

日本水稻生産力に関する農業気候学的研究〔I〕

松田, 昭美
九州大学農学部

<https://doi.org/10.15017/22932>

出版情報：九州大学農学部学藝雑誌. 21 (2/3), pp.227-254, 1964-12. 九州大学農学部
バージョン：
権利関係：

日本水稲生産力に関する農業気候学的研究〔I〕

松 田 昭 美

Agro-climatic studies on the productivity of the paddy rice in Japan [I]

Akiyoshi Mastuda

緒 言

わが国の食糧生産における水稲の地位は非常に高く、例えば昭和34年の調査¹⁾によれば、水稲の作付面積は約3,131,000町歩で、これは田と呼ばれる耕地面積の90%以上に及び、また全耕地面積の約50%に相当している。

このように重要なわが国の水田の水稲生産力が過去においてどのような発展過程をたどり、またその将来性等については多くの重要な問題が存在している。

水稲生産力の発展過程の解析については既に多数の優れた研究成果が発表されているが、これらの大部分は社会科学的あるいは純農業技術的な立場から論じられたものであり、これを自然環境との関連性の上から論じたものは少ない。

勿論、水稲生産力の発展は栽培技術の進歩、品種の改良等に基づくものであるが、このような発展過程は地域によって非常に異なった傾向を示しており、夫々の地域における自然的環境条件の役割もまた見逃すことの出来ない重要な要素である。

明治以降のわが国の水稲生産力の発展過程をみた場合、この間の変動の傾向は各種の社会的あるいは自然的条件の複雑な組合せによって必ずしも一定した傾向を示さず、大小いくつかの画期を示しながら今日に至っているが、この間の全体的な傾向としては明らかに増加の方向を持続した長期傾向変動と見做すことが出来る。また一方年々の生産力の変動は一般に長期の傾向変動に対して不規則な上下運動を示しているが、これらの変動は上述の長期傾向変動とは本質的に異なったものであり、他の変動要素に基づくものと考えられる。不規則変動の原因については社会的条件の役割もまた重要であるが、自然的条件特に気候条件の年々の変動に帰因する割合が非常に高く、水稲生産の安定をはかる上から、これらの関連性を確立することが必要である。

このように実際に示された水稲生産力の時系列は長期間の規則的な変動と年々の不規則な変動の和によって与えられたものと考えることが出来る。

傾向変動を求めるための函数関係の定式化を行う場合、どのような方程式を誘導するかは研究の目的或いは内容によつて異なるが、傾向変動そのものが研究の対象となる場合、何らかの理論的条件に基いた変動方程式を導き、更にその正否を検証することが必要条件である。²⁾

水稲生産力の発展過程に関する従来の多くの研究成果は夫々独自の立場から有用な方程式を適用して何れも優れた結果を得ているが、その大部分は上述した二つの必要条件のうち何れかを見逃している。勿論、いかに観客的な傾向変動の方程式が得られたとしても、このような傾向変動をもたらした原因については何らの知識を与えるものではないが、その原因についての理論的な検証に対する前提段階として極めて重要なことである。

次に不規則変動に与える自然的条件の影響を取扱う場合、不規則変動は実際の時系列から傾向変動を取除いた、いわゆる定常時系列によつて与えられる。したがつてこの場合には傾向変動そのものは研究の対象とはならないので、一般に純形式的な変動方程式を導き、その適合性を検証した後に、これを利用して差支えない。

本研究においては便宜上水田単位面積に対する生産量(反当収量)を水稲生産力の一つの指標と考えて、わが国における水稲生産力の長期変動並びに年々の不規則変動と農業気候学的な要素との関連性について統計学的な解析を行ない、その客観的定量化を試みたものである。

先ず〔I〕においては、明治以降の水稲生産力の変動に関して、地域別の増加の方向に夫々特有な指数傾向があることを認めて、これにlogistic曲線と称される代表的な生長曲線式のあてはめを行なつて、その妥

当性を検証した。そして傾向変動に関する地域的相違の客観的な比較並びにその傾向値あるいは母数と気候条件との関連性について論じたものである。

次に [II] においては、水稻生産力の不規則変動を規定し、これに及ぼす気候条件の主導的役割について、相関法に基いた統計的手法を適用して解析しようとするものである。南北に細長くのびた日本列島において、北部と南部では気候条件が非常に異なっており、水稻生産力に及ぼす気候条件の影響もまた当然相違している。そこで本研究では寒冷地及び温暖地の代表として夫々東北、九州を選び、夫々の地域における特性を検討し、またその相違について論じた。こゝで風水害等の気象災害は特に本邦西南暖地において重要な問題であるが、これらについては直接的には本研究の対象としていない。しかし近時水稻早期栽培法が広範囲に導入されているが、これは一面では気象災害対策の一つでもあるので、本研究では水稻栽培期の可動性と気温の関係について、九州の場合を一例として、その概要を述べる。

本研究を進めるに当り九州大学武田京一教授には絶えざる御指導を与えられた。また研究とりまとめ全般については高田雄之教授、同じく田辺邦美教授、作物学的見地から永松土巳教授、統計学的見地から土屋圭造助教授に夫々懇篤な御指導を与えられた。更に坂上務助教授初め九州大学農業気象学研究室員諸氏には絶えず有益な助言を与えられた。こゝに付記して謝意に代える次第である。

I. 水稻生産力の長期傾向と気候¹⁾

1. はしがき

わが国の稲作は世界の栽培分布からみればほとんどその北限に近い。^{4,5)} それだけに気温による制約は著しく、特に北海道、東北地方等においてはしばしば冷害になやまされている。

それにも拘わらず、わが国北東部の最近の稲作の発展にはめざましいものがある。

こゝでは明治時代から最近に至るまでの70余年間をさしあたり一つの期間と考えて、この間の水稻生産力の発展過程を論じ、更に気候条件との関連性を得ようとするものである。

水稻生産力の長期傾向に関して環境条件の果す役割は、環境条件の相違によつてもたらされた各地域の生産力の差別の状態が、栽培技術の進歩、品種の改良等

の農業技術的条件に基いた生産力の発展によつて次第に変革され、やがては環境条件の与える影響そのものを変換させて、新たな差別をつくつてゆく過程であるということも出来よう。

このような意味において、環境条件の解析は、云い換えれば社会的条件に対する従属性の把握にあると云える。

こゝでは全国的にみた水稻生産力の発展過程に対して、地域的発展過程がどのように展開してゆくかを客観的に比較し、またその発展過程の変位の状態を気候条件特に最も重要と考えられる気温との関連性について観察したものである。

従来、水稻生産力の長期傾向に関する気候学的取扱いについての研究は非常に少く、特に全国的な規模において論じられたものは殆んど見当たらない。

本研究では単に気温条件についてのみ解析したものであるため、不十分ではあるが、比較的大面積の地域的特性の把握としては、一応処期の目的を達し得たと考える。

2. 水稻収量の消長に関する概括

明治18年(1885)から昭和33年(1958)に至る47年間のわが国水稻生産高の発展過程を示せば第1図に示したようになり、作付面積の増加の割合に比べて、実収高の増加は著しく大きく、したがつて反当収量もそれに伴つて増大している。いまこれらの増加の割合をみるために便宜上明治18—22年の5カ年平均値と、最近の昭和30—33年の4カ年平均値を比較すると第1表に示したようになる。

Table 1.

	明治18—22年	昭和30—33年	増加割合
作付面積(町歩)	2,629,829.7	3,090,029.0	1.17
実収高(石)	36,385,201	75,994,470	2.09
反当収量(石/反)	1,377	2,459	1.79

このような収穫高の増加は明治以降採択された、あらゆる農業技術の進歩によつてもたらされたものであるが、この間の発展過程をたどつてみると、決して一様ではなく、大小いくつかの両期を示しながら複雑な変動をしている。しかしながらこゝで用いた統計期間74年を一つの大きな期間と考えて、これを大局的にみた場合、反当収量に関しては大正の中頃迄のいわゆる前半期では比較的順調な増加過程を示しているのに比

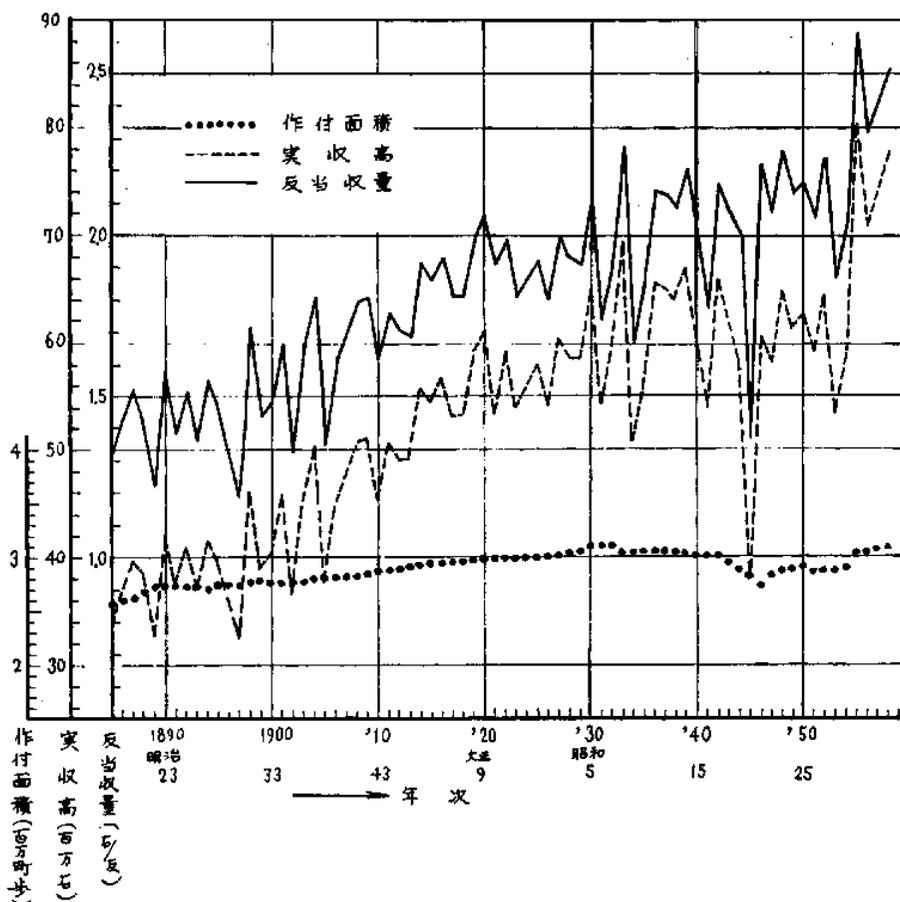


Fig. 1. 全国水稲作累年傾向 (1885-1958).¹⁾

べ、それ以後の後半期においては次第に増加の割合が衰えて、反当収量増加割合の停滞傾向が現われてきている。但し昭和30年以降の連続豊作は明治以降の水稲生産力史上最も画期的な現象であると考えられ、従来の顕著な停滞傾向を打ち破る観さえあるが、この問題については、更に将来の傾向をも検討する必要があり、未だ今後の課題として残されよう。

いずれにしても全国的な傾向として、増加の割合が次第に停滞して来たことは事実である。

次に反当収量（以後単に反収と略称することがある）の発展過程について、これを府県別にみると、更に複雑な様相を示し、夫々の府県特有の傾向を持っているので、簡単に記述することは困難である。しかしこれを定性的に概括すれば次に示すような3つの類型に大別することが出来る。即ち

類型I、期間初期の反収は一般に低い値を示してい

るが、反収の増加速度は年と共に漸増し、反収（縦軸）の変動は年次を横軸にした場合下に凸状を示す、いわゆる反収増加速度の漸増傾向を示すものである。日本北部の北海道あるいは東北地方の多くがこの類型に属している（第2図A）。

類型II、反収の増加傾向がほぼ直線的に推移するもので、厳密には上述した類型Iか、若しくは後述の類型IIIに属するものが多いが、何れもその傾向が顕著でなく、ほぼその中間の傾向を有するものである。この類型に属するものは、関東、北陸地方等の本邦中北部に多くみられる（第2図B）。

類型III、期間初期の反収は他の類型に比べて相対的に高いのが普通であるが、反収の増加速度は漸次減少し、反収（縦軸）の変動は上に凸状を示す、いわゆる反収増加速度の漸減傾向を示す場合である。この類型は本邦西南部に多くみられ、特に近畿、四国あるいは

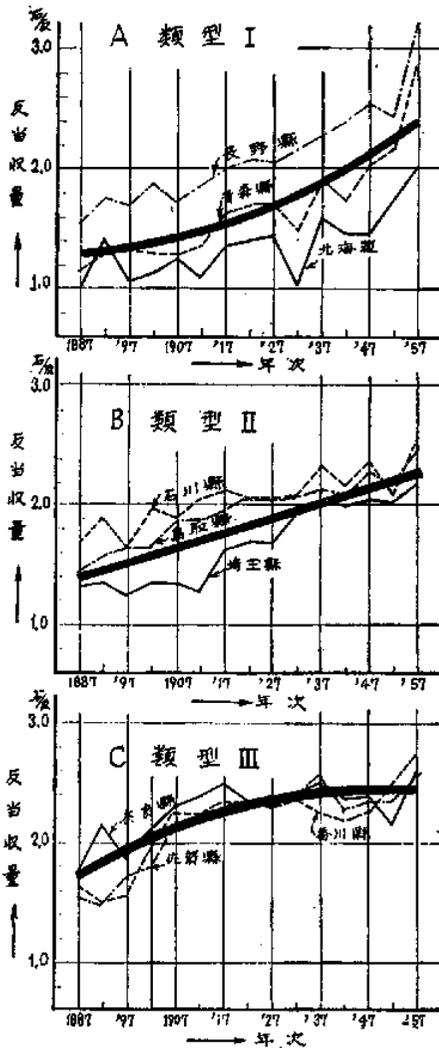


Fig. 2. 反収年次傾向の類型。

九州にこの類型の顯著なものが多い(第2図C)。

以上類型化に関する3つの定性的な区分を行なつたが、夫々の府県について詳細に検討してみると、このような類型化に関して、かなり判つきりした地域性が示される。即ち本邦東北部の地方では初期の低い生産力がかなり長期間にわたつて続いているが、その後次第に上昇傾向を示し、より最近の著しい増収は、本邦西南部の従来上位生産地帯と考えられていた地方を凌駕する程になつてきた。一方西南部の地方においては早くから水稲作の先進地として高い生産量をあげていたが、反面では増加の割合が次第に停滞して今日に至っている。昭和30年以降の豊作も、東北部の著しい

増加に比して尚緩慢である。

このように地方別にみた場合、初期の反収の相異に比べて最近はより平均化されて、水稲生産力に関する限りでは、従来考えられていた先進地あるいは後進地の観念は次第に改められなければならないようになってきている。

以下このような反収の発展過程について若干理論的な解析を行なつてみる。

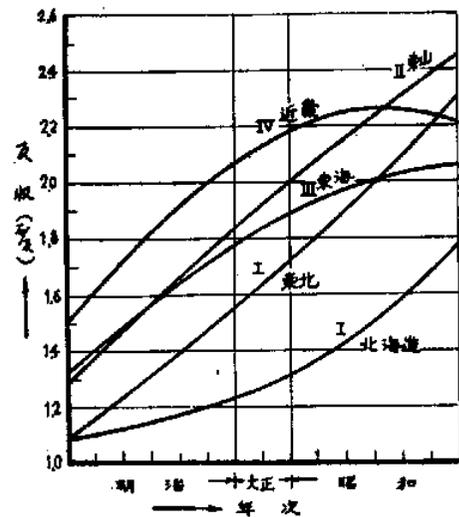
3. 反当収量の傾向変動

(1) 反当収量の長期傾向について

水稲反収の長期傾向に関しては既に多くの研究成果が発表されている。例えば森本のは明治12年以降の主要農作物の全国累年統計の変化を示し、その直線性を仮定して、反収の直線回帰を導き、各作物間の比較を行なつている。

沢村のは明治16年から昭和31年に至る74年間について、二次的回帰曲線の適用を仮定し、その結果から次に示すような地域別の4つの型を識別した。

- 反当収量増加段階
 - (I) 反収増加漸増型(北海道, 東北)
 - (II) 反収増加漸減型A(関東, 東山)
 - (III) 反収増加漸減型B(東海, 中国)
 - 反当収量減少段階
 - (IV) 反収漸減型(北陸, 近畿, 四国, 九州)
- 第3図は上記した夫々の型を示したものである。



(沢村によつて)

Fig. 3. 反収の変動傾向における諸類型。

また加藤⁹⁾は明治44年から昭和30年に至る45年間に同じく二次曲線の成立を仮定して、その傾向変動を求め、更にこの期間をいくつかの小さな期間に区分して、各期の比較あるいは府県間の比較等を詳細に行なつて、大正以降の水稲生産力発展に関する農業史的解析を行なつている。

既に述べたように本篇では水稲生産力の長期傾向が研究の対象であるから、先ず導入した変動方程式には前提となるべき何らかの理論的根拠がなければならない。既往の多くの研究は、たとえ傾向変動そのものを研究の対象としたとしても、方法としては純形式的な傾向線を適用したものと云えよう。

さて、作物生産量の変動に関する理論的考察の中心課題は生産に関与する諸要素の結合あるいは組合せに関する問題であり、この結合あるいは組合せによつてもたらされる結果について、一般に論じられているような収穫に関する諸法則が生れている。

例えば、収穫遞減法則については、久保田¹⁰⁾によれば“農業に利用された一定面積の土地に対して同一単位の労働と資本財を投下しつづける限り、一般にそれらの投下が或限度以上に及べば、生産物の量はそれらの投下に対して相対的に減少して来る傾向がある”と定義している。即ち農業技術の不変を前提とした場合、生産物の量は或限度をこえると相対的に減少することがあることを示したものである。しかし実際には農業技術には日々改良が加えられており、これに基づいて収穫は遞増するため、遞減法則に対して相殺的に作用している。

しかし乍ら實際上、たとえこのような法則が成立したとしても、その変動の系列は非常に複雑であるために、これらの法則がどのように作用しているかを知ることが事実上困難である。しかしその反面、与えられた変動系列に対して如何なる函数をあてはめるのが最も妥当であるかを考えて帰納的にその傾向変動を論ずることは出来る。また函数を誘導するための前提条件を考察することによつて、傾向変動に関する理論的な解析の段階に間接的に接近せしめることは可能である。

既に古く人口増加の傾向変動に関する研究を端緒として誘導された代表的理論曲線に logistic 曲線と称する生長曲線がある。その後この曲線は多くの生物現象に適用され、更には単に生物現象に限らず工業生産物の発展過程¹¹⁾等の非生物的现象にも適用し得ることが認められ、その適用範囲は広い。

しかし本来が人口問題あるいは一定の条件下におかれた生物の増殖等の問題について導かれたものであり、これがそのまま本邦の水稲反収の発展過程に適用されることが許されるかどうかは疑問であるが、以下 logistic 曲線の概要を示し、更にこれが適用の可能性について述べる。

(2) 変動方程式の適用について

R. A. Verhulst¹²⁾によつて与えられた logistic 曲線は“人口増加に関する等比級数法則の成立を阻止するような抵抗は、人口の増加と共に増大するという事実から、これを人口の大きさそのものの函数である”と考えてこれを次のように示した。

$$\frac{dy}{dt} = ay - f(y) \quad \dots\dots\dots (1)$$

但し y ; 人口, t ; 時間, a ; 常数

即ち人口は本来等比級数的に増加しようとする傾向を有しているが、これが種々の障碍のために実現しないことから、その障碍または抵抗を人口の函数と考えた。しかし乍らこの抵抗常数 $f(y)$ を知ることは實際上困難であるため、便宜上最も簡単な場合として $f(y) = by^2$ を与え、(1) 式を次のような形で示し、これを logistic 曲線と名付けた。

$$y = \frac{K}{1 + me^{-at}} \quad \dots\dots\dots (2)$$

但し a, m, K ; 常数, $b = \frac{a}{K}$

Raymond Pearl and Lowell Leed¹³⁾は Verhulst とは全く独立に (2) 式と同じ公式を誘導し、実験室における果実蠅の一種の増殖状態が、この曲線によつて極めてよく表現せられることを明らかにしたと云われている。

次に (2) 式によつて示された logistic 曲線の性状を簡単に記せば次の通りである。

$a > 0$ の場合

$t \rightarrow +\infty$ において $y = K$ に収束し、

$t \rightarrow -\infty$ において $y = 0$ に収束する。

したがつてこの場合 y は 0 から始つてその極限値は K となる。

一方 $a < 0$ の場合はその反対に曲線は $y = K$ から $y = 0$ に向つて減少する。第4図曲線 I は $a > 0$ の場合の y の傾向を示したものである。

次に (2) 式を時間 t で微分すれば

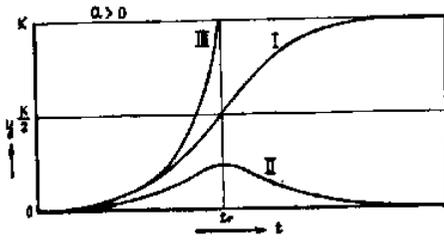


Fig. 4. Logistic 曲線.

$$\frac{dy}{dt} = ay \left[1 - \frac{y}{K} \right] = ay - \frac{a}{K} y^2 \quad \dots\dots (3)$$

となり、既に示したように y の増加速度は y に比例して増加するが、一方 y^2 に比例して減少する (第4図曲線II)。

(3) 式を更に微分すると

$$\frac{d^2y}{dt^2} = a^2y \left[1 - \frac{y}{K} \right] \left[1 - \frac{2y}{K} \right] \quad \dots\dots (4)$$

即ち y の曲線は $1 - \frac{2y}{K} = 0$ 即ち $y = \frac{K}{2}$ に只一つの変曲点を持つことになる。また変曲点における時点 t_r は (2) 式から

$$t_r = \frac{1}{a} \log_a m \quad \dots\dots (5)$$

で与えられる。したがって第3図曲線Iからわかるように y の曲線は t_r に対して単調な対称曲線である。また曲線IIで示した増加速度 $\frac{dy}{dt}$ は変曲点において最大となり、その値は (3) 式から

$$\frac{dy}{dt} = \frac{aK}{4} \quad \dots\dots (6)$$

で与えられる。

次に (3) 式において y の値が K に比べて極めて小さい場合、近似的に $\frac{y}{K} \approx 0$ と置くと、 $\frac{dy}{dt} \approx ay$ となつて y の増加はほぼ等比級数的に変化することを意味する。言い換えれば logistic 曲線の最初の部分はほぼ等比級数的に変化していると考えて良い (第4図曲線III)。また (3) 式から相対増加速度を求めると

$$\frac{1}{y} \frac{dy}{dt} = a - \frac{a}{K} y \quad \dots\dots (7)$$

によつて与えられ、相対増加速度は最初から絶えず減少の傾向にあるので、実際の系列に適用する場合、その相対増加速度が既に漸増しているような系列には適用することが出来ない。また一方 logistic 曲線にお

ける y の値はその極大値 K に達する迄絶えず増加するのであるから、 y 自身の値が既に極限値を越えて、次第に減少の傾向をもっているような系列にも適用することは出来ない。

このように logistic 曲線は傾向変動の限られた範囲のものにしか適用出来ないがその範囲内においては第4図からもわかるように種々の形の曲線をその軌道の中に含んでいる。

例えば曲線軌道の最初の部分においては、さきにも述べたように増加の速度がほぼ等比級数的に上昇し、逆に終りの部分においては増加の速度が漸減する下向きの変化をしている。また中央の部分ではほぼ一様な直線的増加を示している。このように logistic 曲線は増加率の通降順に組織的に配列されているという特徴を有し、求めようとする系列の変動が何れの部分に投影されるかによつてその発展段階を判断することが出来る。

明治維新によつて面目を一新したわが国の農業は水稲の生産量にも良く反響されて、その当初においては何れの地方も著しい増収をもたらしたが、次第に地域的な相違があらわれて反収発展の定性的類型化において述べたように甚だ異なるつた様相を呈するに至つた。

次にいくつかの例を用いて反収増加の指数傾向が最初の時期からどの程度まで維持されているかを第2章で述べた定性的類型別に調べてみると、大要次の通りである。

先ず第5図Aは類型Iに属するものの中から北海道、青森県を代表として選び出し、反収 y の対数値の年次変動を示したものであるが、何れも全期間を通じて線形に変化していることがわかる。実際にこの回帰直線を求めてみると夫々

$$\text{北海道; } \log_e y = 0.033435(t + 1.4782) \dots\dots (8)$$

$$\text{青森県; } \log_e y = 0.052120(t + 3.0297) \dots\dots (9)$$

によつて与えられ、回帰係数に関する有意性の検定結果は何れも非常に有意となり、反収増加の傾向が $y = e^{a(t+t_0)}$ なる単純な指数曲線で表わされることがわかる。

次に第5図Bは類型IIの場合について示した例であるが、線形傾向の示されるのは最初の部分のみであつて、それ以後は次第に減少傾向を示している。第5図Cは類型IIIに属する府県の例であるが、反収が指数的に増加している期間は更に短かく、その減少傾向は著

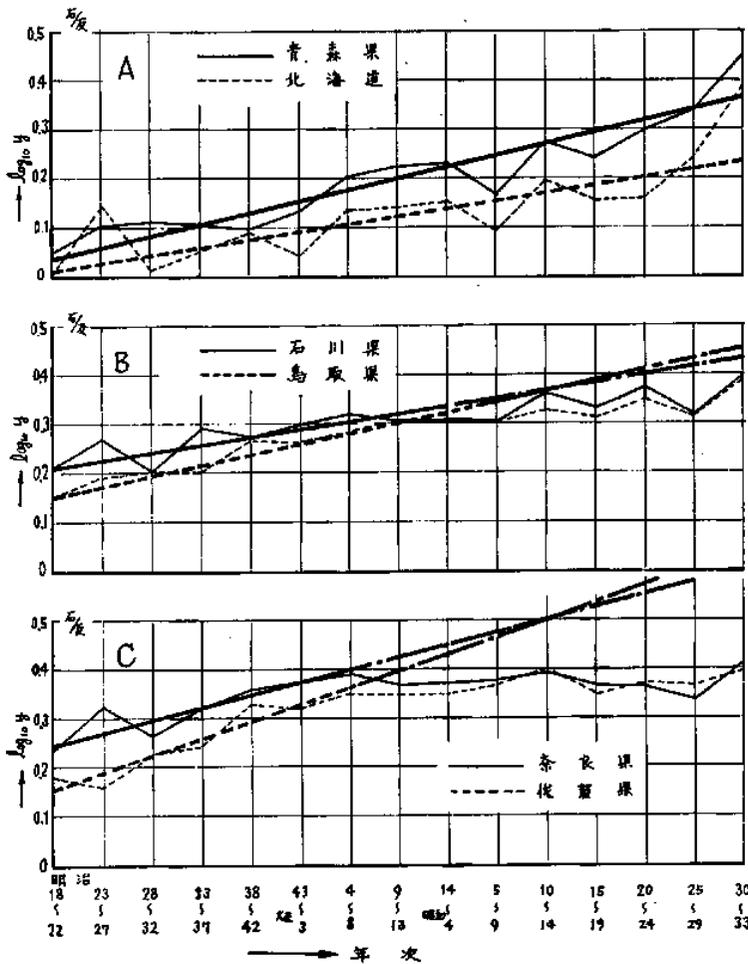


Fig. 5. 反収年次変動の指数傾向。

しい。

以上僅かな例を示したに過ぎないが、本邦東北部の一部を除いて、大部分の地方は既に指数段階を過ぎて、より増加速度の衰えた種々な傾向を示していることがわかる。

これらの傾向がさきに述べた logistic 段階に含まれる種々な形の曲線の何れかに相当していると仮定して、全国並びに地域別の反収の時系列に対して logistic 曲線の適合を試みる。

(3) 水稲の統計資料について

本研究に関して利用した水稲関係の統計資料は主として、農林省発行の農作物累年表¹⁾によるものであるが、これらの資料の精度に関してはかなり疑問な点があることは既に一般に指摘されているところであり、

利用の仕方によつては無意味な結果を誘導することもある。したがつてこれを利用するに先立ち、これらの資料の精度あるいは調査方法の変遷等について若干の知識を得ておくことが必要であると考えられる。

さて、わが国における農作物の統計調査は明治 16 年に確立されたと云われており、水稲の統計はその中でも最も重要視された統計であるが、示された数値がどの程度信頼出来るかは甚だ疑わしい。また時代と共にその調査方法が幾度も改善されているが、調査方法が大きく改善された時には、その前後の統計値に断層が生じて比較を行うのが困難となつてきている。

過去 70 余年間における水稲の統計調査において、調査方法の変遷からみると次に示す 4 期に大別されるという。¹²⁾ 即ち

第1期（大正14年以前）

明治から大正のはじめまでに幾度も改正されたが大正14年の大改正までは余り大した違いはなかつた。この期においては調査結果の報告責任者は府県知事であり、府県単位に項目別に報告がなされた。統計のとり方は一定の報告様式に従つて報告者がその義務を果たしたのみで、その調査方法には何らの規定も与えられていなかった。したがつて報告された統計値の信頼度は概して良好とは云えない。

第2期（大正15年—昭和15年）

農林省の独立を機会に、大改正が施された。

先ず従来の府県単位を市町村単位に切り換え、各市町村には調査区を設けて夫々調査員をおいた。調査の方法にも或程度の規定を与えた。しかし乍ら実際には十分その目的が達せられず、昭和8年更に大改正を加え、坪刈り、ききとりあるいは検見等を実施して、これを参考にした。これらの改正点がどれ程実際に実行されたかは別として、第1期に比べてその精度が向上したことは事実のようである。

第3期（昭和16年—昭和22年）

戦時下における米の管理制度下におかれた時代であつて、調査方法も更に近代化し、食糧管理との調整が行われた時代である。しかし終戦が近づくに従つて調査の内容も著しく混乱し、特に昭和20年においては全国平均で1.376石/反という甚だ過少な値となつて現われた。このようにこの期は供出制度に対する農民あるいは食糧管理官の自己保存のために一般に過少評

価された時代であると云える。

第4期（昭和22年以降）

昭和22年農林省に統計調査局、各府県に作物報告事務所が設けられ、統計の作成あるいは利用と食糧の管理との分離をはかつた。調査方法も一層近代化し、作付面積及び収量調査は何れも尖鋭主義の立場がとられた。これらの方法は逐年改正が加えられ、より信頼度の高い統計を得ることを目的として今日に至つて

いる。以上統計調査方法の変遷と精度に関する概要について述べたが、試みに調査方法に大きな変化があつた時期における作付面積と反当収量についてその変遷の模様を調べてみよう。

第6図は大正10年以降について調べたものであるが調査方法に大きな変化のあつた年の変動は相対的に大きく現われており、特に昭和8年において著しい。また昭和23年にもかなり大きな改正が施されたのであるが、その主な点は次の通りである。即ち収量については従来容積量を用いていたが、この年からは重量で示すようになった。作付面積に関しては従来台粘面積に従つていたものが実際の作付面積を使用するようになった。また反収は収穫面積に対して算出することにした。これらの改正によつて第6図に示されたように昭和22、23年当時の面積調査は農家申告によるものと著しい差が生じた。

次に終戦前後のものは統計調査の混乱による過少評価で実勢を示したものと云えない。このように与え

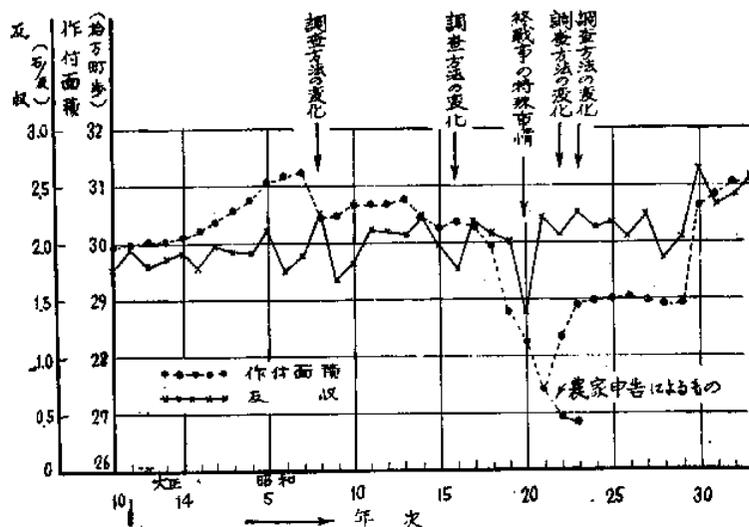


Fig. 6. 水稻反収と作付面積の変化。

られた統計値そのものの信頼度は勿論のこと、調査方法の改正あるいは統計調査の混乱等によつてもたらされた変動がかなり著しく、これらの資料を利用する場合考慮すべき点であろう。特に短期間の系列についてその傾向を求めるときは注意を要する。

以下これらの点を考慮に入れて、なるべく長期間の資料を利用する。また昭和20年の資料は特に信頼し難いと考えられるので計算から除外する。

(4) 全国並びに地域別の傾向変動

先ず明治18年(1885)から昭和33年(1958)に至る74年間を最初から5年毎に区切つて15期とし、各期における平均反収を全国並びに地域別に示すと第2表のようになる。

ここで用いた地域区分は一般の行政上に用いられている地域区分に従つたもので次に示すとおりである。

- i. 北海道
- ii. 東北：青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島(6県)
- iii. 関東：茨城、栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川(7都県)
- iv. 北陸：新潟、富山、石川、福井(4県)
- v. 東山：山梨、長野、岐阜(3県)
- vi. 東海：静岡、愛知、三重(3県)
- vii. 近畿：滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山(6府県)
- viii. 中国：鳥取、島根、岡山、広島、山口(5県)
- ix. 四国：徳島、香川、愛媛、高知(4県)
- x. 九州：福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島(7県)

次に logistic 曲線のあてはめを行なう場合、先ずその母数を決定しなければならないが、(2)式はそのままでは非線形であるため、一般に用いられる最小二乗法の適用が困難である。したがつて母数決定には多くの方法^{9,10,11,13,14,15}が導き出されており、夫々の方法によつて求められた値には若干の相違が生ずるが、ここではこれらのうち次のような方法によつて求めることにする。

(2)式において時間 t に対する y の値を $y(t)$ 、その後一定時間 h を経過した後の y の値を $y(t+h)$ とすれば、 $y(t)$ と $y(t+h)$ との間には次のような関係が成立つ。

$$\frac{1}{y(t+h)} = \frac{1-e^{-ah}}{K} + e^{-ah} \frac{1}{y(t)} \dots\dots\dots(10)$$

即ち $\frac{1}{y(t+h)}$ の変化は $\frac{1}{y(t)}$ に対して線形に変化するもので、与えられた資料からその逆数値を算出して、その定差図を画いた場合、図上の点が直線になるならば、この系列は(2)式で示された logistic 曲線に従うと考えて良い。このようにして検証が行われたならば母数 a, K の値は(10)式を用いて容易に算定出来る。以下実際の算定には $h=1$ として行なう。

次に残された母数 m の決定が問題であるが、ここでは(2)式を次のように変形して、実際の系列からいくつかの m の値を計算して、その平均値を用いることにする。

$$m = \left(\frac{K}{y} - 1 \right) e^{at} \dots\dots\dots(11)$$

したがつて資料の選び方によつて、 m の値に若干

Table 2. 全国並びに地域別水稲反収量の年次変化(石/反).

年次	期	全国	北海道	東北	関東	北陸	東山	東海	近畿	中国	四国	九州	
明治18	— 22	0	1.377	0.989	1.214	1.304	1.500	1.397	1.369	1.662	1.389	1.337	1.361
23	— 27	1	1.476	1.403	1.360	1.450	1.631	1.561	1.484	1.810	1.376	1.346	1.328
28	— 32	2	1.414	1.034	1.279	1.318	1.437	1.480	1.449	1.626	1.375	1.405	1.428
33	— 37	3	1.586	1.113	1.387	1.425	1.683	1.708	1.665	1.846	1.508	1.642	1.608
38	— 42	4	1.654	1.222	1.305	1.378	1.688	1.624	1.750	2.046	1.702	1.858	1.851
43—大正	3	5	1.735	1.091	1.409	1.540	1.766	1.784	1.875	2.118	1.739	1.921	1.872
4	— 8	6	1.882	1.357	1.793	1.719	1.933	1.908	1.876	2.163	1.839	1.976	1.958
9	— 13	7	1.900	1.402	1.878	1.771	1.917	1.970	1.899	2.150	1.859	1.989	1.948
14—昭和	4	8	1.910	1.422	1.911	1.751	1.919	2.054	1.948	2.229	1.865	1.988	1.935
5	— 9	9	1.936	1.021	1.792	1.906	1.970	2.141	2.107	2.293	1.977	2.029	2.053
10	— 14	10	2.076	1.577	2.100	1.984	2.231	2.239	2.171	2.272	1.973	1.986	2.177
15	— 19	11	2.000	1.436	1.990	2.036	2.165	2.275	2.109	2.228	1.898	1.865	1.937
20*	— 24	12	2.165	1.448	2.124	2.067	2.325	2.398	2.211	2.365	2.117	1.982	2.153
25	— 29	13	2.065	1.748	2.282	2.025	2.139	2.193	1.937	2.079	1.979	1.836	2.093
30	— 33	14	2.459	2.000	2.749	2.315	2.615	2.829	2.289	2.494	2.364	2.350	2.320

* 昭和20年は計算から除外した。

Table 3. 反収の傾向変動(全国).

年次	期 (t)	反収 (y) (石)	推定反収 ŷ (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの 平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y}$ (石)
明治18 - - 22	0	1.377	1.3285	0.0790	0.0158
23 — 27	1	1.476	1.4077	0.0794	0.0159
28 — 32	2	1.414	1.4871	0.0792	0.0158
33 — 37	3	1.586	1.5660	0.0786	0.0157
38 — 42	4	1.654	1.6441	0.0775	0.0155
43—大正 3	5	1.735	1.7209	0.0759	0.0152
4 — 8	6	1.882	1.7959	0.0739	0.0148
9 — 13	7	1.900	1.8687	0.0716	0.0143
14 —昭和 4	8	1.910	1.9390	0.0690	0.0138
5 — 9	9	1.936	2.0065	0.0661	0.0132
10 — 14	10	2.076	2.0710	0.0630	0.0126
15 — 19	11	2.000	2.1324	0.0597	0.0119
20 — 24	12	2.165	2.1903	0.0564	0.0113
25 — 29	13	2.065	2.2451	0.0529	0.0106
30 — 33	14	2.459	2.2963	0.0495	0.0099

の相違があることは免れない。ここでは便宜上系列の最初の方からあまり変動のはげしくないものを4~5個選んで、その平均値を求めた。

さて、第2表において、先ず全国の場合について上記の方法を用いて算定すると次のようになる。即ち第7図[B]は(10)式の関係を定差図に示したものであるが、求められた回帰直線は次式ようになる。

$$\frac{1}{y(t+1)} = 0.03707 + 0.89446 \frac{1}{y(t)} \quad \dots\dots(12)$$

母回帰係数 $\beta=0$ に関する仮設検定の結果は非常に有意(危険率1%以下)となり、この直線回帰を容認して差支えない。即ち原系列は logistic 曲線に適合すると考えることが出来る。(13)式は求められた logistic 曲線の方程式を示したものである。

$$y = \frac{2.8470}{1 + 1.1430e^{-0.11154t}} \quad \dots\dots(13)$$

(13)式から各期別の推定反収(ŷ)、反収増加速度($\frac{dy}{dt}$)、及び1カ年当りの反収増加速度($\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y}$)を算出すれば第3表のようになる。

第7図[A]はこれらの結果を図示したものであるが、曲線の変曲点は $t_r=1.198$ となり、そのときの増加速度 $\frac{dy}{dt_r}=0.0794$ 石/反(1カ年当では0.0159石/反)を最大値として、それ以後は漸次減少して今日に至っている。

次にこれを地域別にみると

北海道

北海道の場合は既に(8)式で示したように指数曲線によつて良く適合されることがわかつた。したがつて

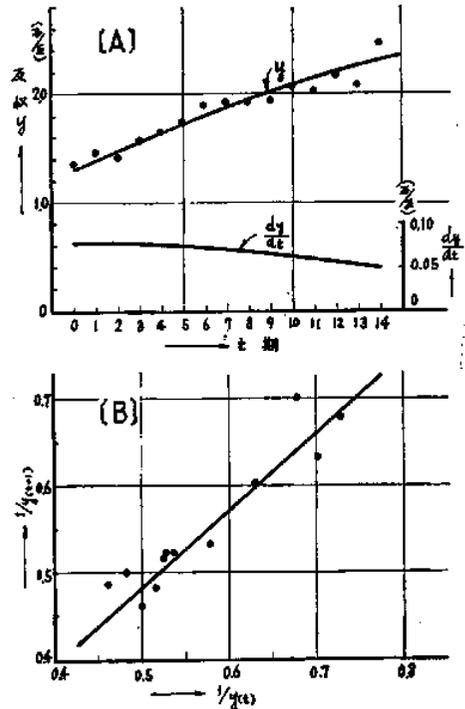


Fig. 7. 反収と logistic 曲線 (全国).

logistic 曲線以前の段階と考えられるが、ここで更に logistic 曲線がどの程度適合するかを調べてみると、得られた母数は夫々 $a=-0.04071$, $K=0.72412$, $m=-0.3334$ となつて a, m は何れも負の値となる。但しここでは原系列の変動が大きいので便宜上3カ年の移動平均値を用いて原系列を平滑化して算定したもので

Table 4. 反収の傾向変動(北海道).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \frac{1}{5}$ (石)
明治18 — 22	0	0.989	1.0507	0.0351	0.0070
23 — 27	1	1.403	1.0864	0.0363	0.0073
28 — 32	2	1.034	1.1234	0.0376	0.0075
33 — 37	3	1.113	1.1615	0.0388	0.0078
38 — 42	4	1.222	1.2010	0.0402	0.0080
43—大正 3	5	1.091	1.2416	0.0415	0.0083
4 — 8	6	1.357	1.2840	0.0429	0.0086
9 — 13	7	1.402	1.3277	0.0444	0.0089
14—昭和 4	8	1.422	1.3729	0.0459	0.0092
5 — 9	9	1.021	1.4175	0.0475	0.0095
10 — 14	10	1.577	1.4678	0.0491	0.0098
15 — 19	11	1.436	1.5177	0.0508	0.0102
20 — 24	12	1.448	1.5693	0.0525	0.0105
25 — 29	13	1.748	1.6227	0.0543	0.0109
30 — 33	14	2.000	1.6779	0.0561	0.0112

ある。

さて、ここで問題にしているのは反収が年次と共に増加の過程にある傾向変動であり、既に logistic 曲線の性状のところで説明したように、たとえ logistic 曲線で良く適合せしめ得たとしても、母数が負の値をとることは、この場合好ましくない、むしろ (8) 式で示したような指数曲線で示した方が良いと考えられる。即ち

$$y = e^{0.033185(t+1.4792)} \dots\dots(14)$$

ただし (1) 式で定義された logistic 曲線の増加速度において、抵抗常数 $b=0$ と置けば、これは (14) 式の場合に相当するから、北海道の場合は logistic 曲線の特別な場合であるとも考えることも出来よう。

第4表は (14) 式に基いて算定した結果であるが、増加の傾向は第8図にみられるように緩慢で、反収そのものは依然他の地域に比べて低い。

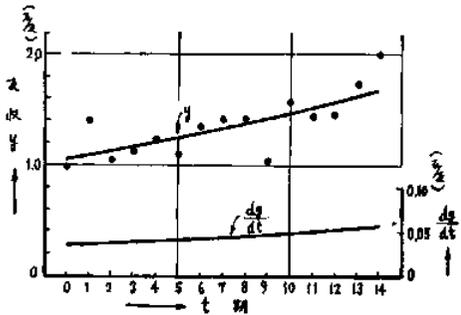


Fig. 8. 反収と指数曲線(北海道)。

東北

東北は北海道と共に指数傾向が強い地域と考えられるので、先ず指数曲線のあてはめを行なってみると、

$$y = e^{0.05278(t+3.2123)} \dots\dots(15)$$

で与えられ、その適合度は非常に良い。したがって北海道と同様に未だ増加速度に対して抵抗の存在しない指数段階に属すると考えることが出来る。第9図 [A] に示した曲線 I は (15) 式から求めた y の傾向を示したものである。

次に logistic 曲線のあてはめを行なってみると第9図 [B] の定差図に示したように、直線回帰が認められ、有意性の検定結果は危険率 1% 以下で非常に良い。したがって logistic 曲線にも良く適合することが認められる。得られた方程式は次の通りである。

$$y = \frac{4.3258}{1 + 2.7289e^{-0.05971t}} \dots\dots(16)$$

第9図 [A] の曲線 II は (16) 式で示した y の曲線を示すものであるが、図からわかるように指数曲線 (15) 式から求めた曲線 I とあまり相違がない。いま (2) 及び (3) 式の関係を用いて抵抗常数 b を求めると $b=0.02074$ となり非常に小さいことがわかる。

これらのことから東北の場合、北海道と同様指数段階に属すると考えても差支えないが、一方では僅かながら反収の増加速度に抵抗が現われて、logistic 曲線初期の段階とも考えることが出来る。換言すれば少くとも北海道に比べて一歩 logistic 段階に近づいていると云えよう。

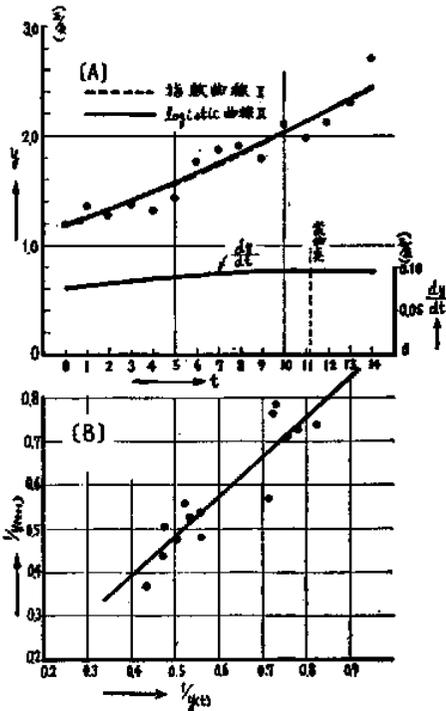


Fig. 9. 反収と logistic 曲線 (東北).

第5表は(16)式で示した logistic 曲線の式から求めた各期別の反収, 反収増加速度及び1カ年当りの反収増加の割合を示したものである。また(16)式で示される曲線の変曲点は $t=11.191$ のところで, この時の増加速度 $\frac{dy}{dt}=0.0970$ (石/反)となる。即ち logistic 曲線に基いた傾向変動では明治以降反収の増加速度は

増加の一途をたどつて昭和15—19年において最大値を示し, それ以後は僅かではあるがむしろ減少していることを示している。

関東

Logistic 曲線あてはめのための定差図を示すと第10図(B)に示したように, その直線性が認められ, 回帰に関する有意性の検定は危険率1%以下となる。

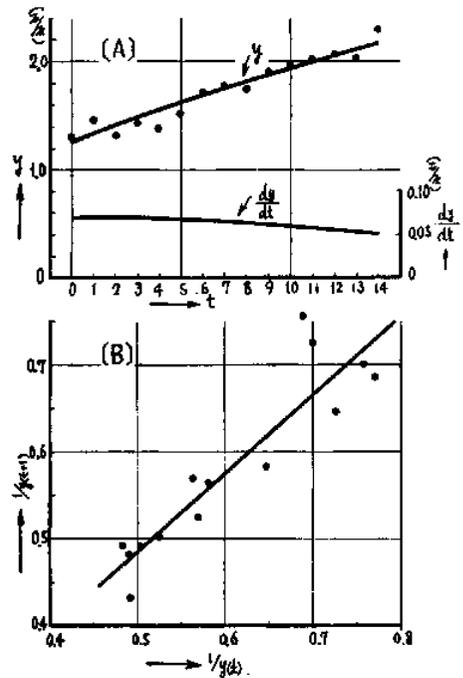


Fig. 10. 反収と logistic 曲線 (関東).

Table 5. 反収の傾向変動 (東北).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \frac{1}{y}$ (石)
明治18 — 22	0	1.214	1.1601	0.0762	0.0152
23 — 27	1	1.360	1.2378	0.0793	0.0159
28 — 32	2	1.279	1.3186	0.0822	0.0164
33 — 37	3	1.387	1.4022	0.0850	0.0170
38 — 42	4	1.305	1.4885	0.0876	0.0175
43—大正 3	5	1.409	1.5773	0.0899	0.0180
4 — 8	6	1.793	1.6682	0.0913	0.0184
9 — 13	7	1.878	1.7611	0.0937	0.0187
14—昭和 4	8	1.911	1.8554	0.0951	0.0190
5 — 9	9	1.792	1.9511	0.0961	0.0192
10 — 14	10	2.100	2.0476	0.0967	0.0193
15 — 19	11	1.990	2.1444	0.0970	0.0194
20 — 24	12	2.124	2.2414	0.0969	0.0194
25 — 29	13	2.282	2.3381	0.0964	0.0193
30 — 33	14	2.749	2.4341	0.0955	0.0191

$$y = \frac{2.8594}{1 + 1.2582e^{-0.00731t}} \dots\dots(17)$$

$$y = \frac{2.4418}{1 + 0.7588e^{-0.16194t}} \dots\dots(18)$$

第10図 [A] に示した曲線は (17) 式から算定した y 及び $\frac{dy}{dt}$ の傾向を示したものであるが、 y の傾向には既にかかなりの停滞性が認められる。即ち変曲点における時点は $t=2.360$ となり、明治30年前後における増加速度 $\frac{dy}{dt} = 0.0696$ (石/反) を最大値として、それ以後減少を続けている。

第6表はこれらの算定結果を示したものである。

北 陸

北陸の場合も logistic 曲線の適合性は危険率1%以下で非常に良い (第11図 [B] 参照)。

第11図に示したように増加速度の停滞性は前述の関東の場合より更に顕著である。変曲点の時点は $t = -1.674$ となつて、既に統計期間以前に最大増加速度 $\frac{dy}{dt} = 0.1006$ (石/反) を示したことになる。したがつて期間中における増加率の減少はかなり著しくなり、最近の増加速度は第7表にみられるように初期に比べて $\frac{1}{5}$ 以下となつている。

東 山

長野県を中心とした東山は唯一の内陸域として特異な水稲生産力地帯を形成し、最近における最も大きな

Table 6. 反 収 の 傾 向 変 動 (関東).

年 次	期 (t)	反 収 y (石)	推 定 反 収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{5}$ (石)
明治18 — 22	0	1.304	1.2662	0.0687	0.0137
23 — 27	1	1.450	1.3352	0.0693	0.0139
28 — 32	2	1.318	1.4046	0.0695	0.0139
33 — 37	3	1.425	1.4742	0.0695	0.0139
38 — 42	4	1.378	1.5435	0.0691	0.0138
43—大正3	5	1.540	1.6123	0.0684	0.0137
4 — 8	6	1.719	1.6803	0.0674	0.0135
9 — 13	7	1.771	1.7471	0.0661	0.0132
14—昭和4	8	1.751	1.8125	0.0646	0.0129
5 — 9	9	1.906	1.8761	0.0628	0.0126
10 — 14	10	1.984	1.9379	0.0608	0.0122
15 — 19	11	2.036	1.9976	0.0586	0.0117
20 — 24	12	2.067	2.0551	0.0563	0.0113
25 — 29	13	2.025	2.1101	0.0538	0.0108
30 — 33	14	2.315	2.1627	0.0513	0.0103

Table 7. 反 収 の 傾 向 変 動 (北陸).

年 次	期 (t)	反 収 y (石)	推 定 反 収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{5}$ (石)
明治18 — 22	0	1.500	1.3883	0.0987	0.0197
23 — 27	1	1.631	1.4857	0.0958	0.0192
28 — 32	2	1.437	1.5797	0.0919	0.0184
33 — 37	3	1.683	1.6693	0.0871	0.0174
38 — 42	4	1.688	1.7536	0.0815	0.0163
43—大正3	5	1.766	1.8338	0.0753	0.0151
4 — 8	6	1.933	1.9043	0.0691	0.0138
9 — 13	7	1.917	1.9702	0.0627	0.0125
14—昭和4	8	1.919	2.0298	0.0564	0.0113
5 — 9	9	1.970	2.0833	0.0504	0.0101
10 — 14	10	2.231	2.1308	0.0447	0.0089
15 — 19	11	2.165	2.1728	0.0394	0.0079
20 — 24	12	2.325	2.2099	0.0346	0.0069
25 — 29	13	2.139	2.2422	0.0302	0.0060
30 — 33	14	2.615	2.2704	0.0263	0.0053

生産力地域となつている。さて logistic 曲線に対する適合性は第 12 図 [B] に示したように非常に良くあてはまり (危険率 1% 以下), 得られた変動方程式は次のようになる。

$$y = \frac{2.8954}{1 + 1.2027 e^{-0.14388t}} \quad \dots\dots(19)$$

第 12 図 [A] にみられるように昭和 30 年以降の飛

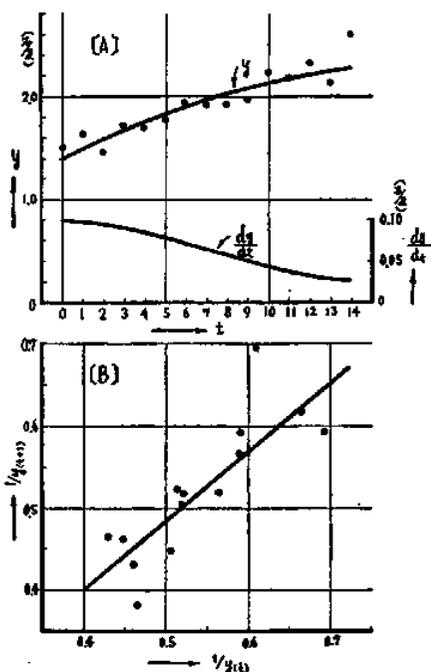


Fig. 11. 反収と logistic 曲線 (北陸).

躍的な増収にも拘わらず全体としては既に logistic 段階に突入し, その変曲点は $t_r=1.283$, 最大増加速度は $\frac{dy}{dt}=0.1042$ (石/反) となり, 非常に高い値を示しているが最近の増加率は $\frac{1}{5}$ 以下に減少している。

東海

東山の著しい上昇傾向に比べると, 南に隣接した東

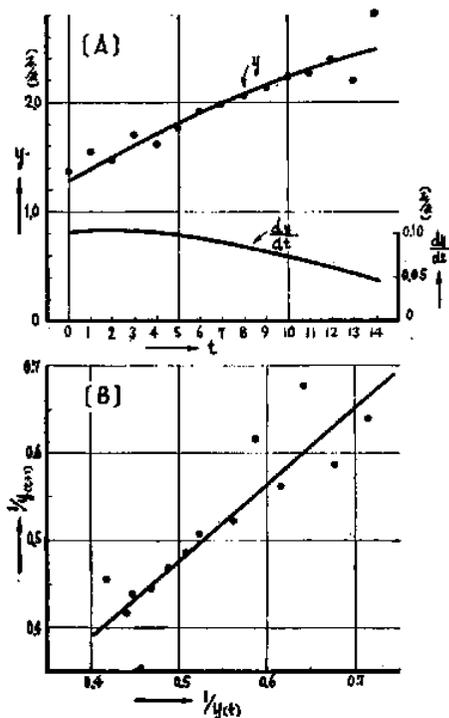


Fig. 12. 反収と logistic 曲線 (東山).

Table 8. 反収の傾向変動 (東山).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1カ年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{5}$ (石)
明治 18 — 22	0	1.397	1.3145	0.1033	0.0207
23 — 27	1	1.561	1.4183	0.1041	0.0208
28 — 32	2	1.480	1.5223	0.1039	0.0208
33 — 37	3	1.708	1.6257	0.1026	0.0205
38 — 42	4	1.624	1.7259	0.1003	0.0201
43 — 大正 3	5	1.784	1.8259	0.0970	0.0194
4 — 8	6	1.908	1.9210	0.0930	0.0186
9 — 13	7	1.970	2.0117	0.0883	0.0177
14 — 昭和 4	8	2.054	2.0976	0.0831	0.0166
5 — 9	9	2.141	2.1780	0.0776	0.0155
10 — 14	10	2.239	2.2528	0.0719	0.0144
15 — 19	11	2.275	2.3218	0.0662	0.0132
20 — 24	12	2.398	2.3852	0.0605	0.0121
25 — 29	13	2.193	2.4428	0.0549	0.0110
30 — 33	14	2.829	2.4952	0.0496	0.0099

海の場合はその停滞性が目立っている。第 13 図 [A] に示した線形回帰の有意性は危険率 1% 以下となり、求められた曲線の方程式は次式の如くである。

$$y = \frac{2.1991}{1 + 0.6750e^{-0.23627t}} \quad \dots\dots(20)$$

変曲点の時点は $t_r = -1.650$ となつて、既に統計期間以前に最大増加速度 $\frac{dy}{dt} = 0.1310$ (石/反) を示したことになる。最近の増加速度は統計期間初期に比べ

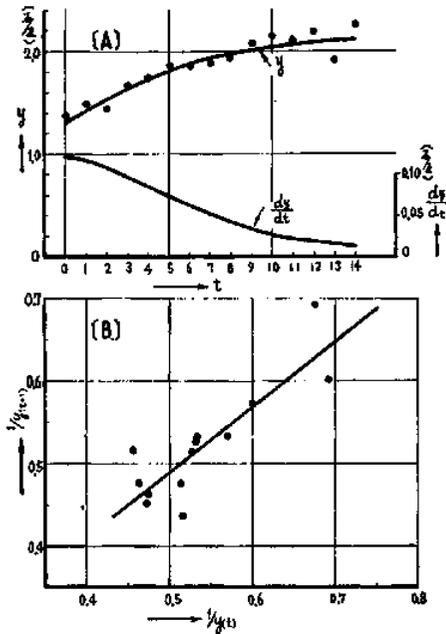


Fig. 13. 反収と logistic 曲線 (東海).

ると 1/10 以下に減少しており、その停滞性は顕著である。

近畿

近畿は最も停滞性の著しい地域と考えられる。第 14 図 [B] の線形回帰は危険率 1% 以下で非常に有意となり、求める曲線の方程式は次の如くである。

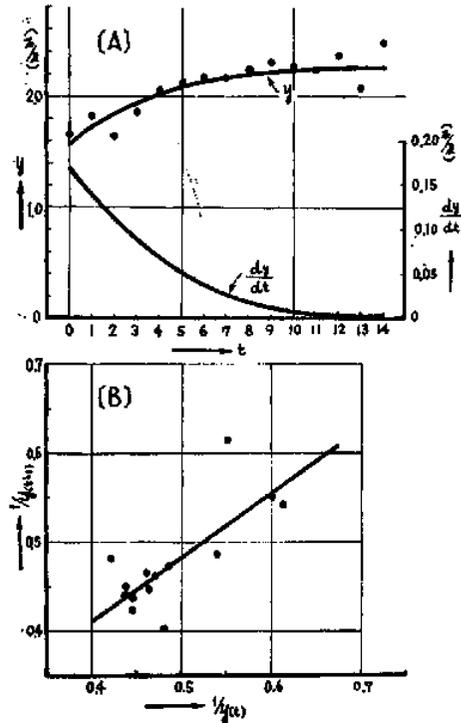


Fig. 14. 反収と logistic 曲線 (近畿).

Table 9. 反収の傾向変動 (東海).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1 年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y}$ (石)
明治 18 — 22	0	1.369	1.3129	0.1261	0.0252
23 — 27	1	1.484	1.4355	0.1188	0.0238
28 — 32	2	1.449	1.5496	0.1090	0.0218
33 — 37	3	1.665	1.6531	0.0978	0.0196
38 — 42	4	1.750	1.7450	0.0859	0.0172
43—大正 3	5	1.875	1.8249	0.0740	0.0148
4 — 8	6	1.876	1.8932	0.0627	0.0125
9 — 13	7	1.899	1.9507	0.0525	0.0105
14—昭和 4	8	1.948	1.9986	0.0434	0.0087
5 — 9	9	2.107	2.0380	0.0356	0.0071
10 — 14	10	2.171	2.0701	0.0289	0.0058
15 — 19	11	2.109	2.0962	0.0234	0.0047
20 — 24	12	2.211	2.1172	0.0188	0.0038
25 — 29	13	1.937	2.1341	0.0150	0.0030
30 — 33	14	2.289	2.1475	0.0120	0.0024

Table 10. 反収の傾向変動(近畿).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1方年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \frac{1}{5}$ (石)
明治18 — 22	0	1.662	1.5728	0.1702	0.0340
23 — 27	1	1.810	1.7301	0.1440	0.0288
28 — 32	2	1.626	1.8603	0.1164	0.0233
33 — 37	3	1.846	1.9635	0.0907	0.0181
38 — 42	4	2.046	2.0429	0.0687	0.0137
43—大正 3	5	2.118	2.1023	0.0508	0.0102
4 — 8	6	2.163	2.1459	0.0370	0.0074
9 — 13	7	2.150	2.1774	0.0267	0.0053
14—昭和 4	8	2.229	2.2001	0.0191	0.0038
5 — 9	9	2.293	2.2164	0.0135	0.0027
10 — 14	10	2.272	2.2277	0.0096	0.0019
15 — 19	11	2.228	2.2357	0.0067	0.0013
20 — 24	12	2.365	2.2415	0.0047	0.0009
25 — 29	13	2.079	2.2455	0.0033	0.0007
30 — 33	14	2.494	2.2482	0.0023	0.0005

Table 11. 反収の傾向変動(中国).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{d\hat{y}}{dt}$ (石)	1方年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \frac{1}{5}$ (石)
明治18 — 22	0	1.389	1.3583	0.0656	0.0131
23 — 27	1	1.376	1.4242	0.0661	0.0132
28 — 32	2	1.375	1.4905	0.0664	0.0133
33 — 37	3	1.508	1.5571	0.0665	0.0133
38 — 42	4	1.702	1.6234	0.0663	0.0133
43—大正 3	5	1.739	1.6895	0.0659	0.0132
4 — 8	6	1.839	1.7551	0.0652	0.0130
9 — 13	7	1.859	1.8198	0.0643	0.0129
14—昭和 4	8	1.865	1.8835	0.0631	0.0126
5 — 9	9	1.977	1.9460	0.0618	0.0124
10 — 14	10	1.973	2.0071	0.0603	0.0121
15 — 19	11	1.898	2.0666	0.0586	0.0117
20 — 24	12	2.117	2.1243	0.0568	0.0114
25 — 29	13	1.979	2.1801	0.0549	0.0110
30 — 33	14	2.364	2.2340	0.0529	0.0106

$$y = \frac{2.2547}{1 + 0.4336e^{-0.35771t}} \dots\dots(21)$$

即ち(21)式の変曲点の時点は $t_r = -2.336$ となり、最大増加速度は $\frac{dy}{dt_r} = 0.2016$ (石/反) となつて非常に高い値となる。統計期間初期の増加速度は第10表にみられるように他地域に比べて最も高いが、最近では逆に最も低く、その増加は殆んど認められない。

中国

木邦西南域としては停滞性の最も少ない地域である。線形回帰の有意性は危険率1%以下(第15図[B])となり、(22)式は求める曲線の方程式を示す。

$$y = \frac{3.0747}{1 + 1.2636e^{-0.0865t}} \dots\dots(22)$$

またこの曲線の変曲点の時点は $t_r = 0.102$ で統計期間初期に現われているが、そのときの増加速度は $\frac{dy}{dt_r} = 0.0665$ (石/反) となり非常に小さい。しかし増加速度の減少割合も相対的に小さく、最近の値は $\frac{dy}{dt_{14}} = 0.0529$ (石/反) で最大期の約4/5の増加速度で推移している。

四国

第16図[B]に示した線形回帰は危険率1%以下で非常に有意となり、求める曲線の方程式は次式で与えられる。

$$y = \frac{2.2019}{1 + 0.6904e^{-0.2412t}} \dots\dots(23)$$

第16図[A]からもわかるように y の傾向は近畿に

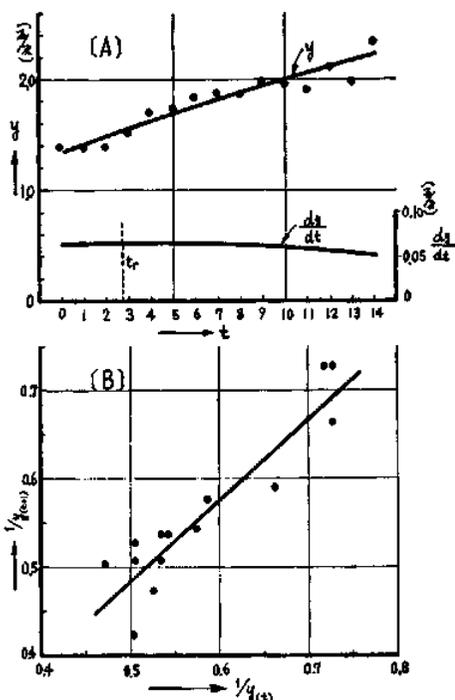


Fig. 15. 反収と logistic 曲線 (中国).

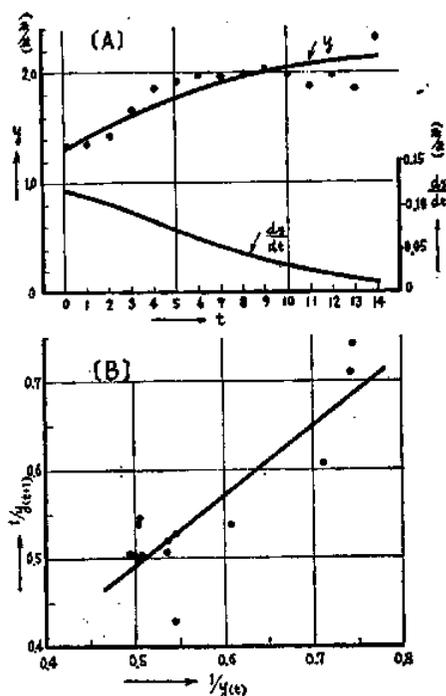


Fig. 16. 反収と logistic 曲線 (四国).

Table 12. 反収の傾向変動(四国).

年次	期 (t)	反収 y (石)	推定反収 g (石)	反収増加速度 dy/dt (石)	1 年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y}$ (石)
明治18 — 22	0	1.337	1.3026	0.1192	0.0238
23 — 27	1	1.346	1.4189	0.1131	0.0226
28 — 32	2	1.425	1.5280	0.1048	0.0210
33 — 37	3	1.642	1.6281	0.0951	0.0190
38 — 42	4	1.858	1.7180	0.0846	0.0169
43—大正 3	5	1.921	1.7972	0.0740	0.0148
4 — 8	6	1.976	1.8661	0.0638	0.0128
9 — 13	7	1.989	1.9251	0.0542	0.0108
14—昭和 4	8	1.988	1.9749	0.0456	0.0091
5 — 9	9	2.029	2.0167	0.0380	0.0076
10 — 14	10	1.986	2.0513	0.0314	0.0063
15 — 19	11	1.865	2.0799	0.0258	0.0052
20 — 24	12	1.982	2.1033	0.0211	0.0042
25 — 29	13	1.836	2.1224	0.0172	0.0034
30 — 33	14	2.350	2.1379	0.0139	0.0028

次いで停滞が著しい。即ち (23) 式の変曲点は $t_r = -1.653$, $\frac{dy}{dt_r} = 0.1234$ (石/反) である。また最近の増加速度は第 12 表にみられるように初期 ($t=0$) のときに比べて約 1/9 近くに減少している。

九州

本邦最南端に属する九州の場合もその停滞性はかなり顕著である。

$$y = \frac{2.3870}{1 + 0.7737e^{-0.1076t}} \dots\dots\dots (24)$$

ここでも第 17 図 [B] の線形回帰は危険率 1% 以下で (24) 式のあてはまりは良い。次に (24) 式の変曲点は $t = -1.528$, $\frac{dy}{dt_r} = 0.1002$ (石/反) となり、近畿、四国に比べるとその停滞性は若干緩慢である。

最大増加速度については、これらの 2 地域に比べて

小さいが、最近の増加速度は第 13 表に示したように $\frac{dy}{dt_{14}} = 0.0256$ (石反) となつて最も大きい。

以上、全国並びに地域別反収の長期傾向について logistic 曲線の適合を試みたが、北海道が特別である以外、何れも非常に良く適合することが認められ

た。このことから明治以降最近に至るまでの比較的時間の水稲反収の傾向変動を取扱う場合、(2) 式で示したような単純な logistic 曲線によつて、十分その傾向変動方程式となし得ることが認められた。

(5) 傾向変動の地域性

ここでは前節において算定した傾向変動の推定値 (\hat{y}) あるいは変動方程式の母数について、その地域的相違の主な点について比較を行なう。

第 18 図は推定反収 \hat{y}_t に関して統計期間の初期、中期及び晩期即ち $t=0, t=7$ 及び $t=14$ の場合について比較したものである。

まず折線 I は \hat{y}_0 (明治 18—22 年) の値を地域別に左から大きさの順に結んだものであるが、北海道が最も小さく (1.0507 石/反)、東山あるいは九州が全国平均 (1.3285 石/反) に近い。また近畿が最も大 (1.5728 石/反) で北海道との差は 0.5211 石/反となつている。これは明治中期頃の水稻生産力の地域別の傾向を示したものと考えられるが、 $t=7$ 即ち大正 9—13 年にはかなり異つた傾向となり、順位の変更が若干生じてくる。即ち折線 II に示したように近畿、東山、東海等が大きく、逆に北海道は前述と同様最も低い。また中国の相対的低位も目立つている。

次に最近の \hat{y}_{14} (昭和 30—33 年) についてみると折線 III に示したように東山、東北の著しい上昇が目立つている。逆に北海道は依然最低位である。またこの期では中国がかなり劣勢を取戻している。最大値を示す東山 ($\hat{y}_{14} = 2.4952$ 石/反) と最小値の北海道 ($\hat{y}_{14} = 1.6779$ 石/反) ではその差が 0.8173 石/反となり、 $t=0$

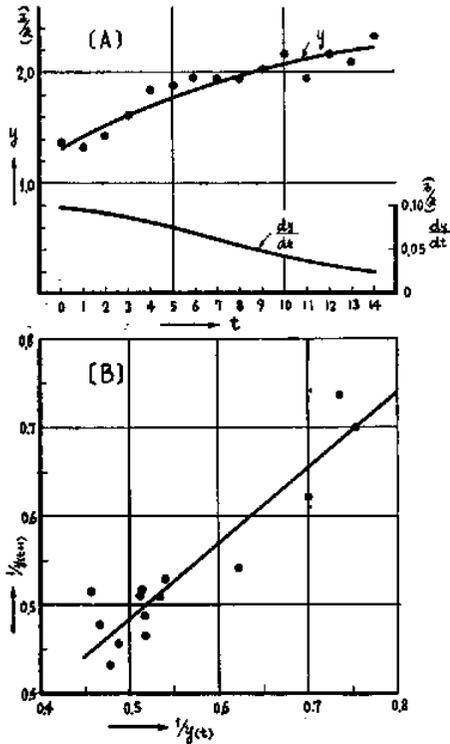


Fig. 17. 反収と logistic 曲線 (九州).

Table 13. 反収の傾向変動 (九州).

年 次	期 (t)	反 収 y (石)	推 定 反 収 \hat{y} (石)	反収増加速度 $\frac{dy}{dt}$ (石)	1 年当りの平均増加割合 $\frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y}$ (石)
明治 18 — 22	0	1.361	1.3458	0.0986	0.0197
23 — 27	1	1.328	1.4431	0.0958	0.0192
28 — 32	2	1.428	1.5370	0.0919	0.0184
33 — 37	3	1.608	1.6265	0.0870	0.0174
38 — 42	4	1.851	1.7109	0.0814	0.0163
43—大正 3	5	1.872	1.7891	0.0752	0.0150
4 — 8	6	1.958	1.8612	0.0688	0.0138
9 — 13	7	1.948	1.9268	0.0624	0.0125
14—昭和 4	8	1.935	1.9860	0.0560	0.0112
5 — 9	9	2.053	2.0389	0.0499	0.0100
10 — 14	10	2.177	2.0845	0.0444	0.0089
15 — 19	11	1.937	2.1274	0.0387	0.0077
20 — 24	12	2.153	2.1638	0.0340	0.0068
25 — 29	13	2.093	2.1939	0.0298	0.0060
30 — 33	14	2.320	2.2231	0.0256	0.0051

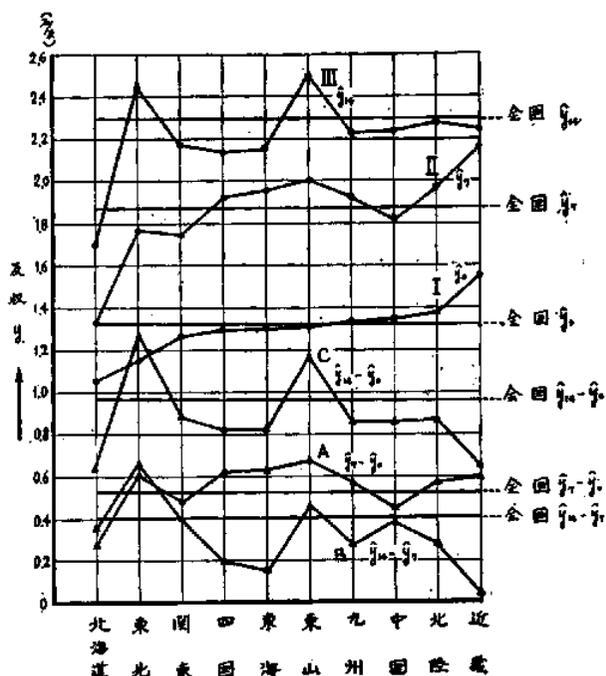


Fig. 18. 傾向変動の地域による相違.

における近畿、北海道間の差より一層大となつて
いる。

次に統計期間内における増加量については、先ず $y_7 - y_0$ の場合、折線Aに示したように北海道が最も小さく (0.2770 石/反)、東山が最大 (0.6972 石/反) で、その差は 0.4202 石/反となつているが全般的に各地域間の相違は左程顕著でない。ところが大正中期以降の増加量 $y_{14} - y_7$ では東北、東山が著しく増大し、逆にこれまであまり目立たなかつた近畿が僅か 0.0708 石/反となつて最下位となつている。また最高位の東北 (0.6730 石/反) と近畿の差は 0.6022 石/反で、各地域間の変動もかなり著しい。

最後に折線Cは $t=0$ から $t=14$ に至る間の全増加量 $y_{14} - y_0$ 、即ち上述の前半期及び後半期の増加量の和を示したものであるが、図に示されるように東北、東山が全国平均を遙かに凌駕して特に目立っているのに比べ、北海道、近畿は逆に何れも非常に低い。その他の地域は全国平均より僅かに低くなつているが何れも 0.8~0.9 石/反程度で地域間の相違はあまり認められない。

以上のように反収並びにその増加傾向の地域性については地域及び時期によつてかなり大きな相違が認められ、夫々の地域の特性を端的に示していることがわ

かるが、次に反収そのものの大きさによる地域性の影響を取除き、増加の傾向に関するより客観的な地域性の比較を logistic 曲線の性状を利用して求めてみる。即ち夫々の地域の変動が果して logistic 曲線全経過の中のどのような位置を如何なる速度で経過しているかを評価して、各地域間の相違を比較しようとするものである。

この場合の方法としては G. U. Yule¹⁾によつて導かれた標準 logistic 曲線を利用すると都合が良い。即ち先ず (3) 式において常数 a を $a = \frac{1}{\alpha}$ と置き換え、これを解くと次の如き形で示される。

$$y = \frac{K}{1 + e^{\frac{\beta - t}{\alpha}}} \quad \dots\dots(25)$$

ここで α , β は何れも時間を示す常数で、特に G. U. Yule はこの α を標準時隔 (standard interval) と名付けた。また (24) 式で $t = \beta$ のときがこの曲線の変曲点に相当する。

次に $-t = \frac{\beta - t}{\alpha}$, $y = \frac{y}{K}$ として夫々 α , K を単位とした変数変換を行い、(25) 式を次のような簡単な形で示して、これを標準 logistic 曲線と名付けた。

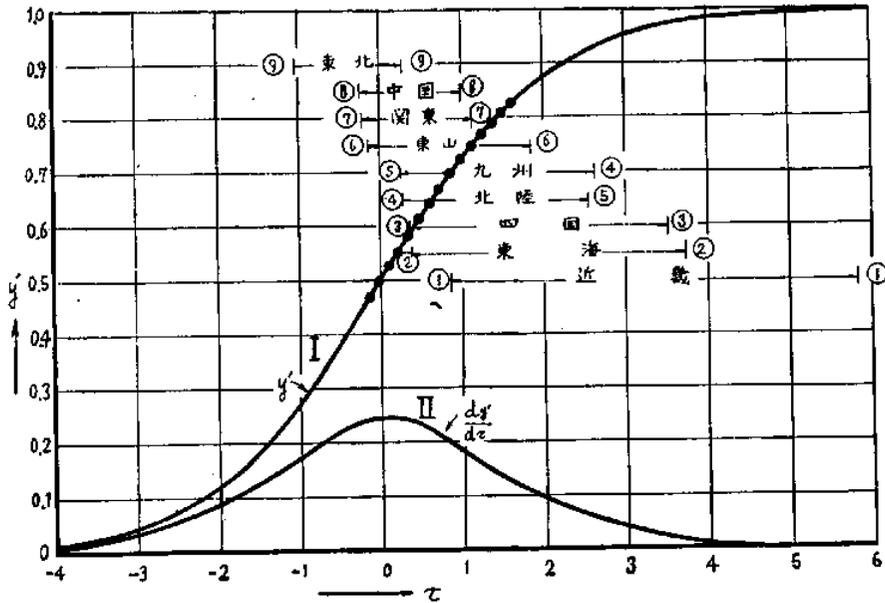


Fig. 19. 地域別の傾向変動.

$$y' = \frac{1}{1+e^{-t}} \dots\dots(26)$$

即ち (26) 式において時間の原点は変曲点となり ($\beta=t$), y' の値は t の値を与えることによって容易に定まる。

第 19 図の曲線 I は y' の変動を示したものであるが、 y' は $-4.5 < t < 4.5$ の期間内で全増加の 98% を経過している。またこの経過の速度は標準時隔 α に対しては常に一定であるから、逆に α の長さによつて y' の値がどのような経過をたどっているかがわかる。

第 14 表は全国の場合について算定した t 及び y' の値を示したもので、第 18 図の曲線 I 上に黒丸で示したのがその位置である。即ち $y'=0.46663$ にはじまつて $y'=0.80946$ に達し全増加の約 33% を経過していることがわかる。またこの間の経過の速度は $\alpha=8.9686$ である。

次にこれを地域別に求めると第 15 表のようになる。但しここでは簡単のために $t=0$ 及び $t=14$ に相当する y' 及び α の値のみを示した。

第 19 図で地域別に示した線分は夫々 $t=0$ から $t=14$ に至るまでに経過した位置を示したものである。例えば近畿の場合についてみると $t=0$ に相当する t の値は $t=0.83563$ となつて他の地域に比べて最も大

Table 14. 標準 logistic 曲線の傾向値 (全国).

t	r	y'
0	-0.13367	0.46663
1	-0.02212	0.49913
2	0.08938	0.52698
3	0.20088	0.55466
4	0.31238	0.58202
5	0.42388	0.60889
6	0.53538	0.63510
7	0.64688	0.66053
8	0.75838	0.68508
9	0.86988	0.70865
10	0.98138	0.73113
11	1.09288	0.75248
12	1.20438	0.77264
13	1.31588	0.79165
14	1.42738	0.80946

きく、また $t=14$ に相当する値も $r=5.84357$ で最大となつている。換言すれば他の地域に比べて logistic 曲線の最も後期の位置から出発して、しかも最も速い速度で経過していることがわかり、反収増加の停滞性が最も顕著なことを示している。逆に東北の場合についてみると t の値は夫々 $t(t=0)=-1.00390$, $t(t=14)=0.25204$ となつて何れも他の地域より小さい。このことは他地域より最も初期の logistic 段階に属することを意味し、また経過の速度も緩慢であることを示している。

Table 15. 標準 logistic 曲線傾向値の地域別相違.

地 域	t=0		t=14		α
	r	y'	r	y'	
東 北	-1.00390	0.26818	0.25204	0.56269	11.1470
関 東	-0.22968	0.44282	1.13266	0.75635	10.2764
北 陸	0.27601	0.56856	2.58377	0.92981	6.0665
東 山	-0.18457	0.45400	1.82989	0.86178	6.9496
東 海	0.39305	0.59702	3.72883	0.97654	4.1969
近 畿	0.83563	0.69757	5.84357	0.99712	2.7956
中 國	-0.23374	0.44178	0.97768	0.72660	11.5566
四 国	0.37049	0.59158	3.50817	0.97093	4.4619
九 州	0.25658	0.56380	2.60718	0.93134	5.9559

ここで中国の場合は東北に次いで初期の段階に属し、しかも経過の速度が最小であるのは特異な現象と云える。第19図の地域別線分の左右に附した数字は夫々 $t=0$, $t=14$ に相当する経過の位置を logistic 段階の、より後期の方から示した順位である。

既に述べたように北海道の場合は他の地域と若干様相を異にしている。即ち増加速度に関する停滞性は未だ認められていないが、例えば第8図からもわかるように増加速度そのものはかなり低く、同じように停滞性の余り認められない東北の場合の著しい反収増加に対して対照的である。これは北海道が本邦最北端に位置し、稲作に対する自然環境が最も不利であることと共に稲作の歴史が非常に短いことによるものと考えられる。

北海道における稲作の歴史は僅かに道南の一部を除いては明治になって初めて導入されたものであり、その発展の経緯も最初からいわゆる内地とは異つた様相を呈している。

ここではその一例として、作付面積あるいは栽培地域の変遷と反収の関連性について若干の考察を施してみる。

第20図は明治18年から昭和33年に至る間の水稻作付面積並びに反収の変動を示したものであるが、先ず作付面積の場合、明治28年(1895)頃から次第に上昇しはじめ大正2年の減少を除いては昭和7年(1932)に至る迄、非常な勢いで上昇を続けている。しかるに昭和7、8年及び、10、11年の引続く凶作を転機として減少傾向を示しはじめ終戦後の昭和22年頃まで続けているが、それ以後再び上昇をはじめ最近の作付面積の増加は昭和6～7年頃の最盛期に近づきつつある。ここで上昇傾向の最も著しかった大正4年(1915)から昭和7年(1932)に至る17年間の作付面積の増加をみると143,939町歩におよび同期間にお

ける全国の前年面積の増加191,560町歩の75.1%に相当することがわかる。

このように概して全国的には余り作付面積が増加していないのに比べて、北海道では相次ぐ開田によって著しい面積の拡大をみたことは北海道水稻作における一つの特徴である。

次に反収の場合、明治以降昭和6、7年頃迄の作付面積上昇期においては反収の上昇は殆んど認められないが、その後作付面積が減少しはじめる頃から増加の傾向を示している。

このように水田の開発が急速に行なわれた時代には平均反収の伸びが悪いのは当然であるが、それ以後は相次ぐ凶作が転機となつて開発よりむしろ栽培技術の進歩改良をはかつて既存水田の充実整理の時期に入つたとみることが出来よう。

第21図は松尾⁽⁶⁾によつて示された北海道稲作の栽培地域の北進の状況であるが、この間の経緯を良く物語っている。

(6) 変動方程式適用の限界

本邦水稻反収の長期傾向が一部の地域を例外として何れも(2)式で示される単純な logistic 曲線によつて良く表現し得ることがわかつたが、ここで再び logistic 曲線適用の意義について述べ、適用の限界について若干触れてみたい。

先ず前述した(2)式の logistic 曲線適用において、吾々は与えられた統計期間内においては水稻の生産力を規制するような一般条件に変化がないものと仮定して Y の極限值 K を規定した。しかし乍ら若し Y を規制するような一般条件に大きな変化があつた場合には Y の値はその極限值 K を乗り越えて更に上昇を続け得るだろうことは容易に想像され得る。事実昭和30年以降の連続豊作はこの傾向の片鱗を示しているのかも知れない。いま一例として昭和30年以降の

上昇が最も著しいと考えられる地域として東山（第12図参照）を選び、その上昇度について調べてみる。

Table 16. 東 山.

年 次	期 (t)	偏 差 $d_t = y_t - \hat{y}_t$ (石/反)
明治18 — 22	0	0.083
23 — 27	1	0.143
28 — 32	2	-0.042
33 — 37	3	0.082
38 — 42	4	-0.102
43—大正 3	5	-0.042
4 — 8	6	-0.013
9 — 13	7	-0.042
14—昭和 4	8	-0.044
5 — 9	9	-0.037
10 — 14	10	-0.014
15 — 19	11	-0.047
20 — 24	12	0.013
25 — 29	13	-0.250
30 — 33	14	0.334
	計	0.022

第16表は偏差 $d = y_t - \hat{y}_t$ を示したものであるが d_{14} (昭和30—33年) が特に大きく、一般条件の不变を前提とした y_t の母集団内では滅多に起らない値であるかも知れない。そこでここでは Smirnof¹⁵⁾ の棄却検定法を用いて $d_{14} = 0.334$ 石/反なる値の出現確率を検討してみる。即ち標本 x_1, x_2, \dots, x_N において x_N が最大値 (最小値) であるとし、 x_N が異常であるか、どうかを判定するために x_N をも含めた標本平均値 \bar{x} 及び分散 s^2 を求め次式に示すような分布を用いて棄却検定を行なう。

$$T_N = \frac{x_N - \bar{x}}{s} \dots\dots\dots (27)$$

第16表の値から算定された値は $T_{14} = 2.685$ (表, 1%; 2.800, 5%; 2.493) となり危険率5%で異常に大きい値であると判定される。しかしここで $y_t - \hat{y}_t$ なる偏差は一般に \hat{y}_t が大きくなるに従つて増大する傾向があると考えられるので、このような場合にはこれを修正¹⁷⁾した後でなければ厳密には成立しないことになるが大體の日安を得ることは出来よう。そこでこの結果を用いれば $d_{14} = 0.334$ 石/反なる値は異つた母集団から抽出されたものと考えて良いことになる。しかし乍ら単にこの結果のみから反収を規制する一般条件に大きな変化が現われたと簡単に判断することは早急に過ぎよう。

Pearl and Reed¹⁴⁾ は極限人口を規制する一般条件

に変化がない限り、人口の増加は第19図に示したような経過をたどり、この全経過を人口の一循環期と名付けた。しかし人口を支える一般条件に変化が生じれば、増加の速度に転位が生じて新しい循環期に入るとした。

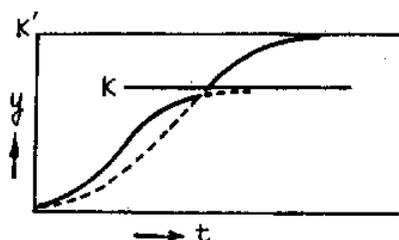


Fig. 22. Logistic 曲線の循環期.

第22図は新しい循環期への転位の状態を模式的に示したものである。このような転位が生ずるのは(3)式からみて2つの場合が考えられる。即ち極限値 K に変化が生じた場合と a ($= \frac{1}{\alpha}$) に変化が生じた場合とであり、何れが大きくなつても増加速度 $\frac{dy}{dt}$ は増大し、 y の曲線は上方に転位する。しかし乍ら前述した本邦水稲生産力の長い時系列に関して、たとえ上述の東山の場合のように高い異常値が現われたとしても、これが将来どのように持続されるかをみただでなければ、これが転位点に相当するかどうかを決定することは出来ない。この意味において今後の水稲反収の動向には非常に興味深いものがある。

過去74年間の水稲反収の変動は大局的にはここでのいう一循環期に属すると見做して差支えないことは前述の全国並びに地域別の解析によつて既に検証されたが、適用した(2)式の logistic 曲線でしばしば問題にされるのは、この曲線の対称性であると云われている。即ち変曲点以後の増加速度の減少が、変曲点以前の増加速度の増加と全く同一の対称的な経過をたどらなければならない根拠は存在していない。このことから Pearl and Reed は logistic 曲線の拡張を試み、より一般的な logistic 曲線の方程式を導いたが、実際の適用には殆んど効果を示さなかつた。

また、わが国の地域別水稲反収に対して、(2)式で示した単純な logistic 曲線が良く適合したということは非常に意味のあることである。

さきにも触れたように logistic 曲線はその全軌道の中にいろいろな形の曲線を含んでおり、しかもそれ

が増加速度の遞降順に配列されているということである。この曲線はその適用の仕方によつて一面では形式的な変動方程式であるという非難は免れ得まいが、しかし乍らこの曲線の母数 K, a, m によつてもたらされる増加率変化の体系は既に第19図に示したように反収年次変化の傾向、言い換えれば与えられた地域水田の年令を評価し、更には客観的な地域別の比較をなし得たことに意味があると考えられる。

4. 反収量の傾向変動と気候の関係

(1) はしがき

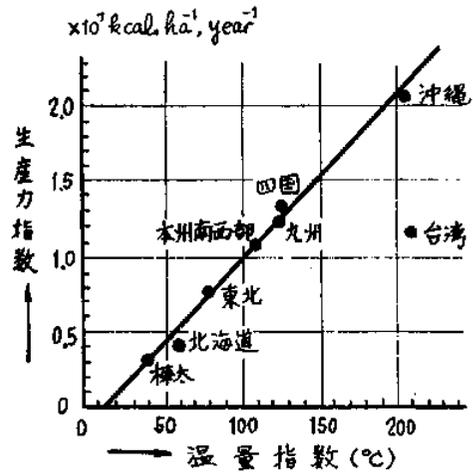
水稲生産力の地域性を論ずるには、関連性の上から水田に年間を通じて栽培される総ての作物の生産力即ち水田の作物生産力の解析を行ない、この範疇において水稲の生産力を論議する必要がある。例えば加藤、⁹⁾ 沢村⁷⁾等は水稲生産力の発展過程の解析において、裏作物をも含んだ水田主穀生産力との関連性について論じている。

このような意味からすれば、ここで水稲の生産力のみ単独に取扱うのは不十分であるが、既往の大部分の研究が主として労働の生産性について論議しているのに対し、ここでは生産力に対して従属的な関係を有していると考えられる耕地の自然条件、特に気温をとり上げ、水稲生産力の発展過程とどのような関連性があるかを概括してみたい。

(2) 反収の長期傾向と気温

一般に温暖な地方が寒冷な地方より農産物が豊富なことは云うまでもないことであるが、これが何に帰因し、またその相違の程度がどれ位になるかを明瞭にするのは容易なことではない。

このような関連性の一例として、川喜田¹⁰⁾は土地生産力の指標として、年間に生産される農作物の生産量を1ha当りの生産カロリーに換算し、これを生産力指数と考え、一方では各地の気温の資料から温量指数を算定し、各地区の生産力指数と温量指数との関係を調べて第23図に示すような直線関係が成立することを見出した。即ち温量指数の増加につれて生産力指数もこれに比例して上昇することを裏付けたものである。例えば九州あるいは四国の生産力指数は北海道の約3倍、東北の約1.5倍に当り、土地生産力の差が気温によつて支配されていることを示したものである。但しここでいう生産力指数は年間を通じて生産される農作物生産量の総量を対象としたものであるから、個々の作物について取扱う場合は当然異なつた傾向を示



(川喜田による)

Fig. 23. 温湿気候帯における土地生産力と気候。

すだらうことは容易に想像し得る。水稲の場合については既に示した解析結果からもわかるように統計期間初期においては、より温暖な地方が北部の寒冷地と比べて相対的に大きい傾向を示していたが、次第にこの傾向はくずれて、最近では逆に東北あるいは東山等の寒冷地に生産力の大きなるところがみられるようになった。

いま logistic 曲線によつて推定した統計期間初期及び終期の反収 \hat{y}_0 と積算温度との関係を示すと第24図のようになる。ここで積算温度は便宜上、日平均気温が 10°C 以上の日の年間積算値を与えたもので、各地域の代表値として泉別に夫々数カ所の観測値を選んで、これを平均したものである。

先ず第24図 [I] は \hat{y}_0 (明治18—22年) と積算温度との関係を示したものであるが、上述の川喜田の場合と同様に温暖な地域程多収になる傾向がほぼ直線的に与えられる。即ち九州あるいは四国に比べて北海道は約75%、東北は84%程度となつている。一方第24図 [II] は \hat{y}_t (昭和30—33年) について示したものであるが北海道を除いては逆に寒冷地程多収の傾向が認められ、積算温度に逆比例してほぼ直線的に減少している。即ち九州あるいは四国に対して東北あるいは東山の反収は110~120%となつている。

栽培技術の進歩あるいは品種の改良等によつて水稲生産力に対する気温の影響が変化して、上に示したように生産力の地域的順位が転位するに至つた。しかしここで求めた傾向は統計期間の初期と終期についての

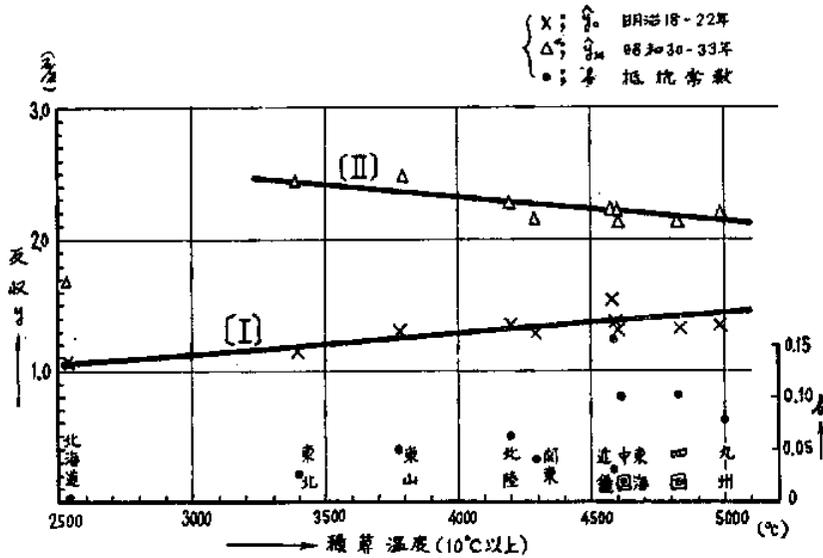


Fig. 24. 水稲反収と積算温度.

み示したもので、この間の変異の状態は第19図に示した地域別の位置あるいは経過速度からもわかるように決して単純なものではない。第24図に●印で示した地域別の値は logistic 曲線の抵抗常数 ($b = \frac{a}{K}$) を示したものであり、積算温度が大きい地域程 b の値が大きくなる傾向が示されている。勿論この b の値がそのままで上述したような \hat{y} の変動を裏付けることにはならないだろうが大体の目安は得られる。

次に抵抗常数と積算温度との関係を更に詳細に検討

するために、夫々の地域の中から1~2県を選んで、県別に抵抗常数 b と積算温度 θ を求めると第17表のようになる。ここで b の値は何れも(10)式を用いて、その線形回帰を検証(危険率5%または1%)した後に、母数 K , a の値を算定して求めたものである。

また積算温度は上述の地域別の場合と同様に県毎に代表点と考えられる視測地を数カ所選んでその平均値を用いた。第25図はこの関係を示したものであるが、積算温度 θ が大きくなるにしたがって抵抗値 b は急速に大となり、次式で与えられるような指数関係が成立する。

$$b = 0.0016352 e^{0.00033013\theta} \dots\dots(26)$$

ここで θ に対する b の対数値の変化は1%以下の危険率で線形回帰を示し(28)式の適合度は非常に良い。第25図の曲線はこの傾向を示したものであるが、各県の抵抗をみると、求めた曲線に対して、1~2の例外を除き、概して太平洋岸が高く、内陸及び日本海岸域に低い傾向が認められる。

第26図はここに規定した積算温度の分布を示したものである。

摘 要

過去70年間における本邦の水稲生産量は飛躍的に上昇して今日に至っているが、その間の発展の歴史を振り返ってみると決して単調ではなく、時代と共に幾

Table 17.

県	抵抗常数 (b)	積算温度 (10°C以上) θ
北海道	0	2513
北海	0.01139	3076
青森	0.06185	3162
岩手	0.05294	3604
山形	0.06238	3820
福島	0.07544	3990
茨城	0.02619	4231
埼玉	0.01900	4040
新潟	0.02075	3440
長門	0.09304	4880
静岡	0.19643	4831
和歌山	0.04677	4626
岡山	0.07713	4523
島根	0.06559	4901
愛媛	0.09128	4834
徳島	0.08564	4906
香川	0.19442	5375
高松	0.16775	5375

多の変遷をたどり、また地域によつて非常に異なつた傾向を示している。一方生産量の年々の変動は生産技術の進歩した今日においても、尚著しいものがあり、生産に因与する自然環境の重要性は決して見逃すことは出来ない。

本研究は全国的な立場から水稻生産力の長期変動並びに短期変動と農業気候学的諸要素との関連性について、主に統計学的手法を用いて解析したものである。

本報告〔I〕は水稻生産力の長期変動に関するものである。

1. 水稻生産力の発展過程を府県別に調べてその地域性を検討した結果、定性的には3つの類型に大別し得ることがわかつた(第2図)。また、これらの類型は北部の類型Ⅰから南部に行くにしたがつて順次Ⅱ、Ⅲへと、かなり組織的に推移していることが認められた。

2. 水稻生産力の長期傾向に関して理論的な変動方程式を導入することを考え、代表的な生長曲線である logistic 曲線(2式)の適用を試みた。

先ず全国の場合について求めると第7図に示したように、その適合度は非常に良く明治中期の増加速度を最大として、それ以後次第に減少傾向を示して今日に至つていくことがわかる。

次に全国を便宜上10の地域に区分して、夫々地域別に求めた結果は第8図—第17図、第4表—第13表に示したような。適合度に関する有意性の検定結果は何れも危険率1%以下で、logistic 曲線の適用が認められた。

3. logistic 曲線によつて求められた傾向値の地域的な特徴を概括すると、最も寒冷地である北海道においては、反当収量が最も低く、また発展の速度も最も緩やかで、いわゆる内地とは異なつた傾向を示している。これに比べ北海道に次いで寒冷な東北あるいは東山等では統計期間初期の低い生産力の位置を脱して、飛躍的な発展を遂げ、最近では最も高い生産力地域となつている。一方暖地においては初期の高い生産力にも拘わらず、発展の速度は緩やかで、その停滞性が著しく、特に近畿においては最近殆んど増加の傾向を示していない(第18図)。

次に logistic 曲線の性状を利用して増加傾向の地域性に関する客観的な比較を行なつてみると、第19図に示したように、logistic 曲線全経過の中のどのような位置を、どのような速度で経過しているかがわかる。即ち特別な場合である北海道を除いては、東北が最も logistic 段階の初期に属し、逆に近畿が最も後

期の段階に相当し、その他の地域はその中間において夫々異なつた段階を示している。

4. 第24図は傾向変動から算出した推定反収と積算温度(10°C以上の日の年間積算値)との関係を統計期間初期と終期について夫々求めたものがあるが、統計期間初期においては暖地程生産量が大で、積算温度との関係はほぼ直線的になつてゐるが、より最近の傾向としては北海道を除いては反対となり、水稻作に関する限り、寒冷地の生産力の方が大となつてゐるのが現在の状況である。

次に logistic 曲線増加速度に対する抵抗常数 b ((2)式)と積算温度との関係を求めると、第25図に示したようになり、寒冷地に比べ暖地では著しく大となつており、これら間には(28)式で与えられるような指数関係が成立する。また概してこれらの抵抗は太平洋沿岸域に高く、日本海沿岸域に低い傾向がみられる。

参 考 文 献

- 1) 農林省農林経済局統計調査部(1955), 農作物累年統計表, 稲。
- 2) 森田優三(1955), 経済変動の統計分析法, 岩波書店。
- 3) 松田昭美(1961), 日本農業気象学会大会(4月)及び日本農業気象学会九州支部大会(6月)における講演。
- 4) 西内光(1952), 世界における水稻栽培限界温度指数について, 農業気象, 第8巻, 1, 2号。
- 5) 西内光(1954), 世界における最寒暖月等温線図と各種作物分布限界との関係, 農業気象, 第10巻, 1, 2号。
- 6) 森本勇(1954), 農林統計より見たる我邦主要食糧作物の生産力について, 日本作物学会記事, 第23巻, 2号。
- 7) 沢村東平(1957), 水田農業の作付方式に関する研究, 農業技術研究所報告, H 20号。
- 8) 加藤惟孝(1960), 水田主穀生産力の展開, 農林水産業生産性向上会議。
- 9) 久保田明光(1949), 農業経済学入門, 広文社。
- 10) H. T. Davis and W. F. C. Nelson(1935), Elements of Statistics, 240-248, The Principia Press Inc., Bloomington Indiana.
- 11) 森田優三(1944), 人口増加の分析, 65-140, 日本評論社。
- 12) 津村善郎(1955), 農作物調査法の変遷, 日本農業の統計的分析(近藤康男編), 94-127, 東洋経済新報社。
- 13) Berkson J. (1951), Table for the maximum likelihood estimate of the logistic function, Biometrics, vol. 13, no. 1, 28-34.

- 14) 佐々木智也 (1951), 細菌発育曲線及比濁法によるペニシリンの迅速検定法に就て, *The Journal of Antibiotics*, vol.4, no. 3, 155-162.
- 15) 鳥居敏雄, 外 (1957), 医学, 生物学のための推計学, 東京大学出版会.
- 16) 薦田快夫 (1958), 水稻の早期栽培と晩期栽培, 養賢堂.
- 17) 松田昭美 (1960), 福岡県の水稲反収について, 日本作物学会九州支部会報, 第15号,
- 18) 農林省振興局研究部 (1961), 農業気象ハンドブック, 289-291, 養賢堂.

Summary

The production of paddy rice in Japan has made rapid development during the past 70 years. The progress has not always been linear. There have been several changes and different trends with the times and in the regions. In spite of the marked technical improvement in agriculture recently, the yearly variation in production is so large that we can never neglect the importance of natural circumstances over the rice crop.

This paper deals with a statistical analysis of the relationship between long- and short-term variations in the productivity of paddy rice and some of the agro-climatic factors in Japan.

The first part [I] is concerned with the long-term variation in productivity of paddy rice. Obtained results are:

1. From the result of the author's investigation of the production of paddy rice, based on prefectural statistics for the years 1885 to 1958, it will be able to divide into three qualitatively broad types (Figure 2). It is recognized that the regional distribution of the types changes systematically from type I to II and III, i. e. from northern part to southern of Japan.

2. For the comparison of productivity of the paddy rice in different regions it is convenient to represent the long-term trend by a curve of simple mathematical expression. So it is found that a logistic curve (Equation 2), which is a typical growth curve, provides an excellent fit. As given in Figure 7, the fitness is very good in the case of the whole country.

The trend curve shows that the increasing velocity is maximum in the middle age of Meiji (1890-1894) and then it gradually decreases till the present time (Table 3).

Next, the whole country is divided into 10 regions, and for each region obtained result is shown in Figures 8 to 17 and Tables 4 to 13. The test of goodness of fit shows that the logistic curve is applicable within 1% level of significance in each case.

3. Summarizing the regional characteristics of estimated values of the logistic curve, in the coldest region, Hokkaido, the yield per unit area is minimum and the rate of development is comparatively low, showing a different tendency from that of other regions. On the contrary, in the next coldest regions, Tohoku and Tozan, the yield emerges from the low level at the beginning of the statistical series, shows a rapid progress and grows into the highest of Japan, recently. In the meantime, the warm regions show only a slow increasing velocity in spite of their high productivity in the early stage, and the stagnant property is remarkable, especially in Kinki, where the increasing tendency is not be shown of late (Figure 18).

Making use of properties of the logistic curve, an objective comparison is able about the position and the lapse velocity of each region in the course of the curve. Thus, except for the special case of Hokkaido, it is found that Tohoku belongs to the earliest stage, and Kinki to the latest stage; other regions belong to the intermediate stages respectively.

4. Relations between estimated yield from trend equation and accumulated temperature (annual accumulated value over 10°C) are shown in Figure 24 for each early and late stages of the statistical period. It is seen that the warmer district has more yield and its trend is nearly linear in early stage, but this trend becomes opposite lately except in Hokkaido. Therefore, so far as the paddy rice crops are concerned, productivity in the cold district is larger at present.

Next, relation between resistance coefficient b (Equation 2) against increasing velocity of logistic curve and accumulated temperature is shown in Figure 25, and it is found that the coefficient in the warm district is much higher than that in the cold district, the relation being well expressed by an exponential formula such as Equation 28. Also it may be said generally, that the coefficient is higher in the areas on the Pacific and lower in the areas on the Japan Sea.