他の5場所には疫病発生が少ない地域もあるが、気象要因が品種と地域の交互作用を支配する大きな要因であると考えたい。

2 相対的品種生産力の地域変動

(1) 地域指標としての回帰係数

品種の環境に対する安定性の指標とされる回帰係数に対応して、環境の指標として、品種の生産力("site mean"に対応して"varitey mean"として認識する)に対する環境の回帰係数を考えることができる。品種の安定性では、回帰係数が1.0より小さいものが安定性が高いとされることがあるが⁴⁾、環境の回帰係数の大小によってその環境の良否を論じられるものではない。1.0より著しく大きいまたは小さい環境は特色ある環境として、奨励品種決定試験等の実施に当たって留意しなければ

Table 5. Correlation coef. between environmental indices and factors of weather (n=30)

		From 10 days before sprouting to 10 days after sprouting			From 10 days after sprouting to flowering time				30 days after flowering time			From 30 days after flowering time to withering of foliage			
		St	S	P	Max	Min	S	P	D	Max	Min	S	P	D	D
Starch yield	e	+	+	-	+	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+
	b	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+
	Se (CV)	+	+	+	-	+	-	+	-	-	-	+	+	-	+
	Sd	+	+	+	-	-	-	+	+	-	-	+	+	+	-
	r	-	+	-	+	-	+	+	+	+	+	+	-	+	+
Period of growing time	b	-	+	+	-	-	+	-	-	+	+	+	-	+	+
	Se (CV)	-	-	+	-	-	-	+	-	-	-	-	+	-	+
	Sd	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	+	+	+	-

+ and - : Plus and minus of the coef.

e : Environment mean

b : Regression coef. computed as the regression of individual environment on each variety mean of all locations in the year.

Se (CV) : Coef. of variation of deviations from the regression

Sd : Standard deviation among the varieties in the environment

r : Correlation coef. between estimated and observed in the environment.

D : Max - Min

* and ** : Same as table 3

Others are same as table 1

Table 6. Correlation coef. between environmental indices on starch yield and those of growing period (n=30)

		e	b	Starch yield Se (CV)	Sd	r
Growing period	e	-.21	.26	.01	.07	.23
	Se (CV)	-.05	.27	.30	.46*	.00
	Sd	-.17	.19	.02	.26	.19
	r	.10	-.04	-.45*	-.30	.37*

* : Significant at 1% level

Indices are same as table 6.

ばならない。“site mean”というイメージは簡明なので品種と環境の交互作用をこの回帰係数に分解すると考えやすく⁹⁾、北見や上川は、地域の回帰係数が1.0より大きいので、多収品種の能力を最大に発揮させる地域と考えることができる。更にこの両地域は、全品種を平均した生産力の高い地域でもあった。全体でも30環境における環境生産力と環境の回帰係数との間には正の相関がみられた。逆に十勝は後述のような問題点があるが、多収品種と少収品種の能力差を縮小して発現する地域と考えられる。

(2) 品種の相対的生産力に及ぼす地域の影響

地域の回帰係数には地域間差が認められたので、品種の平年値をとって地域別にまとめると、

地域の各品種に与える影響を理解するのに便利である(Fig. 2)。図で地域により平均値は異なるが、全て傾き1.0となる回帰直線からの偏差をみれば、品種と地域の交互作用をそのままみることになる。また平均値も傾きも異なる地域独自の回帰直線と回帰直線からの偏差に分けて考えることもできる。上川は地域独自の回帰直線からの偏差が少ない(Table 4におけるSe(C V)と同一ではないが同様)ので、品種と環境の交互作用を地域独自の回帰直線ではほとんど説明できる。偏差の大きいのは十勝・根釧である。従ってこの2地域は回帰係数は有意であるが他地域に比較して、回帰で説明し切れない交互作用の部分が多いということになる。根釧におけるその内容をみれば、「男爵

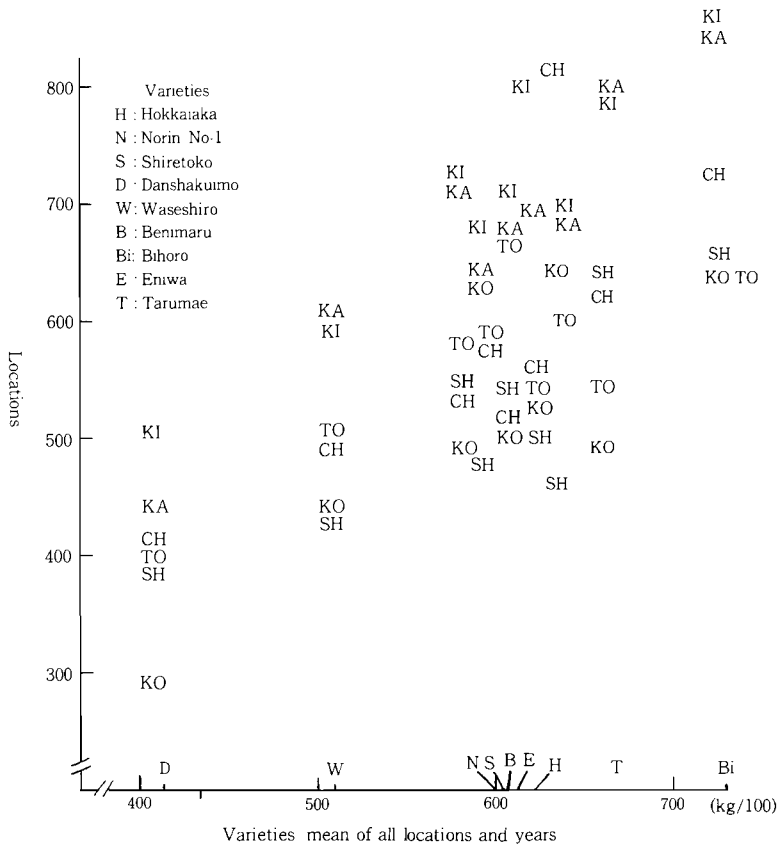


Fig. 2 Regression relationship on starch yield between locations and varieties

いも」・「タルマエ」・「ビホロ」などの疫病に弱い品種、あるいは「ビホロ」のような極晩生で初期生育の悪い品種が回帰直線から落ちこんでいる。これはこの地域で疫病がまん延することと関連があろう。また根釧で「シレットコ」が回帰直線より上に位置するのは育成地の成績としては普通でもあり、島松ではそこで育成した「ホッカイアカ」が回帰直線を下回るのは、枯周期が早まるためと考えられる。

通常、品種を評価する場合、品種と地域の交互作用を小さくするため、類似の反応を示す地域をグルーピングしてグループ別に考察することが行われている¹⁰⁾。そのグルーピングには各種の報告があるが、道内のばれいしょを対照とした報告⁵⁾で、上川は他地域との相関が高く、全道を代表する成績を得たことは本報告(Table 7)と一致し、Table 4のF値からこの地の安定した生育環境も影響していると考えられる。一致しない例として、そこで得られた交互作用成分から計算される、地域間の類似性を表わすとされる距離係数を最小次元解析し(Fig. 3)、本報告と比較すると、Fig. 3では島松が独立しているのに対しTable 7では島松は中央と近い反応を示した。島松と中央は近接しており、平坦で気象環境が類似しているので、同じグループに入るのが自然と思われるが、中央には萌芽期の雨量による成績のかく乱もあり、更に検討の余地がある。

3 地域指標と気象との関係

各地の環境指標を回帰係数などからみると年次変異が大きく、品種と地域の交互作用には気象が大きく関係していると思われる。回帰係数の大き

い北見・上川と、それに続いてやや大きい根釧に共通するものとして、夜温の低下など生育後半の有利な気象条件を考えることができる。これは多収品種が晩生であることと符合する。田口¹⁵⁾は、東北農試(刈和野)における収量を島松のそれと比較して、刈和野では生育日数の長い中・晩生種が、生育後半の高温による生育障害によって、必ずしも十分に能力を発揮しない場合が多いため、収量と生育日数の相関が認められなかったことを報告した。Table 4における品種間の標準偏差および回帰係数を見ると、冷涼な根釧・北見は、これらの値が大きく晩生種の能力が伸びる地域であり、逆に、島松・中央・十勝は晩生種の能力の伸びが小さい地域である。すなわち、根釧・北見に対する、島松・中央・十勝を田口の島松に対する

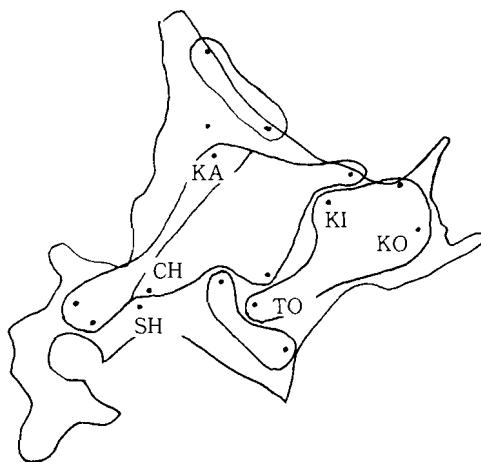


Fig. 3 Classification of environments by minimum dimension analysis (Hayashi)

Table 7. Correlation coef. for starch yield among locations, where years and varieties are pooled (n=45)

	KA	TO	KI	CH	SH	Mean ¹⁾
KO	.25	.26	.58**	.15	.21	.62**
KA		.49**	.47**	.79**	.77**	.85**
TO			.30*	.33*	.25	.58**
KI				.34*	.50**	.77**
CH					.65**	.72**
SH						.76**

1) Variety mean of all locations for year, others are same as table 1

* and ** are significant at 5 and 1% level, respectively.

刈和野と対照して興味深い。

S'e (C V) と開花以後の期間の気象要因との間に有意な相関関係が成立したのは (Table 5), 全道的にみてこの期間に日照多く夜温の高い環境では, 環境固有の回帰直線からの誤差が少なかったからであり, このような年次には信頼できる試験結果が得られると言えるかもしれない。同表のでんぶん収量の b' は S'd とよく似ていて萌芽後 10 日～開花始の雨量の多い環境, および仔細に検討するとそれ以後の低温な環境において, でんぶん収量の品種間差は大となる傾向がみられた。このことは地域による指標の違いを説明するものとして注目したい。環境生産力と気温との関係では, 多収環境は開花後 30 日間の日最高気温および気温日較差が大きい傾向がある。

本報告では環境を気象要因から分析したが, 土壌条件等も全部含めた環境の表現を品種の生育日数で代表した例では, 生育日数と収量またはでんぶん収量との間に関係が深いことが報告されている³⁾。そこで生育日数についてもでんぶん収量と同様に, 環境指標を求めて比べてみると (Table 6), 両形質について算出された同一指標間に有意な相関がある。又, b' と S'd は類似した指標であること, S'e (C V) と r は相反する指標であることを考えれば, 正負の符合は有意でなくても説明のつくものが多い。従って, でんぶん収量についての環境指標には, 生育日数を通じて影響する環境要因があると言える。

ここではでんぶん収量に関する品種と地域の交互作用を各品種平均値に対する地域の回帰係数と回帰からの誤差でとらえたが, 単に地域の特異性の程度を表示することが目的ならば, 当該地域と他地域との対を作って交互作用による分散を集計する方法がある¹¹⁾。

本稿は松代平治根釧農業試験場長の校閲を受けた。浅間和夫馬鈴しょ科長, 伊藤平一, 村上紀夫両研究職員には指導助言を受けた。統計数理研究所林知巳氏からは最小次元解析結果を提供していただいた。上記の各位ならびに事業成績を利用させていただいた 6 場所関係各位に対し, 深く謝意を表する。

引用文献

- 1) 浅間和夫, 金子一郎, “根釧地方における気象とばれいしょの生育収量の関係について”, 北農, **33** (7), 14-18 (1966).
- 2) ———, 伊藤武, 伊藤平一, 村上紀夫, “ばれいしょ収量形質における地域適応性”, 北農, **37** (1), 11-16 (1970).
- 3) Asama, K., Murakami, N., “Studies on the methods of breeding in potato plant. 2. Effect of year and location on the manifestation of the characteristics of some varieties.” Bull. Hokkaido Prefect. Agric. Exp. Sth. **17**, 27-33 (1968).
- 4) Finlay, K.W., Wilkinson, G.H., “The analysis of adaptation in a plant breeding programme.” Aust. J. Agric. Res. **14**, 742-752 (1963).
- 5) 伊藤武, 浅間和夫, “ばれいしょ品種に対する反応からみた地域区分”, 北農, **39** (11), 11-18 (1972).
- 6) 菊地文雄, “作物育種における遺伝子型と環境との交互作用の諸問題”, 育種学最近の進歩, **13**, 103-110 (1973).
- 7) Mackenzie, D.R., Mills, W.R., Watts, J.O., “Predicting yield and processing quality of potato breeding selections.” Am. Potato J. **53**, 87-98 (1976).
- 8) 村上紀夫, “ばれいしょ主要形質の年次安定性に関する品種間差異” 道立農試集報, **29**, 7-16 (1974).
- 9) 奥野忠一, 菊地文雄, 熊谷甲子夫, 奥野千恵子, 塩見正衛, 田淵ひろみ, “品種特性の環境による変動の評価法について”, 農技研究報告, **A 18**, 93-143 (1971).
- 10) 大畠秀弥, “麦類系統適応性検定試験並びに原種決定試験の統計的分析”, 農技研報告, **A 9**, 69-151 (1962).
- 11) Plaisted, R.L., Peterson, L.C., “A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons.” Am. Potato J. **36**, 381-385 (1959).
- 12) 坂井健吉, “サツマイモにおける高でん粉品種の選抜”, 育種学最近の進歩, **14**, 11-16 (1974).
- 13) 鈴木茂, “重回帰分析 (2)”, 農林研究計算センター報告, **A 2**, 143-164 (1968).
- 14) ———, “環境要因に基づく適応性の評価について”, 育種学最近の進歩, **16**, 22-31 (1975).
- 15) 田口啓作, “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**, 212 (1957).

Assesment of Differences in Locations for Starch Yields of Potato Varieties

Takeshi ITOH

Summary

Nine potato varieties were subjected to an analysis of variety-location interaction for five years at six locations in Hokkaido on the basis of computation of the regression of the starch yield of each variety at a location against its mean starch yield in all the locations. The following results were obtained;

The regression coefficients had a significant locational difference. Two locations which showed either the highest coefficients or the smallest regression residuals gave the highest starch yield. After all, Kamikawa, one of the two, had a high correlation coefficient among the locations. Discussions were further made of a correlation relationship between environment indices of a starch yield and those of a growing period, as well as, a correlation relationship between both the environment indices and climatic factors, whereby it was found that the environment indices of a growing period influenced those of a starch yield.