

## 第5章 作物収量の空間分布の特徴および気象・土壌条件との関係

### 第1節 はじめに

前章の、石狩平野を対象とした衛星データの解析によって、小麦と水稲について複数年の収量マップをそれぞれ作成することができた。天候によってデータ取得の頻度が左右されるという光学センサの制限は依然残るものの、衛星リモートセンシングが、土地生産力評価のネットワークとなっている収量データ収集の段階に寄与しうるポテンシャルを持つことが明らかとなった。

従来の地上調査から得られるデータの多くが点のデータであるのに対して、衛星リモートセンシングでは、面的データが直接得られるという大きな違いがある。気象条件・土壌条件を作物収量に関係付け、定量的な土地生産力の指標を得ようとする場合、従来は点の収量データに対して重回帰分析や数量化理論一類、二類を用いた多変量解析手法が用いられてきた(江頭ら, 1990; 安田ら, 1994; 神山, 1996)。一方、面的な収量データは、その空間分布自体に収量制限要因推定の手がかりとなる情報を含んでいると考えられる。したがって、収量分布の空間的なパターンの解析手法、例えば、セミバリエンス、傾向面、ムービングウィンドウ等の手法(恒川, 1994)等、膨大なデータ量を生かすための手法が必要と考えられる。しかし、作物収量データに対して、土地生産力の評価の目的でこれらの空間解析手法の適用を検討した例はほとんどみられない。

本章では、衛星データから得られた小麦および水稲の収量マップを対象に、収量の空間分布の特徴を数量化するための解析手法を検討し、さらに気象条件・土壌条件の収量への影響を検討した。

### 第2節 作物収量の空間分布の特徴

本節では衛星データから得られた小麦・水稲収量の空間分布の特徴を数量化することを試みた。対象地域内の収量の全体的な分布傾向を明らかにするために、推定収量に対して傾向面のあてはめをおこなった。また、収量データと代表的土壌・気象データについて、セミヴァリオグラムを用いた空間的変動スケールの数量化、相互比較を試みた。

#### 1 使用データ

作物収量データとして、前章で作成した小麦および水稲の収量マップを用いた。また、空間分布の特徴を収量データと比較するために、土壌については、第3章でランドサットTMデータから推定した水田表土の腐植含量データ、第2章で地力保全基本調査データ(表2-1)からデジタル化した心土密度データ(図2-4)、気象については、第2章の手法で作成した1992年6月の平均気温データを用いた。使用したデータのメッシュサイズは、すべて500mに統一した。

#### 2 データ処理の方法

##### (1) 収量データへの傾向面のあてはめ

小麦および水稲の収量マップについて、東西・南北の地理座標を説明変数、収量を目的変数とした傾向面を求めた。傾向面は次の式による2次曲面で表わした。

$$Z = a_0 + a_1X + a_2Y + a_3XY + a_4X^2 + a_5Y^2 \quad (5-1)$$

但し、Z：収量、X、Y：東西、南北方向の地理座標、 $a_0 \sim a_5$ ：係数

衛星データから得られた小麦および水稲の収量マップから、東西、南北方向にそれぞれ2～3画素おきにサンプリングをおこない、地理座標と収量が対になったデータを得た。サンプリングしたデータについて式(5-1)の2次曲面のあてはめをおこなった。式(5-1)の各項については、回帰の有意性の検討をおこない、危険率5%水準で有意とならない項については、高次の項から順に削除して傾向面を表す式を決定した。

##### (2) 収量、土壌および気象データのセミヴァリエンス

セミヴァリエンスは、特性値の空間的な変動を記載する関数である。地点xにおける対象とする特性の値をZ(x)としたとき、セミヴァリエンス $\gamma(h)$ は、距離ベクトルhで隔てられた2点、xとx+hの差の二乗の期待値の2分の1として定義される(パーロー, 1990)。

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} \quad (5-2)$$

セミヴァリエンスは次の式を用いてサンプルデータから推定できる。

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (5-3)$$

ここで、nは距離hで隔てられたサンプル点のペアの数である。サンプル間隔hはラグとも呼ばれる。 $\gamma(h)$ をhに対してプロットしたものは、サンプル・セミヴァリオ

グラムと呼ばれる。

セミヴァリオグラムを表現する関数モデルとしては、球形モデル、指数モデルおよび線形モデルなどが一般的に用いられている。以下の解析では、次式の指数モデルを用いた。

$$\gamma(h) = c_0 + c \{1 - \exp(-h/a)\} \quad (5-4)$$

ここで、 $c_0$ は $h=0$ の時の $\gamma(h)$ で、ナゲット分散と呼ばれる。ナゲット分散は、計測誤差の残差変動と、サンプル間隔よりはるかに小さい距離の間で起こる空間変動とを組み合わせたものである。 $c_0 + c$ は、 $\gamma(h)$ の最大値で、シルと呼ばれる。また、 $a$ はレンジと呼ばれ、レンジの範囲内では、地点が互いに近いほど特性値はより類似した値をとりやすい。

収量、土壌および気象データのセミヴァリオグラムの計算と、指数モデルのあてはめには、Steinら(1994)による計算プログラムSPATANALおよびWLSFITを用いた。

### 3 結果および考察

#### (1) 収量の空間分布に対する傾向面のあてはめ

水稻および小麦収量の空間分布に対する傾向面のあてはめの結果を表5-1に示す。水稻については、3カ年について $Y$ の2次の項が、1986年および1992年については $X$ の2次の項が有意となり収量の空間分布が2次の傾向面で近似された。収量変動全体に対する傾向面の回帰の寄与率は、1986年、1992年および1993年について、それぞれ0.31、0.49および0.54となり、冷害年の1992年と1993年には収量変動の約2分の1が傾向面で説明された。

小麦については、1985年に $XY$ の項と $Y$ の2次の項、1987年に $XY$ と $X$ の2次の項が有意となった。1990年については定数項以外は有意とならず、収量の空間分布に特定の傾向は認められなかった。傾向面の回帰の寄与率は、1985年、1987年および1990年について、それぞれ0.12、0.11および0となり、収量変動のうち傾向面で説明され

る割合が小麦では水稻の場合に比べて小さいことが認められた。

図5-1に、水稻収量傾向面の3次元プロットを示す。上から順に1986年、1992年、1993年のデータを示す。3次元プロットは収量を縦軸にとり、水平方向については、対象地域の南西隅を原点とした座標で示した。作図の視点は対象地域の南東方向から俯角45度の条件に設定した。最上段の1986年については、前章でのべたように対象地域中央部の美唄市以南に限定したデータとなっている。

傾向面で近似される水稻収量(以下傾向面収量と略す)は3カ年に共通して南北方向に大きな変動を示し、対象地域の南端で最低となり、対象地域の中央部に向かって増加していた。対象地域南端における傾向面収量の値は、豊作年の1986年には約4.5t/ha、冷害年である1992年には約3.6t/ha、特に被害の大きい冷害年である1993年には約0.4t/haとなった。1992年および1993年における傾向面の傾きは、対象地域の南西部で中央部に比べてきわめて大きく、わずかな位置の違いで冷害被害の程度に大きな差があったことが推定される。対象地域中央部における傾向面収量の値は、1986年には約5.5t/ha、1992年には約4.7t/ha、1993年には約2.6t/haとなった。傾向面収量は、1992年には、太平洋からの冷気流のおよぶ北限とされている対象地域中央部で最大値を示したが、1993年には対象地域北部の深川市付近で最大(約3.4t/ha)となり、さらに北部にまで冷気流の影響があったと考えられる。

図5-2には、小麦についての3カ年の収量傾向面の3次元プロットを示す。上から順に1985年、1987年、1990年の収量傾向面である。1985年および1987年の傾向面収量は、対象地域の南部でやや高く、北部に向かって低下する傾向を示したが、東西方向の収量変動も大きく、南北方向の収量変動を主体とする水稻の場合に比べて複雑な形状の傾向面となった。傾向面収量の値は1985年には3.1t/ha~4.7t/ha、1987年には2.1t/ha~3.3t/haの範囲

表5-1 水稻および小麦収量の傾向面

| 年次    | 傾向面を表す式*   | 寄与率<br>( $R^2$ ) | サンプル<br>地点数 |
|-------|--|------------------|-------------|
| 水稻    |  |                  |             |
| 1986年 | $Z = 5.04 + 0.0265X - 0.0158Y - 0.000827X^2 + 0.000312Y^2$ | 0.31             | 139         |
| 1992年 | $Z = 2.33 + 0.0299X + 0.0445Y - 0.000520X^2 - 0.000243Y^2$ | 0.49             | 486         |
| 1993年 | $Z = -1.66 + 0.0205X + 0.0775Y - 0.000375Y^2$              | 0.54             | 427         |
| 小麦    |  |                  |             |
| 1985年 | $Z = 5.73 - 0.0804X - 0.00309Y + 0.00117XY - 0.000312Y^2$  | 0.12             | 285         |
| 1987年 | $Z = 4.38 - 0.0242X - 0.00318Y + 0.00080XY - 0.000717X^2$  | 0.11             | 436         |
| 1990年 | $Z = 3.43$   | 0                | 339         |

\*Z: 傾向面収量(t/ha), X, Y: 対象地域南西隅を原点とした東西および南北座標(km)

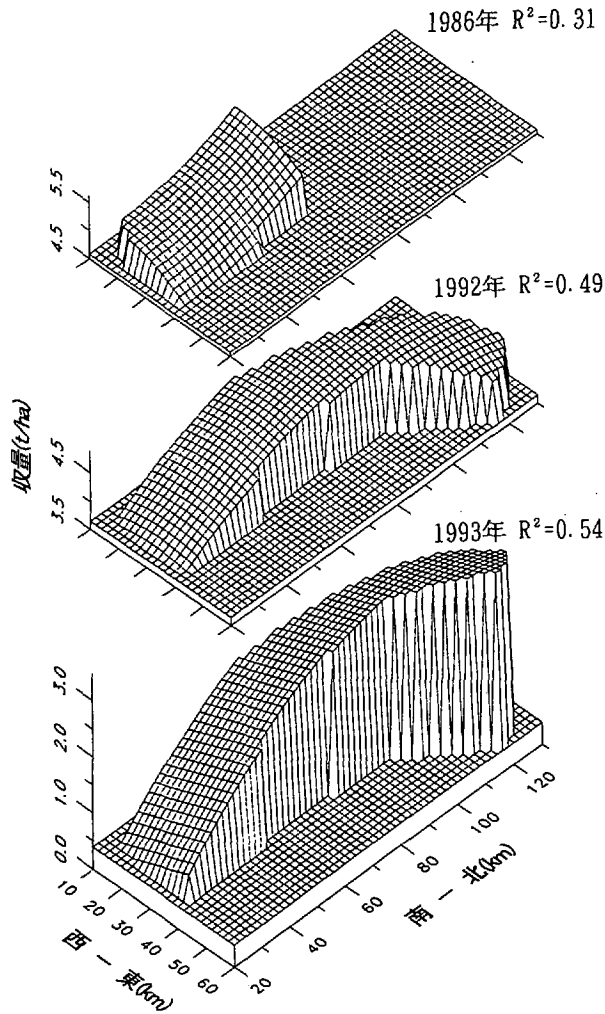


図5-1 水稲収量傾向面の3次元プロット

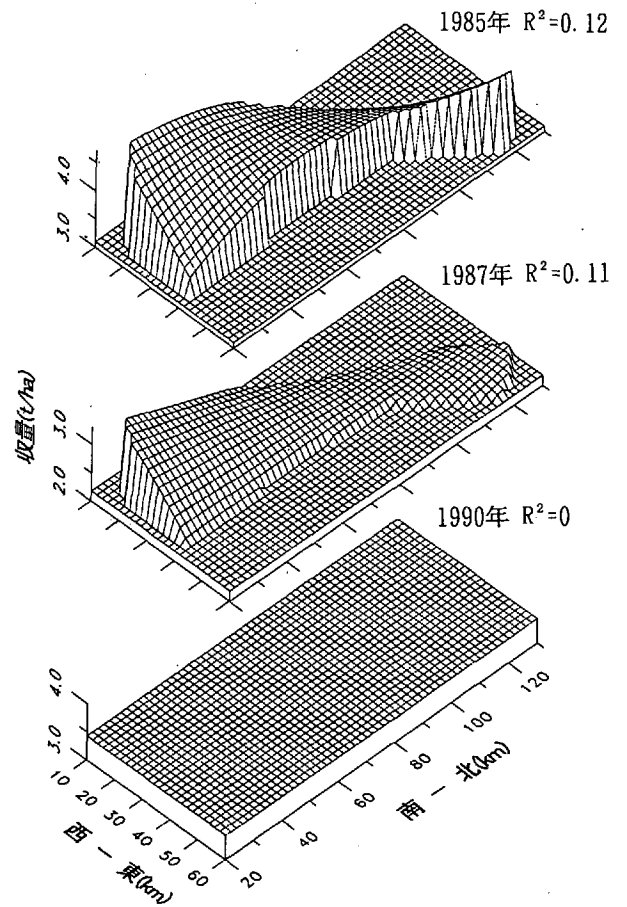


図5-2 小麦収量傾向面の3次元プロット

にあった。1990年については、傾向面を表す式(5-1)で定数項以外は有意とならなかったため、全域で収量の平均値(3.43t/ha)と等しい値をとる傾向面となった。

(2) 収量および土壌・気象データのセミヴァリオグラム  
の比較

水稲および小麦の推定収量のセミヴァリオグラムに指数モデル(5-4)をあてはめた結果を、対象地域の二三の土壌・気象データとの比較で表5-2および図5-3に示す。図5-3の縦軸は、セミヴァリオグラムのパターンの相対的な比較ができるようにシル( $c_0 + c$ )に対するセミヴァリアンスの比で表した。

収量変動の空間スケールの指標となるレンジ(a)は、水稲については、1986年、1992年および1993年に、それぞれ9.4km、123km、123kmとなり、豊作年で小さく、冷害年に大きい傾向を示した。小麦の場合、1985年、1987年および1990年のレンジは、それぞれ115km、16.3km、4.4kmとなり、さきに傾向面のあてはめにおいて、一定

の傾向が認められなかった1990年において、収量の空間変動のスケールがきわめて小さいことが示された。

土壌データのレンジはランドサットTMデータから推定した表土腐植含量が2.6km、地力保全基本調査土壌図による心土密度が8.4kmとなった。一方、気象データのレンジは、1993年6月の平均気温の例では122kmとなり、表5-2に挙げた例では、気象データの変動の空間スケールは、土壌データより一桁大きいことが示唆された。そして、空間スケールの比較からみると、冷害年の水稲収量のようなレンジが100kmを越える収量変動は、気象条件との関係が深いことが推測される。

表5-2 水稲・小麦の推定収量および土壌・気象データのセミヴァリオグラム

| 年次          | 指数モデルで近似したセミヴァリオグラム*<br>$\gamma(h) = c_0 + c[1 - \exp(-h/a)]$ | シル<br>( $c_0 + c$ ) | ナゲット分散/シル<br>$c_0/(c_0 + c)$ |
|-------------|---|---------------------|------------------------------|
| 水稲          |   |                     |                              |
| 1986年       | $\gamma(h) = 0.059 + 0.131[1 - \exp(-h/9.4)]$                 | 0.19                | 0.31                         |
| 1992年       | $\gamma(h) = 0.065 + 0.552[1 - \exp(-h/123)]$                 | 0.62                | 0.11                         |
| 1993年       | $\gamma(h) = 0.434 + 3.59[1 - \exp(-h/123)]$                  | 4.02                | 0.11                         |
| 小麦          |   |                     |                              |
| 1985年       | $\gamma(h) = 0.645 + 0.829[1 - \exp(-h/115)]$                 | 1.47                | 0.44                         |
| 1987年       | $\gamma(h) = 0.507 + 0.246[1 - \exp(-h/16.3)]$                | 0.75                | 0.67                         |
| 1990年       | $\gamma(h) = 0.461 + 0.264[1 - \exp(-h/4.4)]$                 | 0.72                | 0.64                         |
| 土壌          |   |                     |                              |
| 表土腐植含量      | $\gamma(h) = 0.82[1 - \exp(-h/2.6)]$                          | 0.82                | 0                            |
| 心土ち密度       | $\gamma(h) = 8.14 + 25.2[1 - \exp(-h/8.4)]$                   | 33.3                | 0.24                         |
| 気象          |   |                     |                              |
| 1992年6月平均気温 | $\gamma(h) = 0.64[1 - \exp(-h/122)]$                          | 0.64                | 0                            |

\* $\gamma(h)$ : セミヴァリアンス,  $h$ : サンプル間隔 (km)

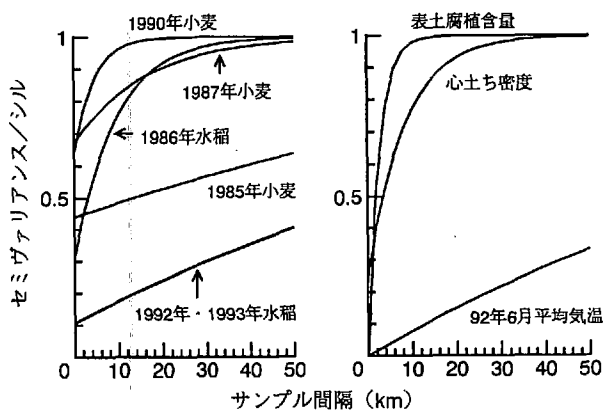


図5-3 水稲・小麦の推定収量セミヴァリオグラムと土壌・気象データのセミヴァリオグラムの比較  
指数モデルを使用, Y軸はシルに対する比で示す

ナゲット分散 ( $c_0$ ) は, サンプル間隔 ( $h$ ) がゼロのときのセミヴァリアンスに対応し, 空間的に相関しないごく局地的な変動の成分を示す。ナゲット分散をシルで除して相対化した値 ( $c_0/(c_0 + c)$ ) は, 水稲では1986年, 1992年および1993年に, それぞれ0.31, 0.11, 0.11となり, 冷害年に小さかった。小麦における  $c_0/(c_0 + c)$  は, 1985年, 1987年および1990年に, それぞれ0.44, 0.67, 0.64となり水稲に比べて大きな値を示した。これは, 水稲の場合, 隣接する地点では収量レベルに大きな差がないのに対して, 小麦では隣接した地点間でも収量レベルに大きな差があることを示している。小麦における  $c_0/(c_0 + c)$  は, 表5-2に挙げた土壌データや気象データにおける  $c_0/(c_0 + c)$  よりもはるかに大きく, 土壌・気象条件以外に, 空間的にランダムな栽培管理の差などが影響していることが考えられる。

さきに, 傾向面のあてはめにおいて, 収量変動のうち傾向面で説明される割合 (回帰の寄与率) が小麦の場合

では水稲に比べて小さいことを認めた。ここで,  $c_0/(c_0 + c)$  と傾向面の寄与率の関係をプロットすると (図5-4), 両者には高い負の相関が認められ, 小麦で傾向面の寄与率が小さかった原因は, 収量変動に占める局地的な変動の割合が高かったためと考えられる。

以上, 収量変動の空間スケールは作物および年次で変動することが示された。特に冷害年の水稲収量は変動の空間スケールが大きく, 小麦では空間的にランダムな変動の割合が大きいことが認められた。こうした収量変動の空間スケールは収量制限要因の空間スケールの違いを反映したものであることが推測される。

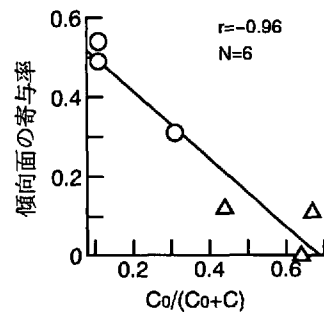


図5-4 収量変動に対するナゲット分散の割合と傾向面あてはめの寄与率の関係  
○: 水稲, △: 小麦

### 第3節 気象条件と傾向面で近似した作物収量の関係

前節では, 収量変動の空間スケールと土壌・気象条件の空間スケールの比較から, レインジが100kmを越えるようなスケールの収量変動は気象条件との関係が深いものと推測した。そこで, 傾向面で近似される作物収量と気象条件の関係について検討した。

表5-3 平均気温と水稻の推定収量・傾向面収量との相関

| 年次    | サンプル<br>画素数 | 平均気温と推定収量の相関 |      |      |      | 平均気温と傾向面収量の相関 |      |      |      |
|-------|-------------|--------------|------|------|------|---------------|------|------|------|
|       |             | 6月           | 7月   | 8月   | 7月下旬 | 6月            | 7月   | 8月   | 7月下旬 |
| 1986年 | 263         | 0.53         | 0.46 | 0.44 | -    | 0.80          | 0.77 | 0.55 | -    |
| 1992年 | 237         | 0.61         | 0.49 | 0.23 | -    | 0.85          | 0.67 | 0.29 | -    |
| 1993年 | 191         | 0.63         | 0.62 | 0.26 | 0.66 | 0.87          | 0.90 | 0.37 | 0.95 |

1 使用データおよびデータ処理の方法

水稻については、500mメッシュの推定収量および前節で求めた収量傾向面のデータをメッシュ化した平均気温とオーバーレイし、約20メッシュにつき1メッシュをサンプリングして両者の相関を求めた。気象メッシュデータは1986年、1992年および1993年の6月から9月までのアメダス観測値の月平均気温をもとに、第2章に述べた距離補間法を用いて作成した。また、1993年については、作付け期間中最も低温に推移した7月下旬についての平均気温も用いた。

小麦については、特定の期間の平均気温と収量に一定の関係を見いだすことが困難なことが知られている(下野, 1986)。そこで、日射と気温を入力としたプロセスモデルを用いて、アメダス観測地点のポテンシャル収量を計算し、傾向面収量との比較をおこなった。プロセスモデルとしては、ヨーロッパ連合で作物モニタリングに用いられているWOFOST (Supitら, 1994)を使用した。WOFOSTで計算可能なポテンシャル収量のレベルには、①日射と気温のみから計算される収量、②水分ストレスを考慮した収量、③水分および養分ストレスを考慮した収量の3レベルがあり、ここでは、①のポテンシャル収量を計算した。日射量については、アメダス地点における観測データがないので、Keulenら(1986)の方法によって日照時間から換算した。各年次の小麦のポテンシャル収量の算出にあたっては、越冬前の気象条件の違いは考慮せず、融雪日以降の気温と日射量を用いた。

2 結果および考察

(1) 平均気温と水稻の推定収量・傾向面で近似した収量の関係

平均気温と水稻の推定収量・傾向面収量との相関を表5-3に示す。月別の平均気温と推定収量の相関は、3ヶ年とも6月でもっとも高く、ついで7月、8月の順となった。月別の平均気温と傾向面収量の相関は、1986年および1992年については、6月でもっとも高く、ついで7月、8月の平均気温の順となり、1993年については7月、6月、8月の順で高かった。

1993年において低温が持続した期間にあたる7月下旬の平均気温は、推定収量・傾向面収量のいずれにおいても、月平均気温の場合よりさらに高い相関があった。竹

川ら(1994)は、1993年の水稻の稔実歩合と気象条件との関係解析にあたって、水稻の幼穂形成期から出穂揃いまでの生育ステージを3つの期間に分け、穂ばらみ期(止葉期の3日前~3日後の7日間)の低温が稔実歩合に最も影響したと結論している。対象地域の大半を占める空知支庁における1993年の止葉期は平均で7月28日であり、7月下旬の気象の影響が大ききという点で、ここでの解析結果と一致した。

平均気温と傾向面収量との相関は、年次・期間が同一の平均気温と推定収量との相関よりも常に高く、マクロスケールの収量変動を示す傾向面が、対象地域における平均気温の分布とよく対応していることが示された。

(2) 小麦のポテンシャル収量と傾向面で近似した収量の関係

融雪後の気温と日射量から推定した小麦のポテンシャル収量は、7.5t/ha~9.3t/haの範囲にあった(表5-4)。水落(1988)は、小麦の出穂5日前から成熟15日前までの期間の積算日射量と純光合成の日射エネルギー利用率および同化産物の子実への転換効率から札幌市羊ヶ丘における小麦のポテンシャル収量の平均値を約9.1t/haと推定しており、プロセスモデルを用いた計算値も、水落の推定値とほぼ同水準の値となった。アメダス観測地点10ヶ所におけるポテンシャル収量の平均値は1985年、1987年および1990年について、それぞれ8.6t/ha、8.0t/ha、8.7t/haとなり、5月、6月の日射量が不足した1987年に低い値となった。

小麦のポテンシャル収量と傾向面で近似した収量関係を図5-5に示す。3ヶ年を総合的にみると、ポテン

表5-4 アメダス観測地点における小麦のポテンシャル収量の計算結果

| 地点名    | アメダス観測地点 |        | ポテンシャル収量(t/ha) |       |       |
|--------|----------|--------|----------------|-------|-------|
|        | 北緯(度)    | 東経(度)  | 1985年          | 1987年 | 1990年 |
| 石狩沼田   | 43.81    | 141.95 | 8.2            | 8.1   | 8.3   |
| 深川     | 43.72    | 142.08 | 8.8            | 8.5   | 8.9   |
| 滝川     | 43.57    | 141.95 | 9.0            | 7.8   | 8.5   |
| 月形     | 43.33    | 141.62 | 8.4            | 8.1   | 8.8   |
| 美唄     | 43.33    | 141.86 | 8.7            | 7.5   | 8.6   |
| 新篠津    | 43.22    | 141.65 | 8.5            | 7.9   | 8.9   |
| 岩見沢    | 43.21    | 141.79 | 9.3            | 7.6   | 8.4   |
| 西野幌    | 43.04    | 141.55 | 8.4            | 8.1   | 8.6   |
| 長沼     | 43.01    | 141.70 | 8.5            | 7.6   | 8.8   |
| 恵庭島松   | 42.92    | 141.57 | 8.4            | 8.6   | 9.1   |
| 10地点平均 |          |        | 8.6            | 8.0   | 8.7   |

シャル収量と傾向面収量の間には相関係数0.61の有意な相関がみられ、各年次間の小麦収量の差はポテンシャル収量の差である程度説明できると考えられた。しかし、単一の年次の中では、ポテンシャル収量と小麦収量の間には有意な相関はみられなかった。また、ポテンシャル収量と傾向面収量の絶対値には2倍近くの開きがあり、単一の年次における対象地域内の収量の空間分布が気温・日射によって制限されている可能性は小さいものと考えられた。

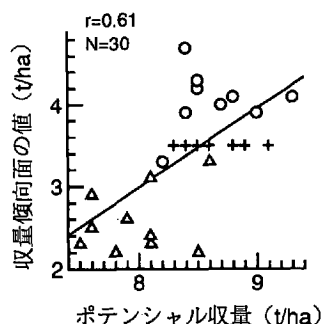


図5-5 小麦のポテンシャル収量と傾向面で近似した収量の関係  
○：1985年，△：1987年，+：1989年

#### 第4節 気象・土壌条件と作物収量の関係

ここまで、作物収量変動の空間スケールおよびその気象条件との関係を検討した結果、冷害年の水稻収量は変動の空間スケールが大きく、小麦では500mメッシュのスケールでは解析できない空間的にランダムな変動の割合が大きいことが認められた。また、対象地域内の作物収量のマクロスケールの分布は、水稻では気温の分布に対応していること、小麦では、気温・日射量との対応が明らかでないことが示された。

したがって、本節では、水稻については、温度条件を考慮に入れながら、土壌条件と収量の関係、温度条件と土壌条件の相互作用が収量におよぼす影響を検討した。小麦については、土壌条件と収量の関係をそのまま解析したのでは、両者の関係が空間的にランダムな変動に埋もれてしまうことが予想されるため、空間的にランダムな変動を除去するための前処理の手法についても検討した。

##### 1 使用データ

収量マップは前節と同様に500mメッシュのものを用いた(気象・土壌データのメッシュサイズもすべて500m)。

##### (1) 温度条件・土壌条件と水稻収量の関係

水稻の場合、温度条件には、前節で用いたメッシュ平

均気温のうち、それぞれの年次において、収量ともっとも相関の高かった時期(1986年および1992年は6月、1993年は7月下旬)のデータを用いた。

また、1993年については、ランドサットTMデータ(7月8日撮影)の熱バンド(TM6)を用いて水田の表面温度マップを作成した。TM6の輝度値から観測輝度温度への換算には次の式(宇宙開発事業団, 1986)を用いた。観測輝度温度は、特に補正をおこなわず、そのまま表面温度として扱った。

$$R = (V/255) \cdot (R_{max} - R_{min}) + R_{min} \quad (5-5)$$

但し、V：TM6輝度値

$R_{max}$ ：TM6の最大放射輝度(1.896)

$R_{min}$ ：TM6の最小放射輝度(0.1534)

R：絶対放射輝度( $mW/cm^2 \cdot sr$ )

$$R \lambda = 5.1292 \cdot 10^{-5} T^2 - 1.7651 \cdot 10^{-2} T + 1.6023 \quad (5-6)$$

(5-6)

但し、 $R \lambda$ ：放射輝度( $mW/cm^2 \cdot sr \cdot \mu m$ ) =  $R/1.239$

T：観測輝度温度( $^{\circ}C$ )

土壌条件としては、第2章で地力保全基本調査データからデジタル化した土壌群の分布(図2-3)、心土(深さ30cm~60cm)における土壌の最大ち密度、第3章でランドサットTMデータから推定した表土腐植含量を用いた。

##### (2) 土壌条件と小麦収量の関係

小麦においては、土壌条件として、水稻の項で用いたデータに加えて、地力保全基本調査による礫層の出現深さおよび表土の土性を用いた。

#### 2 データ処理の方法

##### (1) 温度条件・土壌条件と水稻収量の関係

水稻については、収量のマクロスケールの分布が気温の分布に対応していることから、収量を目的変数、温度条件と土壌条件を説明変数とした解析をおこなった。説明変数を量的変数(平均気温、表面温度)とカテゴリー変数(土壌群、ち密度のランク、腐植含量のランク)とし、解析手法には共分散分析(スネデカーら, 1972)を用いた。これらのデータをオーバーレイし、各年次につき500mメッシュデータ1300~1500画素程度をサンプリングして、共分散分析に供した。

##### (2) 土壌要因と小麦収量の関係

小麦については、土壌条件がカテゴリー変数(土壌群、表土の土性)の場合は、収量を目的変数、年次および土壌条件を説明変数とした二元配置の分散分析をおこなった。土壌条件を量的変数(ち密度、礫層出現深さ、腐植含量)とした場合は、各年次ごとの土壌条件と収量に対

して多項式による回帰分析をおこなった。多項式には3次式を用い、統計的に有意とされない項については、高次の項から順に削除して回帰式を求めた。

空間的にランダムな変動を除去するため、分散分析および回帰分析にさきだち、収量データに対してムービングウィンドウを用いた2次元の移動平均処理をおこない、その効果を検討した。移動平均のウィンドウのサイズは、半径2 km、4 km、6 kmおよび8 kmの4段階とし、分散分析および回帰分析における土壌要因の寄与率を最大とするウィンドウのサイズを求めた。半径2 kmのウィンドウの例を図5-6に示す。ウィンドウの中央のメッシュの値をウィンドウ内の全メッシュの平均値で置き換え、ウィンドウを逐次ずらす操作によって、収量の移動平均値を求めた。

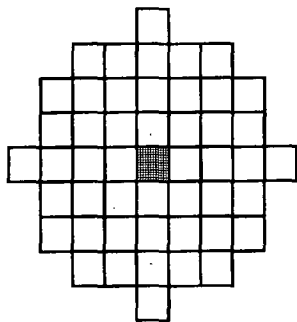


図5-6 ムービングウィンドウの例 (半径2 km)  
ウィンドウのメッシュの一辺の長さは500m

### 3 結果および考察

#### (1) 温度条件・土壌要因と水稻収量の関係

##### (ア) 平均気温、土壌群と水稻収量の関係

水稻収量を目的変数、平均気温、土壌群を説明変数とした共分散分析の分散分析表(表5-5)および平均気温と水稻収量の年次、土壌群別の回帰式(表5-6)を示す。表5-5の要因のうち平均気温の項は、各年次において、収量ともっとも相関の高かった時期の平均気温(1986年および1992年は6月、1993年は7月下旬の平均気温)を意味する。

収量変動に対する土壌群の寄与率は1986年、1992年および1993年について、それぞれ19.3%、2.5%、16.9%となり、3ヶ年とも有意と認められた。また、収量変動に対する平均気温の寄与率は1986年、1992年および1993年について、それぞれ24.1%、34.6%、56.1%と土群の寄与率より大きく、3ヶ年とも有意と認められた。

土壌群と平均気温の交互作用の寄与率は、1986年、1992年および1993年について、それぞれ1.6%、2.7%、0.5%となり、3ヶ年とも有意と認められた。このことは、平均気温の違いに対する収量の反応(平均気温と収量の回帰式の傾き)が土壌群によって異なることを意味する。

土壌群別にみた平均気温と水稻収量の関係を図5-7に示す。1986年には、灰色台地土、褐色低地土および灰色低地土における回帰式の傾きは、グライ土および泥炭土における傾きより小さかった。1992年には、灰色台地土および褐色低地土における回帰式の傾きは、灰色低地土、グライ土および泥炭土における傾きより小さかった。また、1993年には、灰色台地土および泥炭土における回

表5-5 収量を目的変数、平均気温、土壌群を説明変数とした共分散分析の分散分析表

| 要因    | 1986年 |         |         | 1992年 |         |         | 1993年 |         |        |
|-------|-------|---------|---------|-------|---------|---------|-------|---------|--------|
|       | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値     | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値     | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値    |
| 土 壌 群 | 4     | 19.3    | 49.7**  | 4     | 2.5     | 11.6**  | 4     | 16.9    | 42.4** |
| 平均気温  | 1     | 24.1    | 298.3** | 1     | 34.6    | 874.9** | 1     | 56.1    | 1517** |
| 残差    | 1318  | 66.1    |         | 1578  | 63.6    |         | 1329  | 38.9    |        |
| 交互作用  | 4     | 1.6     | 8.4**   | 4     | 2.7     | 17.4**  | 4     | 0.5     | 4.2**  |
| 誤 差   | 1314  | 64.5    |         | 1574  | 60.9    |         | 1325  | 38.4    |        |

この分散分析表では各要因の寄与率の総和は100%とならない。  
\*\*危険率1%水準で有意

表5-6 平均気温と水稻収量の年次、土壌群別回帰式

| 土 壌 群   | 平均気温と水稻収量の回帰式 |       |       |      |       |       |
|---------|---------------|-------|-------|------|-------|-------|
|         | 1986年         |       | 1992年 |      | 1993年 |       |
|         | 傾 き           | Y切片   | 傾 き   | Y切片  | 傾 き   | Y切片   |
| 灰色台地土   | 0.95          | -8.9  | 0.34  | 0.7  | 1.5   | -22.7 |
| 褐色低地土   | -0.63         | 14.4  | 0.27  | 0.5  | 1.9   | -30.6 |
| 灰色低地土   | 0.14          | 3.0   | 0.60  | -4.6 | 2.0   | -32.0 |
| グ ラ イ 土 | 2.0           | -23.6 | 0.70  | -6.0 | 2.0   | -32.9 |
| 泥 炭 土   | 2.2           | -26.7 | 0.80  | -7.5 | 1.6   | -25.3 |

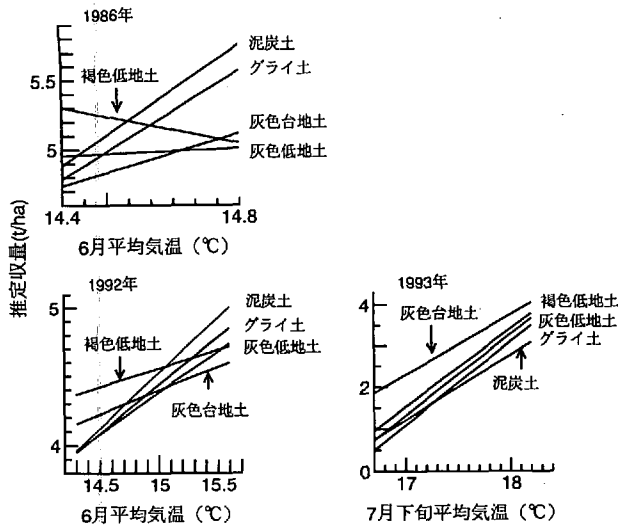


図5-7 土壤群別にみた平均気温と水稻収量の関係

帰式の傾きは、グライ土における傾きより小さかった。3ヶ年を総合的にみると、灰色台地土における回帰式の傾きが小さいこと、グライ土における傾きが大きいたことが特徴的であった。すなわち、灰色台地土では、平均気温の変化に対する収量の変化量が少なく、逆にグライ土では収量の変化量が大きいことが認められた。

収量を目的変数、平均気温と土壤群を説明変数とした共分散分析の結果から、平均気温を一定の条件としたときの土壤群別の収量平均値とその95%信頼限界を推定することができる。その結果を図5-8に示した。平均気温の条件は以下のように設定した。1986年：6月の平均気温が14.8℃（空知支庁中部の美唄市付近の気温に相当する）、1992年：6月の平均気温が14.5℃および15.5℃（空知支庁南部の長沼町および北部の深川市付近の気温に相当する）、1993年：7月下旬の平均気温が17℃および18℃（長沼町および深川市付近の気温に相当する）。

1986年について、6月の平均気温が14.8℃の条件下では、土壤群別の推定収量は、5.0t/ha~5.7t/haの範囲にあり、グライ土および泥炭土の推定収量が、灰色台地土、褐色低地土および灰色低地土の推定収量を上回った。1992年について、土壤群別の推定収量は、6月の平均気温が15.5℃の条件下では4.6t/ha~4.9t/haの範囲、6月の平均気温が14.5℃の条件下では4.1t/ha~4.2t/haの範囲にあり、土壤群間に大きな差はみられなかった。1993年について、7月下旬の平均気温が18℃の条件下では、土壤群別の推定収量は、2.9t/ha~3.8t/haの範囲にあり、灰色台地土および褐色低地土の推定収量がグライ土および泥炭土の推定収量を上回った。1993年について、7月下旬の平均気温が17℃の条件下では、土壤群別の推定収量は、1.1t/ha~2.3t/haの範囲にあり、灰色台地土の推

定収量がその他の土壤の推定収量を上回った。

土壤群別の特徴として、灰色台地土では、高温条件下では他の土壤に比べて相対的に低収量となるかわりに低温条件下での減収程度が小さく、対照的に、グライ土および泥炭土では高温条件下では相対的に高収量となるが、低温条件下では著しく低収量となることが認められた。

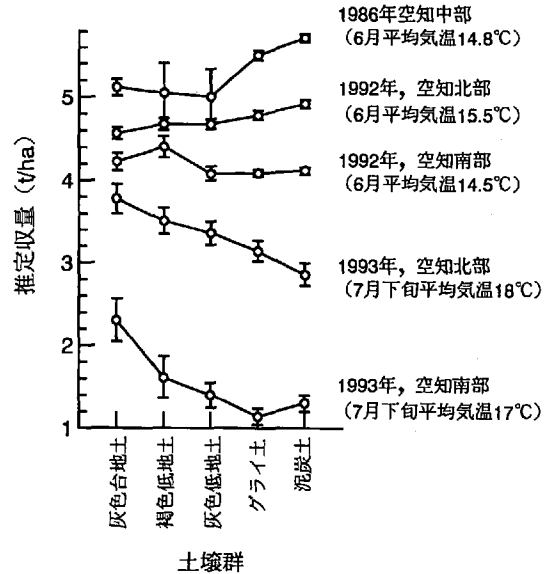


図5-8 土壤群、気温条件別の推定収量平均値とその95%信頼限界

(イ) 水田の表面温度、土壤群と水稻収量の関係

平均気温にかえて、ランドサットTMデータから推定した水田の表面温度を説明変数に用いた1993年における共分散分析の結果を表5-7、表5-8、図5-9に示す。収量変動に対する7月8日の表面温度の寄与率は31.3%で、有意と認められた。土壤群と表面温度の交互作用は1%水準で有意となり、表面温度と収量の回帰式の傾きが土壤群間で異なることが示された。平均気温を説明変数とした場合と同様に、灰色台地土および泥炭土における回帰式の傾きは、グライ土における傾きより小さかった。

表5-7 収量を目的変数、1993年7月8日の水田表面温度、土壤群を説明変数とした共分散分析の分散分析表

| 要因   | 自由度  | 寄与率(%) | F値      |
|------|------|--------|---------|
| 土壤群  | 4    | 16.8   | 33.5*   |
| 表面温度 | 1    | 31.3   | 444.9** |
| 残差   | 1334 | 62.5   |         |
| 交互作用 | 4    | 1.0    |         |
| 誤差   | 1330 | 61.5   | 5.4**   |

各要因の寄与率の総和は100%とならない  
\*\*危険率1%水準で有意



表5-8 1993年7月8日の水田表面温度と水稻収量の土壤群別回帰式

| 土 壤 群 | 傾 き  | Y 切 片 |
|-------|------|-------|
| 灰色台地土 | 0.37 | -5.3  |
| 褐色低地土 | 0.63 | -11.6 |
| 灰色低地土 | 0.66 | -12.6 |
| グライ土  | 0.64 | -12.5 |
| 泥炭土   | 0.40 | -7.1  |

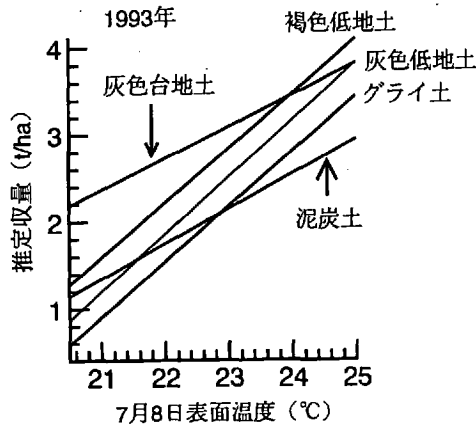


図5-9 土壤群別にみた1993年7月8日の水田表面温度と水稻収量の関係

以上、収量の温度反応に土壤群間で差があることがメッシュ化した気温と水田の表面温度の両者から推定された。

(ウ) 平均気温、心土のち密度と水稻収量の関係

灰色台地土水田の特徴としては、下層が物理的に堅密で水稻根の伸長を制限し、下層からの養分供給力に劣ることが知られている(橋本, 1983)。そこで、心土のち密度に注目し、収量を目的変数、平均気温と心土のち密度を説明変数とした共分散分析の結果を表5-9、表5-10、図5-10に示す。洪積土壤においては、山中式硬

度計によって測定したち密度が20前後で水稻根の生育がほとんど停止するとされており(滝嶋, 1969)ここでは、土壤を、心土(深さ30cm~60cm)における最大ち密度が20未満、20以上の二つのカテゴリーに分けて、解析をおこなった。

収量変動に対する心土のち密度の寄与率は1986年、1992年および1993年について、それぞれ5.1%、0.7%、22.3%となり、1992年を除いて有意と認められた。心土のち密度と平均気温の交互作用の寄与率は、1986年、1992年および1993年について、それぞれ0.1%、0.5%、1.1%となり、1993年についてのみ有意と認められた。

1986年について、6月の平均気温が14.8°Cの条件下では、山中式硬度計による心土のち密度20未満の土壤の推定収量が、ち密度20以上の土壤の推定収量より有意に高かった。1992年の温度条件下では、両者に有意な収量の差はみられなかった。1993年について、7月下旬の平均気温が18°Cの条件下では、同様に両者に有意な収量の差はみられなかった。1993年について、7月下旬の平均気温が17°Cの条件下では、1986年とは逆に、ち密度20未満の土壤の推定収量が、ち密度20以上の土壤の推定収量より有意に低かった。

以上、心土のち密度20以上の土壤では、高温条件下では、ち密度20未満の土壤に比べて相対的に低収となるかわりに低温条件下での収量の落ち込みが小さいことが認められた。このことは、さきの土壤群別にみた収量の温度反応の結果とあわせて考えると、灰色台地土の収量の温度反応の特徴が、心土のち密度によって一部説明される可能性を示している。

表5-9 収量を目的変数、平均気温、心土のち密度を説明変数とした共分散分析の分散分析表

| 要 因   | 1986年 |         |        | 1992年 |         |         | 1993年 |         |         |
|-------|-------|---------|--------|-------|---------|---------|-------|---------|---------|
|       | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値    | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値     | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値     |
| 心土ち密度 | 1     | 5.1     | 18.1** | 1     | 0.7     | 1.1     | 1     | 22.3    | 15.5**  |
| 平均気温  | 1     | 13.4    | 74.1** | 1     | 31.1    | 100.3** | 1     | 64.1    | 295.1** |
| 残差    | 568   | 83.9    |        | 224   | 68.6    |         | 218   | 33.6    |         |
| 交互作用  | 1     | 0.1     | 0.8    | 1     | 0.5     | 1.6     | 1     | 1.1     | 7.4**   |
| 誤 差   | 567   | 64.5    |        | 223   | 68.1    |         | 217   | 32.5    |         |

各要因の寄与率の総和は100%とならない、\*\*危険率1%水準で有意

表5-10 平均気温と水稻収量の年次、心土のち密度別回帰式

| 心土のち密度 | 平均気温と水稻収量の回帰式 |      |       |      |       |       |
|--------|---------------|------|-------|------|-------|-------|
|        | 1986年         |      | 1992年 |      | 1993年 |       |
|        | 傾 き           | Y切片  | 傾 き   | Y切片  | 傾 き   | Y切片   |
| 20 未 満 | 0.60          | -3.6 | 0.57  | -4.2 | 2.0   | -32.3 |
| 20 以 上 | 0.60          | -3.8 | 0.57  | -4.3 | 1.1   | -15.9 |

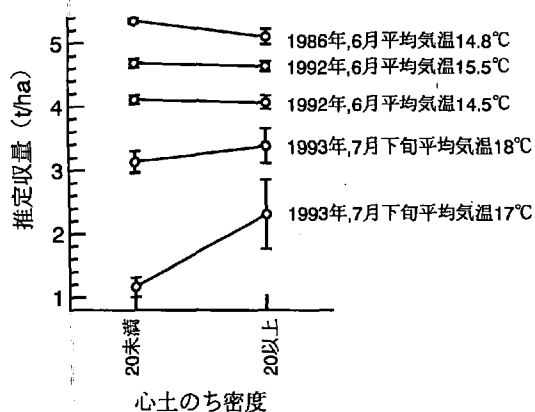


図5-10 心土のち密度, 気温条件別の推定収量  
平均値とその95%信頼限界

(エ) 灰色台地土における平均気温, 表土腐植含量と水稲収量の関係

橋本 (1983) は, 灰色台地土水田の水稲生産力は暗色表層の有無に左右されるとしている。灰色台地土について, 収量を目的変数, 平均気温と表土の腐植含量を説明変数とした共分散分析の結果を表5-11, 表5-12, 図5-11に示す。ここでは, 灰色台地土を, 表土の腐植含量の出現頻度に基づいて, 3.5%未満, 3.5%以上4.5%未満, 4.5%以上の三つのカテゴリーに分け, 解析をおこなった。区分の境界となる腐植含量の値は, それぞれのカテゴリーの出現頻度が, 約25%, 50%, 25%となるように定めた。

収量変動に対する表土腐植含量の寄与率は1986年, 1992年および1993年について, それぞれ8.1%, 0.7%, 0.3%となり, 1993年のみ有意と認められた。表土腐植含量と平均気温の交互作用の寄与率は, 1986年, 1992年および1993年について, それぞれ1.2%, 0%, 2.5%となり, 1993年についてのみ有意と認められた。

1986年および1992年の温度条件下では, 表土腐植含量の異なる灰色台地土の三つのグループ間に有意な収量の差はみられなかった。1993年について, 7月下旬の平均気温が18°Cの条件下では, 同様にグループ間に有意な収量の差はみられなかった。1993年について, 7月下旬の平均気温が17°Cの条件下では, 表土腐植含量3.5%未満の土壤の推定収量が, 腐植含量3.5%以上4.5%未満の土壤の推定収量より有意に高かった。

以上, 高温条件下では, 表土腐植含量の異なる灰色台地土のグループ間に有意な収量差はなかったが, 著しい低温条件下では, 腐植含量の低いグループで減収程度が小さかった。つまり, 土壤群別にみたまいの, 低温条件下での減収程度が小さいという灰色台地土の特徴は, 表土腐植含量の少ないグループでより鮮明に現れることが明らかとなった。

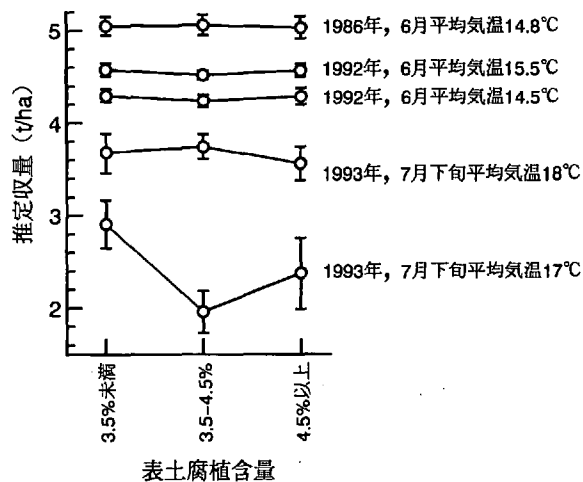


図5-11 灰色台地土における表土腐植含量, 気温条件別の推定収量平均値とその95%信頼限界

表5-11 灰色台地土において, 収量を目的変数, 平均気温, 表土腐植含量を説明変数とした共分散分析の分散分析表

| 要因     | 1986年 |         |        | 1992年 |         |        | 1993年 |         |         |
|--------|-------|---------|--------|-------|---------|--------|-------|---------|---------|
|        | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値    | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値    | 自由度   | 寄与率 (%) | F 値     |
| 表土腐植含量 | 2     | 8.1     | 1.3    | 2     | 0.7     | 2.2    | 2     | 0.3     | 6.8**   |
| 平均気温   | 1     | 26.6    | 17.0** | 1     | 5.7     | 34.8** | 1     | 22.4    | 145.4** |
| 残差     | 55    | 70.2    |        | 567   | 93.6    |        | 437   | 75.3    |         |
| 交互作用   | 2     | 1.2     | 0.5    | 2     | 0.0     | 0      | 2     | 2.5     | 7.6**   |
| 誤差     | 53    | 68.9    |        | 565   | 93.6    |        | 435   | 72.8    |         |

各要因の寄与率の総和は100%とならない, \*\*危険率1%水準で有意

表5-12 灰色台地土における平均気温と水稲収量の年次, 表土の腐植含量別回帰式

| 表土腐植含量    | 平均気温と水稲収量の回帰式 |      |       |     |       |       |
|-----------|---------------|------|-------|-----|-------|-------|
|           | 1986年         |      | 1992年 |     | 1993年 |       |
|           | 傾き            | Y切片  | 傾き    | Y切片 | 傾き    | Y切片   |
| 3.5%未満    | 0.44          | -1.5 | 0.28  | 0.2 | 0.77  | -10.1 |
| 3.5%-4.5% | 0.44          | -1.5 | 0.28  | 0.1 | 1.8   | -28.4 |
| 4.5%以上    | 0.44          | -1.5 | 0.28  | 0.2 | 1.2   | -17.7 |

### (ホ) 水稻収量に対する温度条件・土壌条件の相互作用発現のしくみ

水稻収量に対する気温条件と土壌条件の共分散分析から、①灰色台地土では、高温条件下では他の土壌に比べて相対的に低収量となるかわりに低温条件下での減収程度が小さく、対照的に、グライ土および泥炭土では高温条件下では相対的に高収量となるが、低温条件下では著しく低収量となる、②心土のち密度20以上の土壌では、高温条件下では、ち密度20未満の土壌に比べて相対的に低収量となるかわりに低温条件下での収量の落ち込みが小さい、③高温条件下では、表土腐植含量の異なる灰色台地土のグループ間に有意な収量差はなかったが、著しい低温条件下では、腐植含量の低いグループで減収程度が小さいの、3点を明らかにした。低温条件下で減収程度が小さくなるための土壌条件として整理すると、灰色台地土または心土のち密度が大きい土壌であり、さらに灰色台地土については表土の腐植含量が少ないことが挙げられる。

これらの土壌条件は、土壌の養分供給力が乏しいという共通項で括ることが可能と思われる。冷害年においては、窒素施肥量の最適値が豊作年より少なくなり、特に著しい障害型冷害年においては窒素施肥量を増すほど不稔の発生が増加することはよく知られている（志賀ら、1976）。本節の結果は、根張りに影響する土壌のち密度や、土壌窒素の無機化に関係する土壌腐植含量が水稻への養分供給、特に窒素供給を通じて収量形成に影響していることを広域の圃場レベルで示したものとみることができる。

### (ニ) 土壌条件と小麦収量の関係およびその年次間差

#### (ア) 土壌条件と収量の関係解析の前処理としての移動平均の効果

1987年の小麦収量データにスケールを4段階に変えた移動平均を施し、4種類の土壌データと一元配置の分散分析、回帰分析をおこなった結果を図5-12に示す。図5-12の横軸は移動平均のウィンドウの半径、縦軸は土壌条件による収量変動の説明寄与率である。

収量変動のうち、土壌群の違いとして説明できる変動の割合（寄与率）は、移動平均のスケールを大きくするにしたがい連続的に増加し、移動平均なしの場合に4.9%だった寄与率は、半径8kmの移動平均を施した場合には28.6%まで増加した。収量変動に対する心土のち密度の寄与率は、移動平均なしの場合に5.6%で、半径4kmの移動平均を施したときに最大値をとり17.4%となり、以降移動平均半径の増加とともに漸減した。収量変動に対する表土腐植含量の寄与率は、移動平均なしの場合に3.7%で、半径2kmの移動平均を施したときに最大値を

とり11.3%となり、以降移動平均半径の増加とともに漸減した。収量変動に対する礫層の出現深さの寄与率は、移動平均なしの場合に16.2%で、半径4kmの移動平均を施したときに最大値をとり62.9%となり、以降移動平均半径の増加とともにやや減少した。

以上、2次元の移動平均による収量の平滑化が、土壌条件と収量の関係解析の前処理として有効であることが確かめられた。また、収量変動に対する土壌条件の寄与率が最大となるウィンドウサイズ（最適ウィンドウサイズ）は、1987年の小麦収量の例では、表土腐植含量で半径2km、心土ち密度および礫層出現深さで半径4km、土壌群で半径8km程度となり、対象とする土壌データによって異なることが認められた。1985年と1990年を含めた検討においても、各土壌データにおける最適ウィンドウサイズは1987年とほぼ等しい値となった。ただし、土壌群における最適ウィンドウサイズは、1985年と1990年には半径6kmとなった。第2節で検討した土壌条件のセミヴァリオグラムのレンジは、表土腐植含量で2.6kmと心土ち密度の8.4kmより小さく、最適ウィンドウサイズの序列と対応していることから、移動平均の最適ウィンドウサイズは土壌条件の空間スケールに対応しているものと考えられる。

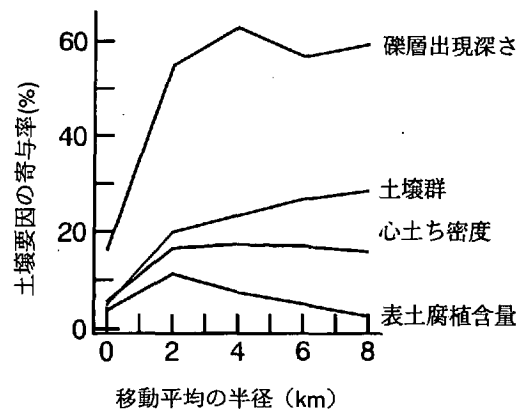


図5-12 推定収量の移動平均のウィンドウサイズと土壌要因による収量変動の説明寄与率

#### (イ) 年次、土壌群の違いと小麦収量の関係

1985年、1987年および1990年の3ヶ年の小麦収量について、収量を目的変数、年次および土壌群を説明変数とした2元配置分散分析の結果を表5-13、図5-13に示す。ここでは、収量データの前処理として半径6kmの移動平均処理をおこなった。

3ヶ年の小麦収量の変動に占める各要因の寄与率は、年次が58%と圧倒的に大きく、土壌群が6.1%、年次と土壌群の交互作用が0.6%となり、いずれも有意となっ

た。年次と土壤群の交互作用項が有意であることから、土壤群別収量の高低は年次によって異なったパターンをとると考えられる。

各年次の土壤群の推定収量について、年次別の平均収量と統計的に有意な差が認められたものを示すと以下のようになる。収量レベルがもっとも高かった1985年においては、多湿黒ボク土、グライ土および泥炭土における収量が平均収量を上回り、黒ボク土、褐色森林土、灰色台地土および灰色低地土における収量は平均収量を下回った。収量レベルがもっとも低かった1987年においては、多湿黒ボク土、グライ土および泥炭土における収量が平均収量を上回り、褐色森林土および灰色台地土における収量は平均収量を下回った。平年並みの収量レベルであった1990年においては、黒ボク土および泥炭土における収量が平均収量を上回り、灰色台地土および灰色低地土における収量は平均収量を下回った。

年次の項をプールにして、土壤群別の平均収量の推定値とその信頼限界を求めた結果を図5-14に示す。多湿黒ボク土、褐色低地土、グライ土および泥炭土における

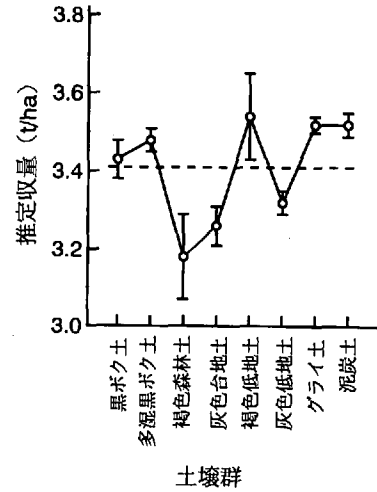


図5-14 土壤群別にみた小麦収量推定値の3ヶ年平均値とその95%信頼限界  
年次と土壤群による2元配置分散分析の結果、図中の点線は各年次の平均収量、推定収量は半径6kmの移動平均後の値

収量が平均収量を上回り、褐色森林土、灰色台地土および灰色低地土における収量は平均収量を下回ることが認められた。

土壤群別収量の高低は年次によって異なったパターンを示すと考えられたが、図5-13でみると、1985年と1987年はよく似たパターンを示しているように思われた。このことを確かめるために、2ヶ年ずつをペアとして、年次および土壤群を説明変数とした2元配置分散分析をおこなった結果を表5-14に示す。年次と土壤群の交互作用は、1985年と1987年および1985年と1990年をそれぞれペアにした場合には有意でなく、これらの年次組合せ間では、土壤群別の収量の相対的な高低の関係は、年次が違っていても変わらないとみることができる。年次と土壤群の交互作用のF値は1985年と1987年でもっとも小さく、表5-14に示した2ヶ年のペアの中では、1985年と1987年の土壤群別の収量の高低がもっとも類似したパターンを持つと考えられた。

対象地域における気象類型と小麦収量の関係を、表5-15に示す。気象の類型は、岩見沢市アメダスの、1979年～1990年における5月・6月の平均気温と降水量の値を用いて設定した。5月・6月の平均気温が12年間の平均値(13.4℃)以上となった年を高温年、13.4℃未満となった年を低温年、5月・6月の積算降水量が12年間の平均値(111mm)以上となった年を多雨年、111mm未満となった年を少雨年として、気温と降水量の組み合わせで四つの類型を設定した。本章で解析の対象とした1985年は低温少雨年、1987年は高温少雨年、1990年は高温多雨

表5-13 収量を目的変数、年次および土壤群を説明変数とした2元配置分散分析の結果

| 要因   | 自由度  | 寄与率(%) | F 値    |
|------|------|--------|--------|
| 年次   | 2    | 58.0   | 1576** |
| 土壤群  | 7    | 6.1    | 47.3** |
| 残差   | 1934 | 36.0   |        |
| 交互作用 | 14   | 0.6    | 2.5**  |
| 誤差   | 1920 | 35.3   |        |
| 合計   | 1943 | 100.0  |        |

\*\*危険率1%水準で有意

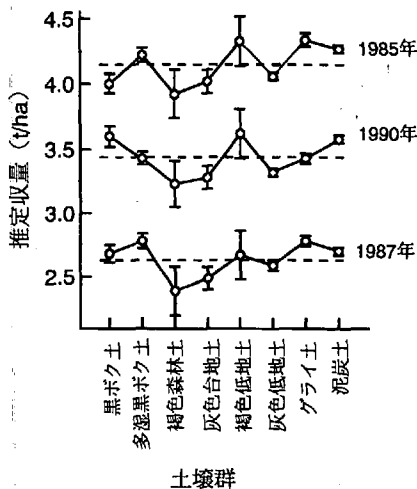


図5-13 年次、土壤群別にみた小麦収量推定値とその95%信頼限界  
年次と土壤群による2元配置分散分析の結果、図中の点線は各年次の平均収量、推定収量は半径6kmの移動平均後の値

表5-14 収量を目的変数、年次および土壌群を説明変数とした2元配置分散分析の結果  
(2ヶ年ずつペアにした場合)

| 要 因     | 1985年×1987年 |         |        | 1987年×1990年 |         |        | 1985年×1990年 |         |         |
|---------|-------------|---------|--------|-------------|---------|--------|-------------|---------|---------|
|         | 自由度         | 寄与率 (%) | F 値    | 自由度         | 寄与率 (%) | F 値    | 自由度         | 寄与率 (%) | F 値     |
| 年 次     | 1           | 64.0    | 2736** | 1           | 44.4    | 1185** | 1           | 20.1    | 381.7** |
| 土 壌 群   | 7           | 5.8     | 35.5** | 7           | 6.9     | 26.4** | 7           | 12.1    | 32.7**  |
| 残差      | 1288        | 30.1    |        | 1477        | 48.7    |        | 1418        | 67.8    |         |
| 交 互 作 用 | 7           | 0.3     | 1.5    | 7           | 0.8     | 3.1**  | 7           | 0.7     | 1.9     |
| 誤 差     | 1281        | 29.9    |        | 1470        | 47.9    |        | 1411        | 67.1    |         |

\*\*危険率1%水準で有意

表5-15 5月・6月の平均気温および降水量による対象地域の気象類型と小麦収量  
(1979年～1990年の12年間について集計)

| 類 型     | 5月・6月の気象* |         | 類 型 の 該 当 年<br>(アンダーラインは解析対象年)      | 類型該当年<br>の小麦収量<br>平均値**<br>(t/ha) |
|---------|-----------|---------|-------------------------------------|-----------------------------------|
|         | 平均気温      | 降 水 量   |                                     |                                   |
| 高 温 多 雨 | 13.4℃以上   | 111mm以上 | 1979, 1980, 1982, 1988, <u>1990</u> | 3.3                               |
| 高 温 少 雨 | 〃         | 〃 未満    | 1984, <u>1987</u>                   | 2.8                               |
| 低 温 多 雨 | 13.4℃未満   | 111mm以上 | 1981                                | 2.6***                            |
| 低 温 少 雨 | 〃         | 〃 未満    | 1983, <u>1985</u> , 1986, 1989      | 3.8                               |

\*岩見沢アメダス観測値, \*\*農林水産統計より岩見沢市についての値  
\*\*\*8月の水害のため減収

年に該当した。岩見沢市における、気象類型別の小麦の平均収量は、高温多雨年には3.3t/ha、高温少雨年には2.8t/ha、低温少雨年には3.8t/haとなり、対象地域における小麦収量は、低温少雨年に高く、高温少雨年に少ない傾向が認められた。

気象類型で少雨年に分類された1985年と1987年では、さきのにべたように、土壌群別の収量が類似したパターン（湿性の土壌である多湿黒ボク土、グライ土および泥炭土で高収、洪積土壌である褐色森林土および灰色台地土で低収）を示した。少雨年において、湿性の土壌の収量が高いことは、地下水位が高いことが小麦の生育に有利に働いていることを示し、洪積土壌で収量が低いことは、下層が堅く根張りや水分供給に不利な条件を反映していると解釈することができる。これらのことから、少雨年における土壌群の収量の序列は、小麦に対する土壌の水分供給力の序列を反映したものと考えられた。

(ウ) 心土のち密度と小麦収量の関係

小麦収量を目的変数、心土のち密度を説明変数とした回帰分析の結果を、図5-15に示す。ここでは、収量データの前処理として半径4kmの移動平均処理をおこなった。

心土ち密度と小麦収量の関係には、1985年には3次の回帰式が、1987年および1990年には2次回帰式がフィットした。回帰の寄与率は、それぞれ20%、17%、8%となり、気象類型からみた少雨年で大きかった。心土のち密度は、根張りに対する物理的な抵抗および土壌調査時

の水分状態の両方を反映しているため、土壌の水分供給力の良い指標となるものと考えられた。収量は3ヶ年とも心土ち密度の増加にともなって減少する傾向を示した。

1985年、1987年および1990年の収量は、心土ち密度が10から26に増加するにともなって、それぞれ4.33t/haから3.81t/ha、2.73t/haから2.33t/ha、3.58t/haから3.24t/haへ減少すると推定された。

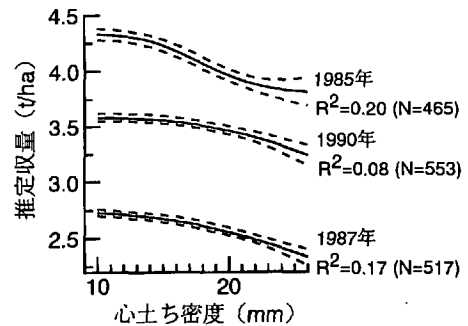


図5-15 心土（深さ30～60cm）における最大ち密度と小麦の推定収量  
回帰曲線とその95%信頼限界、推定収量は半径4kmの移動平均後の値

(エ) 礫層の出現深さと小麦収量の関係

小麦収量を目的変数、礫層の出現深さを説明変数とした回帰分析の結果を、図5-16に示す。ここでは、収量データの前処理として半径4kmの移動平均処理をおこなった。ここでは、深さ1m以内に礫層が出現する地点の

みを解析の対象とした。

礫層の出現深さと小麦収量の関係には、3カ年とも1次の回帰式がフィットした。回帰の寄与率は、1985年、1987年および1990年について、それぞれ43%、63%、13%となり、少雨年で大きかった。礫層の出現深さも、心土のち密度の場合と同様に、土壌の水分供給を通じて収量に影響しているものと考えられた。収量は、3ヶ年とも礫層の出現深さが深いほど増加する傾向を示した。1985年、1987年および1990年の収量は、礫層の出現深さが20cmから80cmに増加するにともなって、それぞれ3.60t/haから4.37t/ha、1.93t/haから3.15t/ha、3.02t/haから3.40t/haへ増加すると推定された。

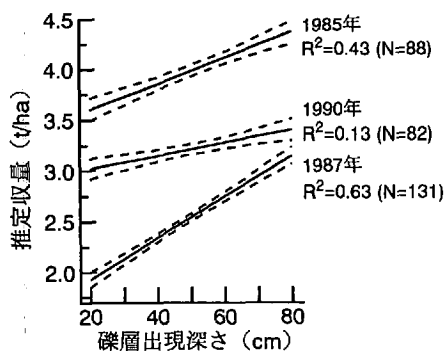


図5-16 礫層の出現深さと小麦の推定収量  
回帰直線とその95%信頼限界  
推定収量は半径4kmの移動平均後の値

#### (オ) 表土の腐植含量と小麦収量の関係

小麦収量を目的変数、表土の腐植含量を説明変数とした回帰分析の結果を、図5-17に示す。ここでは、収量データの前処理として半径2kmの移動平均処理をおこなった。

表土の腐植含量と小麦収量の関係には、3カ年とも3次の回帰式がフィットし、回帰の寄与率は、1985年、1987年および1990年について、それぞれ5.8%、11.3%、4.1%となり、必ずしも少雨年で大きくないことが、心土のち密度や礫層の出現深さの場合とは異なっていた。収量は、表土腐植含量が4%未満の範囲では、3ヶ年とも腐植含量の増加にともなって増加し、表土腐植含量が4%以上の範囲では、頭打ち(1985年および1990年)または腐植含量の増加にともなって漸増(1987年)する傾向を示した。1985年、1987年および1990年の収量は、表土腐植含量が2.5%から6.5%に増加するにともなって、それぞれ3.73t/haから4.21t/ha、2.26t/haから2.87t/ha、3.18t/haから3.55t/haへ増加すると推定された。

表土の腐植含量は砕土性および保水性と関連の深い項目である。回帰の寄与率が必ずしも少雨年で大きくない

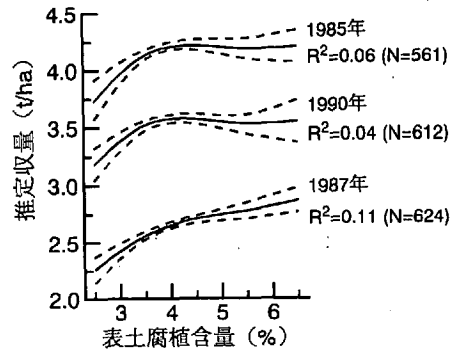


図5-17 表土腐植含量と小麦の推定収量  
回帰曲線とその95%信頼限界  
推定収量は半径2kmの移動平均後の値

ことからみて、表土の腐植含量が土壌の水分供給力を通じて小麦収量に与える影響は小さいものと推測される。したがって、表土腐植含量が4%未満の土壌で小麦収量が低い原因は、砕土性の不良等他の要因に求めることが妥当と考えられる。

#### (カ) 年次、表土の土性と小麦収量の関係

3ヶ年の小麦収量について、収量を目的変数、年次および表土の土性を説明変数とした2元配置分散分析の結果を表5-16、図5-18に示す。土性については、対象地域に出現する9種類の土性を5つのカテゴリーにまとめた。収量データの前処理としては、半径6kmの移動平均処理をおこなった。

3ヶ年の小麦収量の変動に占める各要因の寄与率は、年次が79%と圧倒的に大きく、土壌群が0.3%、年次と土壌群の交互作用が0.5%となり、いずれも有意となった。年次と土性の交互作用項が有意であることから、土性別の収量の高低は年次によって異なったパターンを示すと考えられる。

各年次の平均収量に対する土性別の推定収量は、1985年においては、砂壤土(SL)・壤土(L)グループで有意に高く、砂土(S)・壤質砂土(LS)グループで有意に低かった。1987年においては、SL・Lグループが有意に高収で、埴壤土(CL)・砂質埴壤土(SCL)グループが有意に低収であった。1990年においては、S・LSグループおよびCL・SCLグループが有意に高収で、重埴土(HC)が有意に低収であった。気象類型との関係でみると、少雨年にはSL・Lグループで高収、多雨年には砂質のS・LSで高収、HCで低収という特徴があり、表土の土性は、少雨年には主に保水性、多雨年には排水性の面から収量に影響していることがうかがえる。

年次の項をプールにして、土性別の平均収量の推定値とその信頼限界を求めた結果を図5-19に示す。全年次

表5-16 収量を目的変数、年次および土性を説明変数とした2元配置分散分析の結果

| 要因   | 自由度  | 寄与率(%) | F 値    |
|------|------|--------|--------|
| 年次   | 2    | 79.0   | 3613** |
| 土性   | 4    | 0.3    | 7.2**  |
| 残差   | 1846 | 20.6   |        |
| 交互作用 | 8    | 0.5    | 6.1**  |
| 誤差   | 1844 | 20.1   |        |
| 合計   | 1852 | 100.0  |        |

\*\*危険率1%水準で有意

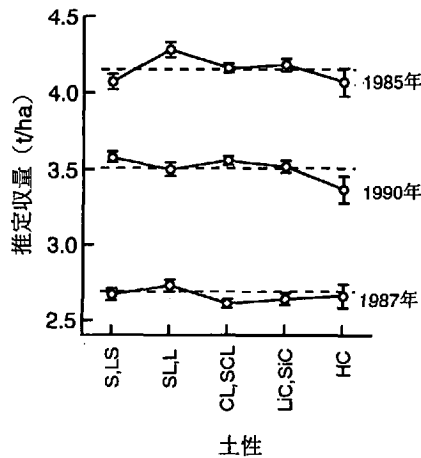


図5-18 年次、土性別にみた小麦収量推定値とその95%信頼限界  
年次と土性による2元配置分散分析の結果  
推定収量は半径6kmの移動平均後の値

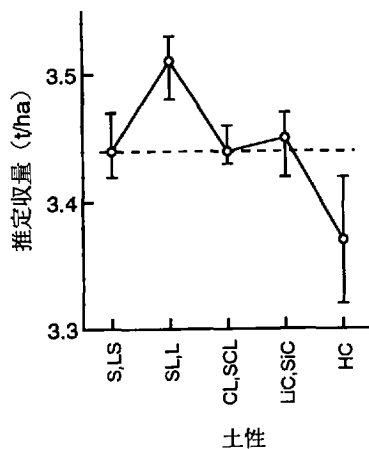


図5-19 土性別にみた小麦収量推定値の3ヶ年平均値とその95%信頼限界  
年次と土性による2元配置分散分析の結果  
推定収量は半径6kmの移動平均後の値

の平均収量に対する土性別の推定収量は、SL・Lグループで有意に高く、HCで有意に低いことが認められた。

(キ) 小麦収量と転換畑の土壌評価

対象地域の小麦の大部分は水田の転作作物として作付けされたものである。水田の畑地転換を円滑に推進するための資料を得る目的で、1978年から1981年にかけておこなわれた水田高度利用対策調査（北海道立中央農業試験場、1983）では、土壌統別に水田高度利用（畑地利用）の可能性を判定している。それによれば、グライ土および泥炭土は地下水位が高く排水が不良となりやすいことを根拠に、いずれも低い評価となっている。北海道農業試験場（1988）による田畑輪換適性分級においてもほぼ類似の評価がなされており、グライ低地土（地力保全のグライ土に相当）は疑似グライ土（地力保全の灰色台地土に相当）とともに、最下位のランクとなっている

一方、衛星データから求めた土壌群別の平均収量は、湿性の土壌である多湿黒ボク土、褐色低地土、グライ土および泥炭土で高いことが認められた。

この不一致の理由は、畑利用の難易が地下水位、透水性、碎土性および礫含量を指標として評価され、そのさいに、排水性に力点が置かれる一方で、水分供給力の観点が軽んじられているためと考えられる。また、最近の転換畑の傾向として対象地域の転換畑の地下水位が、5月から7月にかけて、グライ土、泥炭土の別なく概ね80cm以下に維持されるようになっている（志賀、1994a）にもかかわらず、古い土壌調査データに基づいて評価をおこなっていることが、排水性に偏った評価の背景となっているものと考えられる。

小麦の収量だけから転換畑利用の適性を論じることにはやや飛躍があるが、本節での解析結果は、対象地域の小麦収量に土壌の水分供給力が大きく影響を与えていることを示しており、石狩低地に属する地域は6月・7月の乾燥が顕著で、畑地においては土壌水分の減少による減収の危険性が高い（佐久間、1991）ことを考慮した適性評価が必要と考えられる。

第5節 まとめ

1 作物収量の空間分布の特徴

対象地域内の収量の全体的な分布傾向を明らかにするために、推定収量に対して傾向面のあてはめをおこなった。また、収量変動の空間スケールをセミヴァリオグラムを用いて検討した。

(1) 収量変動全体に対する傾向面の回帰の寄与率は、水稻では31%~54%、小麦では0%~11%となり、収量変動のうち傾向面で説明される割合が小麦では水稻の場合

に比べて小さいことが認められた。また、水稻では、傾向面の寄与率は冷害年に大きくなった。

(2) 収量のセミヴァリオグラムに指数モデルをあてはめた結果、収量変動の空間スケールの指標となるレンジは、水稻では9.4km~123km、小麦では4.4km~115kmとなり、水稻の冷害年に大きかった。今回の対象地域では、気象要因の変動の空間スケールは、土壌要因より一桁大きいことが示唆され、空間スケールの比較からみると、冷害年の水稻収量のようなレンジが100kmを越える収量変動は、気象要因との関係が深いことが推測された。

(3) 以上、収量変動の空間スケールは作物および年次で変動することが示された。特に冷害年の水稻収量は変動の空間スケールが大きく、小麦では空間的にランダムな変動の割合が大きいことが認められた。

## 2 気象条件と傾向面で近似した作物収量の関係

傾向面で近似される作物収量と気象条件、気象から推定されるポテンシャル収量との関係について検討した。

(1) 水稻について、平均気温と傾向面収量との相関は、年次・期間が同一の平均気温と推定収量との相関よりも常に高く、マクロスケールの収量変動を示す傾向面が、対象地域における平均気温の分布とよく対応していることが示された。

(2) 小麦収量の年次間差はポテンシャル収量の差である程度説明できると考えられた。単一の年次の中では、ポテンシャル収量と小麦収量の間には有意な相関はみられず、単一の年次における対象地域内の収量の空間分布が気温・日射によって制限されている可能性は小さいと考えられた。

## 3 気象・土壌条件と作物収量の関係

水稻については、収量を目的変数、温度条件と土壌要因を説明変数とした共分散分析をおこない、小麦収量については、土壌条件との関係およびその年次間差を分散分析および回帰分析によって検討した。また、小麦収量と土壌条件の関係解析の前処理として、収量データに対する移動平均処理の効果を検討した。

(1) 水稻の収量変動に対する土壌群と平均気温の相互作用の寄与率は、3ヶ年とも有意となり、平均気温の違いに対する収量の反応（平均気温と収量の回帰式の傾き）は土壌群によって異なることが認められた。

(2) 低温条件下で水稻の減収程度が小さくなるための土壌条件として、灰色台地土または心土のち密度が大きい土壌であり、さらに灰色台地土については表土の腐植含量が少ないことが挙げられた。

(3) 小麦の収量データに移動平均を施すことによって、収量変動に対する土壌条件（土壌群、心土のち密度、表土腐植含量および礫層の出現深さ）の説明寄与率が増加し、2次元の移動平均による収量の平滑化が、土壌条件に対応した収量変動の抽出に有効であった。また、収量変動に対する土壌条件の寄与率が最大となる移動平均のウィンドウサイズは、対象とする土壌条件の空間スケールによって異なることが認められた。

(4) 年次および土壌群を説明変数とした2元配置分散分析の結果、土壌群別の小麦収量の高低は、5月・6月に少雨であった1985年と1987年には、類似したパターンをとり、多雨年を含めた場合には年次毎に異なるパターンをとると解釈された。

(5) 5月・6月に少雨であった年次における土壌群別収量の序列は、小麦に対する土壌の水分供給力の序列を反映したものと考えられた。

(6) 小麦収量は、心土ち密度の増加にともなって減少し、礫層の出現深さが深いほど増加する傾向を示した。回帰の寄与率はいずれも少雨年で大きく、心土のち密度および礫層の出現深さは、土壌の水分供給を通じて収量に影響しているものと考えられた。

(7) 小麦収量は、表土腐植含量が4%未満の範囲では、腐植含量の増加にともなって増加し、表土腐植含量が4%以上の範囲では、頭打ちまたは腐植含量の増加にともなって漸増する傾向を示した。回帰の寄与率は、必ずしも少雨年で大きくないことから、表土腐植含量が4%未満の土壌で小麦収量が低い原因は、土壌の水分供給力ではなく碎土性の不良等の要因に求めることが妥当と考えられた。

(8) 表土の土性別の小麦収量は、少雨年には砂壤土・壤土グループで高く、多雨年には砂質の砂土・壤質砂土で高く、重埴土で低いという特徴があり、少雨年には主に保水性、多雨年には排水性の面から収量に影響していると推測された。

(9) 土壌要因と小麦収量との関係は、既往の転換畑の土壌評価とは必ずしも一致しなかった。その理由として、既往の評価の力点が排水性に偏り、水分供給能の観点で欠落しているためと考えられた。対象地域においては、6・7月の乾燥を考慮した適性評価が必要と考えられた。



## 第6章 総合論議

土地資源をその特性に応じて最大限に、かつ持続的に利用するためには、気象条件および土壤条件が作物生産に与える影響、すなわち土地生産力の成り立ちを理解することが不可欠である。そして、広域を対象に客観的な土地生産力評価を実現するためには、評価に必要なデータの収集、蓄積、収量推定モデルによる評価結果の出力に至る一連の過程のシステム化が必要である。特に、土壤および作物に関するデータ収集は、最もコストを要する部分であり、効率化が望まれる。

本研究は、衛星データを用いて推定した土壤の性質あるいは作物収量分布に関する情報を、地理情報システムに入力した土壤情報および気象情報等と組み合わせることによって、広域の土地生産力評価を迅速におこなうための手法を開発することを目的とした。

本研究ではまず、水稻移植後まもない湛水状態の水田のTMデータを用いた腐植含量の推定法を検討し、畑地と同様にTMバンド3を用いた推定が可能であることを示した。推定した腐植含量は、1970年前後に作成された古い土壤図データよりも現状と良く一致していた。土壤図データとランドサットから推定した腐植含量の差は、過去20年間における表土腐植含量の実際の減少を反映していると考えられた。畑地については、真行寺ら(1990)が、千葉県北総火山灰台地における混層深耕の実態を腐植含量の経時変化から推定した例があり、水田についてもランドサットデータを用いた水田腐植含量の推定手法が、土壤変化のモニタリング、さらには効率的な土壤データの更新に役立つものと思われる。

衛星データを用いた作物収量推定には大別して二つの手法がある。ひとつはNDVI等の植生指数を生育期間または登熟期間の間積算する手法、もうひとつは、衛星センサの各バンド輝度値を説明変数、地上調査による収量を目的変数とした重回帰分析により収量推定をおこなう手法である。前者の手法は主に回帰周期が短く地上分解能の粗い気象衛星ノアのデータに対して用いられる。耕地規模の小さいわが国では、地上分解能を重視して後者の手法をランドサットデータに対して用いた報告が多い(深山ら, 1983; MUBEKTIら, 1991; 岡野ら, 1994)。

本研究では、複数年のランドサットTMデータおよびモス-1/MESSRデータを用いて、小麦および水稻について重回帰式を用いた収量推定法を適用し、収量推定に有効なバンドおよびその再現性について検討した。その

結果、小麦については、出穂期前後のTM1, TM2の輝度値およびNDVI  $((TM4 - TM3)/(TM4 + TM3))$ 、水稻については、収穫期のTM2, TM4の輝度値およびNDVIを説明変数に用いた重回帰式が収量推定に有効であり、水稻および小麦の収量推定においては可視・近赤外波長域の役割が大きいと考えられた。また、小麦については、解析に用いた3カ年を通してみると、5月下旬から6月の間に観測されたNDVIと収量に高い相関があること、水稻では、不稔が激発した冷害年には、クロロフィルの吸収波長に対応する赤波長単独で収量推定が可能であることを認めた。これまでのわが国における収量推定事例が、単年度の衛星データの解析にとどまっていたことからみると、これらはリモートセンシング技術の実用化に向けて重要な知見である。

三好(1978)は、土壤生産力の数量化にあたって、横井(1975)が提案した「絶対収量」の考え方が有効であると述べている。「絶対収量」は実測収量から個人の栽培技術を消去した収量を意味し、調査対象地域に詳しい農家の見解に基づいて決定が可能であるとしている。一方、江頭ら(1990)、安田ら(1994)等は、土壤・気象条件と作物収量の関係を多変量解析を用いて明らかにしようとした。いずれの報告においても、収量データを得るために綿密な聞き取りまたは圃場における実測を必要としており、作物データの収集が土壤・気象条件と関係づけるさいの最大の障害となってきた。

本研究の前段では、適切な時期に衛星データが得られれば、データ収集段階の困難をある程度克服できることを示した。さらに、衛星データから得られる土壤・作物情報は、コンピューターで直接解析可能なデジタル情報であり、面的なデータを反復して取得でき、地図座標と関連づけられているなどの利点を持っている。第5章では、これらデータソースの特徴を生かすために、傾向面およびセミヴァリオグラムを用いた収量の空間分布の特徴把握、傾向面で示されるマクロな収量変動と気象条件との関係の解析、2次元の移動平均による空間的にランダムな収量変動の除去を経て、共分散分析あるいは分散分析による気象・土壤要因の相互作用が収量変動にあたる影響の解析に至る一連の解析手順を提案した。

セミヴァリオグラムのレンジを指標とした収量変動の空間スケールは、冷害年の水稻で大きく、マクロスケールの収量変動を示す傾向面は、対象地域における平均気

温の分布とよく対応していた。一方小麦では、空間的にランダムな収量変動の割合が大きく、ポテンシャル収量と推定収量に相関が見られないことから、対象地域内の収量の空間分布が気温・日射によって制限されている可能性は小さいと考えられた。

小麦の場合のように空間的にランダムな変動の割合が大きいことは、気象・土壌条件が類似した条件下においても、地点間に大きな収量差があることを意味し、栽培技術が平準化していない、あるいは管理が粗放的な圃場が混在していると解釈することができる。そして、生産物の価格や補助金のシステムの変化によって、高収量を得ることが生産者にとって経済的に有利となる条件が整えば、平均収量が大きく向上する余地を残していると考えられる。水稻のように、気象に関連づけられるマクロな収量変動の割合が大きい場合には、品種選択など適地適作的対応が主とならざるを得ないであろう。

空間的にランダムな収量変動の割合が大きい場合は、地点の圃場データを収集して、収量と土壌・気象データとの多変量解析をおこなっても、一定の傾向を見いだすことは困難であると予想された。2次元の移動平均を施すことによって、収量変動に対する土壌条件の説明寄与率が顕著に増加することはこの予想を裏付けるものである。また、移動平均の最適なウィンドウサイズは、対象とする土壌要因の空間スケールによって異なることが認められ、作物の収量制限要因を検討する際には、対象とする要因の空間スケールを考慮することが重要と考えられた。

寒冷地の水田においては、肥沃度がある限界を超すと収量は気象変動に伴い大きく変動するようになり、不安定性を増す(志賀, 1994b)。そして、その場所に応じた適度の水準の肥沃度を見いだす必要が指摘されてきたが、定量的な指標は確立されていない現状にある。衛星データから推定した収量、メッシュ化した気温と土壌データを用いた共分散分析の結果、平均気温の違いに対する収量の反応が土壌群によって異なることが示され(表5-6, 図5-7, 図5-8), その原因は土壌群間の肥沃度の違いにあると考えられた。表5-6をもとに、1993年の水稻収量分布におよぼす気温・土壌群の影響をマップとして推定したものが図6-1である。MOS-1/MESSRデータによる推定収量(A)に対して共分散分析をおこない、7月下旬の平均気温と収量の土壌群別回帰式から計算した収量を(B)、7月下旬の平均気温と収量の回帰式から計算した収量を(C)、平均気温・土壌群から計算した収量と、平均気温から計算した収量の差(B-C)を(D)に示した。この4つの収量の間には $A \approx B = C + D$ の関係

がある。(D)は、1993年の気象条件下において、各地点の土壌の性質が水稻収量にとってプラス、マイナスのいずれの方向に働いたかを示すマップである。(D)の対象地域の東側に沿って南北に細長くのびる赤い帯は、この地域の土壌群(主として灰色台地土)を考慮に入れると、7月下旬の気温から単純に推定した収量よりも0.5t/ha以上高い収量が推定されることを示している。

また、低温条件下で水稻の減収程度が小さくなるための土壌条件(灰色台地土または心土のち密度が大きい土壌であり、さらに灰色台地土については表土の腐植含量が少ないこと)が示された。今後、観測を反復することにより、気象変動に対応したきめこまかな適正肥沃度の設定が可能になるとともに、減収の確率を考慮したリスク管理にも道が開かれるものと思われる。

小麦では、移動平均後の収量データと土壌データを用いた分散分析、回帰分析の結果、少雨年における土壌群別収量の序列が、小麦に対する土壌の水分供給力の序列を反映しており、土壌断面データに着目すると、心土のち密度および礫層の出現深さが収量を規制していることが示された。収量が最も高くなる表土の土性は、少雨年には砂壤土・壤土、多雨年には砂土・壤質砂土となり、少雨年には主に保水性、多雨年には排水性が収量に影響していると推測された。また、表土腐植含量が4%未満の土壌で小麦収量が低いことは、碎土性の不良と関係しているものと思われる。これらの土壌条件と小麦収量の関係は、排水性を主な評価基準とした既往の転換畑の土壌評価(北海道立中央農業試験場, 1983; 北海道農業試験場, 1988)とは必ずしも一致せず、対象地域では6月・7月の乾燥を考慮した水分供給能評価の観点を加えることが重要と考えられた。

このように、第5章の解析では、年毎の気象条件の違いに対応して、土壌と作物収量の関係がダイナミックに変化する様子が捉えられた。

以上、本研究では、北海道の穀倉地帯である石狩平野において、衛星データを用いて、水田土壌の腐植含量および水稻・小麦の収量分布を推定することを可能とし、さらに、衛星データを用いて推定した作物収量分布に関する情報に、土壌情報および気象情報を組み合わせて広域の土地生産力を迅速に評価するための解析手法を確立した(図6-2)。

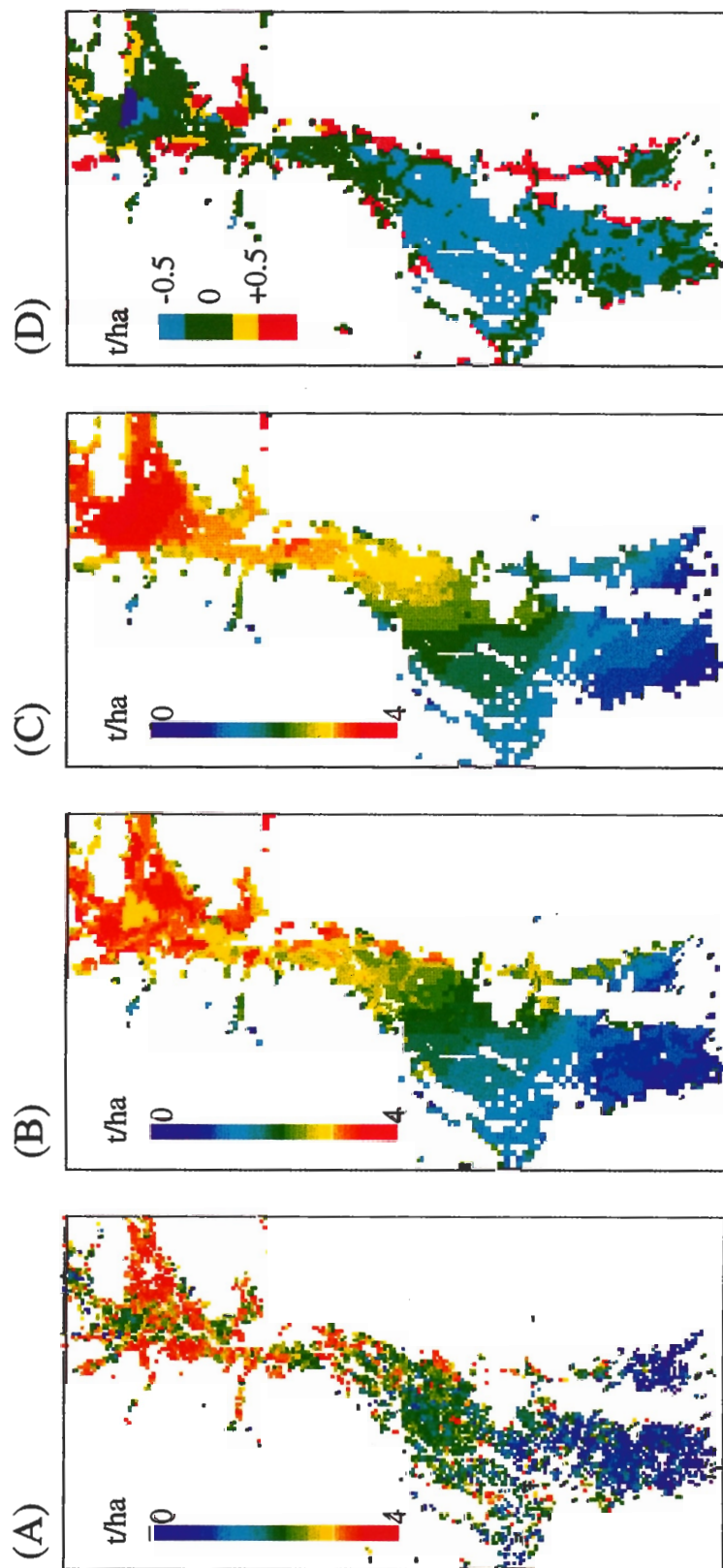


図6-1 1993年の水稲収量の分布と、気温・土壌の種類が収量におよぼす影響の推定の例。  
 (A)MOS-1/MFESSRデータによる推定収量、(B)7月下旬の平均気温と収量の土壌群別回帰式から計算した収量(表5-6より)、  
 (C)7月下旬の平均気温と収量の回帰式から計算した収量(表5-6より)、(D)平均気温・土壌群から計算した収量と、平均気  
 温から計算した収量の差(B-C)、この4つの収量の間には $A \approx B = C + D$ の関係がある。

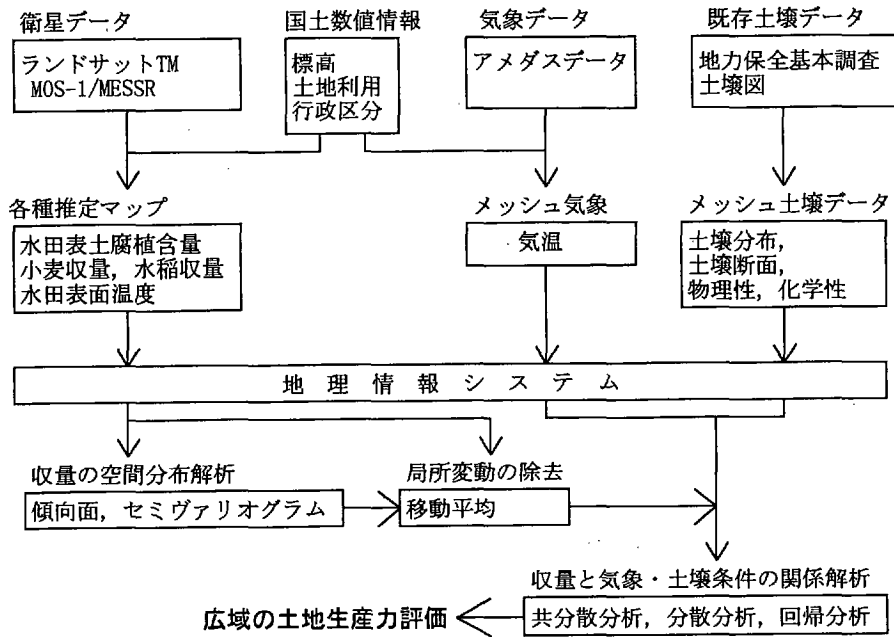


図 6-2 衛星データ、土壌情報および気象情報の組み合わせによる土地生産力評価

## 第7章 摘 要

### 1 衛星リモートセンシングによる土壌情報の収集

#### 一 湛水時の水田腐植含量の推定一

- (ア) 水田表土の腐植含量と湛水時(1987年6月)TM各バンド輝度値の関係を検討した結果、腐植含量の対数と可視域のTM輝度値の相関は3バンドすべてについて1%水準で有意となった。最も相関の高かったTM3輝度値の対数値と腐植含量の回帰式に基づいて、水田の腐植含量区分図を作成した。
- (イ) TM3輝度値から推定した腐植含量は、1970年前後に作成された地力保全土壌図の腐植含量よりも現状と良く一致した。また、腐植区分図はこの20年間における表土の腐植含量減少の実態を反映していた。
- (ウ) 湛水時のランドサットデータを用いた水田腐植含量の推定手法を、過去の土壌データの更新あるいは土壌の攪乱のモニタリングに用いることが可能と結論される。

### 2 土地生産力評価のための作物収量の推定

#### (1) 小麦の収量推定

秋まき小麦の収量推定手法を、1985年、1987年、1990年の3カ年のランドサットTMデータを用いて検討した。

- (ア) 小麦畑と識別された画素のうち、他の地目との境界に位置する画素は、周辺のカテゴリーの輝度値の影響を含んでいることが考えられ、境界画素を除去する処理をおこなった。
- (イ) TM各バンドの輝度値の市町村平均と、統計収量の関係を検討したところ、可視域のバンドは1985年のTM1を除いてすべて収量と負の相関を示した。また、可視域の3バンドの中ではクロロフィルの吸収帯にあたるTM3が収量との相関がもっとも高かった。NDVIは3カ年とも収量と有意な正の相関を示した。
- (ウ) NDVIと市町村収量の3カ年のデータを統合した場合、寄与率0.73の回帰式が得られ、5月下旬から6月のNDVIを用いて小麦の収量を収穫前に予測することがある程度可能と推測された。
- (エ) TM各バンド輝度値およびNDVIの市町村平均値を説明変数、市町村統計収量を目的変数とした重回帰分析の結果、1985年と1990年についてはTM1、TM2およびNDVIの3バンド、1987年についてはTM1およびTM2の2バンドを用いた回帰式が得られた。
- (オ) 単年度の収量推定をおこなう場合は、重回帰式を用

いた方が収量推定のRMSエラーが小さいことから、重回帰式にもとづいてバンド間演算をおこない、収量区分図を作成した。

#### (2) 水稻の収量推定

豊作年および冷害年それぞれ2カ年を含む計4カ年について、9月に撮影されたランドサットTMセンサおよびモス-1/MESSRセンサのデータを用いて水稻収量の推定をおこない、以下の結果を得た。

- (ア) 1984年、1986年、1992年の3カ年について、統計収量を目的変数、TM2、TM4の輝度値およびNDVIを説明変数に用いた重回帰式をあてはめ、1984年および1992年について寄与率0.70をこえる回帰式を得た。
- (イ) TM2、TM4、NDVIを用いた重回帰式は、豊作年(1984年および1986年)の解析対象地域北部を除けば、市町村収量を精度良く説明し、収量地図の作成が可能と判断された。
- (ウ) 不稔の発生が著しかった1993年については、クロロフィルの吸収波長に対応するMESSR2の輝度値が収量と高い相関を示し、MESSR2の非線形回帰式により収量を推定することができた。
- (エ) 以上、年次、地域的な制限はあるが9月のTMデータを用いた水稻収量地図の作成が可能であり、収量推定に有効な波長には、ある程度普遍的な組み合わせが存在することを示した。

### 3 作物収量の空間分布の特徴および気象・土壌要因との関係

#### (1) 作物収量の空間分布の特徴

対象地域内の収量の全体的な分布傾向を明らかにするために、推定収量に対して傾向面のあてはめをおこなった。また、収量変動の空間スケールをセミヴァリオグラムを用いて検討した。

- (ア) 収量変動全体に対する傾向面の回帰の寄与率は、水稻では31%~54%、小麦では0%~11%となり、収量変動のうち傾向面で説明される割合が小麦では水稻の場合に比べて小さいことが認められた。また、水稻では、傾向面の寄与率は冷害年に大きくなった。
- (イ) 収量のセミヴァリオグラムに指数モデルをあてはめた結果、収量変動の空間スケールの指標となるレンジは、水稻では9.4km~123km、小麦では4.4km~115kmとなり、水稻の冷害年に大きかった。今回の対象地域では、

気象要因の変動の空間スケールは、土壌要因より一桁大きいことが示唆され、空間スケールの比較からみると、冷害年の水稲収量のようなレンジが100kmを越える収量変動は、気象要因との関係が深いことが推測された。

(ウ) 以上、収量変動の空間スケールは作物および年次で変動することが示された。特に冷害年の水稲収量は変動の空間スケールが大きく、小麦では空間的にランダムな変動の割合が大きいことが認められた。

### (2) 気象条件と傾向面で近似した作物収量の関係

傾向面で近似される作物収量と気象条件、気象から推定されるポテンシャル収量との関係について検討した。

(ア) 水稲について、平均気温と傾向面収量との相関は、年次・期間が同一の平均気温と推定収量との相関よりも常に高く、マクロスケールの収量変動を示す傾向面が、対象地域における平均気温の分布とよく対応していることが示された。

(イ) 小麦収量の年次間差はポテンシャル収量の差である程度説明できると考えられた。単一の年次の中では、ポテンシャル収量と小麦収量の間には有意な相関はみられず、単一の年次における対象地域内の収量の空間分布が気温・日射によって制限されている可能性は小さいと考えられた。

### (3) 気象・土壌条件と作物収量の関係

水稲については、収量を目的変数、温度条件と土壌条件を説明変数とした共分散分析をおこない、小麦収量については、土壌条件との関係およびその年次間差を分散分析および回帰分析によって検討した。また、小麦収量と土壌条件の関係解析の前処理として、収量データに対する移動平均処理の効果を検討した。

(ア) 水稲の収量変動に対する土壌群と平均気温の交互作用の寄与率は、3ヶ年とも有意となり、平均気温の違いに対する収量の反応（平均気温と収量の回帰式の傾き）は土壌群によって異なることが認められた。

(イ) 低温条件下で水稲の減収程度が小さくなるための土壌条件として、灰色台地土または心土のち密度が大きい土壌であり、さらに灰色台地土については表土の腐植含量が少ないことが挙げられた。

(ウ) 小麦の収量データに移動平均を施すことによって、収量変動に対する土壌条件（土壌群、心土のち密度、表土腐植含量および礫層の出現深さ）の説明寄与率が増加し、2次元の移動平均による収量の平滑化が、土壌条件に対応した収量変動の抽出に有効であった。また、収量変動に対する土壌条件の寄与率が最大となる移動平均のウィンドウサイズは、対象とする土壌条件の空間スケールによって異なることが認められた。

(エ) 年次および土壌群を説明変数とした2元配置分散分析の結果、土壌群別の小麦収量の高低は、5月・6月に少雨であった1985年と1987年には、類似したパターンをとり、多雨年を含めた場合には年次毎に異なるパターンをとると解釈された。

(オ) 5月・6月に少雨であった年次における土壌群別収量の序列は、小麦に対する土壌の水分供給力の序列を反映したものと考えられた。

(カ) 小麦収量は、心土ち密度の増加にともなって減少し、礫層の出現深さが深いほど増加する傾向を示した。回帰の寄与率はいずれも少雨年で大きく、心土のち密度および礫層の出現深さは、土壌の水分供給を通じて収量に影響しているものと考えられた。

(キ) 小麦収量は、表土腐植含量が4%未満の範囲では、腐植含量の増加にともなって増加し、表土腐植含量が4%以上の範囲では、頭打ちまたは腐植含量の増加にともなって漸増する傾向を示した。回帰の寄与率は、必ずしも少雨年で大きくないことから、表土腐植含量が4%未満の土壌で小麦収量が低い原因は、土壌の水分供給力ではなく砕土性の不良等の要因に求めることが妥当と考えられた。

(ク) 表土の土性別の小麦収量は、少雨年には砂壤土・壤土グループで高く、多雨年には砂質の砂土・壤質砂土で高く、重粘土で低いという特徴があり、少雨年には主に保水性、多雨年には排水性の面から収量に影響していると推測された。

(ケ) 土壌条件と小麦収量の関係は、既往の転換畑の土壌評価とは必ずしも一致しなかった。その理由として、既往の評価の力点が排水性に偏り、水分供給能の観点で欠落しているためと考えられた。対象地域においては、6・7月の乾燥を考慮した適性評価が必要と考えられた。

## 引 用 文 献

- 秋山 侃, 安田嘉純, 江森康文 (1985a) リモートセンシングによる草地の診断, 1. ランドサットMSSデータによる栃木県北部の土地利用分類, 日草誌, 31(1), 88-96.
- 秋山 侃, 安田嘉純, 江森康文, 深山一弥 (1985b) リモートセンシングによる草地の診断, 2. ランドサットMSSデータによる1番草収量の推定, 日草誌, 31(1), 97-103.
- 秋山 侃 (1994) 衛星リモートセンシング技術の農業利用研究—広域的作物資源の分布と生育状態の定量的把握—, 生物環境調節, 32(3), 145-154.
- バーロー, P. A. (1990) 地理情報システムの原理—土地資源評価への応用—, 183, 古今書院, 東京.
- Baumgardner, M.F., Kristof, S.J., Johannsen, C.J. and Zachary, A.L.(1970) Effects of organic matter on multispectral properties of soils, Proc. Ind. Acad. Sci., 79, 413-422.
- Baumgardner, M.F., Silva, L.F., Biehl, L.L. and Stoner, E.R.(1985) Reflectance properties of soils, Advances in agronomy, 38, 1-44.
- Baumgardner, M.F.(1990) A 1:1 million Soils and Terrain Digital Database: Its structure, development and use, Transaction of 14th INT. Cong. Soil. Soc. V, 113.
- Benedetti, R. and Rossini, P.(1993) On the Use of NDVI Profiles as a Tool for Agricultural Statistics: The Case Study of Wheat Yield Estimate and Forecast in Emilia Romagna, Remote Sens. Environ. 45, 311-326.
- Bhatti, A.U., Mulla, D.J., and Frazier, B.E.(1991) Estimation of Soil Properties and Wheat Yields on Complex Eroded Hills Using Geostatistics and Thematic Mapper Images, Remote Sens. Environ., 37, 181-191.
- Commission of the European Communities(1985) Soil map of the European Communities, 1:1000000, Commission of the European Communities, Directorate-General for Agriculture, Luxembourg, 124pp.
- Daughtry, C.S.T, Gallo, K.P., and Bauer, M.E.(1983) Spectral estimates of solar radiation intercepted by corn canopies, Agron. J. 75, 527-531.
- Dumanski, J., Kloosterman, B., and Brandon, S.E.(1975) Concepts, objectives and structures of the Canada soil information system, Can. J. Soil Sci., 55, 181-187.
- Dumanski, J.(Ed)(1978) The Canada Soil Information System Manual for describing soils in the field, Land Resource Res. Inst., Research Branch, Agriculture Canada, Ottawa.
- 江頭和彦, 中島征志郎, 藤山正史 (1990) 作物収量と環境, 土壌, 管理要因の数量化分析—長崎県水稻, ばれいしょ, みかん収量の事例, 九大農学芸誌, 45(1) 9-21.
- Evans, R.(1990) Discrimination and monitoring of soil, in Applications of Remote Sensing in Agriculture (M.D. Steven and J.A. Clark, Eds.), 82-83, Butterworth, London.
- 藤原 忠 (1994) 北海道の稲作と気象, 北海道の稲作, 星野達三編, 88, 北農会, 札幌.
- Fukuhara, M., Hayashi, S., Yasuda, Y., Asanuma, I., Emori, Y. and Isaka, J.(1979) Extraction of soil information from vegetated area, Machine Processing of Remotely Sensed Data Symposium, 242-252.
- 福原道一 (1987) 農業および園芸, ランドサット利用による土壌の情報化とその応用, 62, 827-830.
- 福原道一, 西宗 昭, 畠中哲哉, 斎藤元也, 岡本勝男, 新良力也, 白崎公嗣, 染井順一郎 (1989) 帯広地域土壌腐植区分図, 北海道開発局帯広開発建設部, 24pp.
- 福原道一, 岡本勝男, 畠中哲哉, 西宗 昭 (1990a) TMデータから作成した腐植区分図とその利用, 日本リモートセンシング学会誌, 10, 239-245.
- 福原道一, 岡本勝男, 畠中哲哉 (1990b) ランドサットTMデータによる畑土壌の水分特性評価, 日本写真測量学会年次学術講演会要旨, 5-8.
- 福原道一, 池田浩明, 岡本勝男, 西宗 昭 (1992) ランドサットデータによる牧草の収量予測, 日本土壌肥料学会講演要旨集, 39, 60.
- 福原道一 (1993) 農業および園芸, リモートセンシング—衛星データの土壌情報への応用—, 68, 133-138.
- Goward, S.N., Kerber, A., Dye, D.G., and Kalb, V.(1987) Comparison of North and South American biomes from AVHRR observations, Geocarto, 2, 27-40.
- Guyot, G.(1990) Optical properties of vegetation canopies, in Applications of Remote Sensing in Agriculture (M.D. Steven and J.A. Clark, Eds.), 19-43, Butterworth, London.

- Haantjens, H.A., Bleeker, P., and Cook, L.G.N.(1975a) Procedures for computer storage of soil and landscape data from Papua New Guinea, I. General introduction and input of descriptive soil observation data, *Geoderma*, 13, 105-113.
- Haantjens, H.A., Bleeker, P.(1975b) Procedures for computer storage of soil and landscape data from Papua New Guinea, II. Input of soil capability and soil classification data, *Geoderma*, 13, 115-128.
- Haantjens, H.A.(1975c) Procedures for computer storage of soil and landscape data from Papua New Guinea, III. Input of soil site characteristics, *Geoderma*, 13, 129-139.
- 原田昭彦, 房尾一宏, 上本 哲 (1989a) 広島県における土壌図情報のシステム化に関する研究 (第1報) 土壌図情報のメッシュ化, 広島県立農試報, 52, 117-124.
- 原田昭彦, 上原由子 (1989b) 広島県における土壌図情報のシステム化に関する研究 (第2報) 図式情報のパーソナルコンピュータシステム, 広島県立農試報, 52, 125-133.
- 橋本 均, 松原一實, 大垣昭一 (1983), 北海道立農業試験場集報, 49, 49-60.
- 橋本 均, 志賀弘行 (1993) 北海道土壌区一覧, 北海道立中央農業試験場資料, 21.
- 島中哲哉, 塩崎尚郎, 福原道一, 宮地直道, 齊藤元也 (1989) ランドサットTMデータによる畑地表土の腐植含量評価, *土肥誌*, 60, 426-431.
- Hatfield, J.L., Asrar, G., and Kanemasu, E.T.(1984) Intercepted photosynthetically active radiation estimated by spectral reflectance, *Remote Sens. Envir.* 14, 65-75.
- 広島県, 気象庁 (1982) 広島県メッシュ気候図地図編, 39pp.
- 北海道 (1978) 地力保全基本調査総合成績書, 1082pp.
- 北海道農業試験場 (1988) 北海道における広域田畑輪換の可能性に関する調査報告, 北海道農業試験場研究資料, 35, 60-94.
- 北海道立中央農業試験場 (1983) 水田高度利用対策調査総合成績書, 34-37.
- 北海道立中央農業試験場 (1991) 北海道耕地土壌の理化学性の実態・変化の方向とその対応 (土壌環境基礎調査・定点調査), 北海道農業試験会議 (成績会議資料).
- 北海道立中央農業試験場 (1995) メッシュ気象情報システム: HARIS活用マニュアルシリーズNo.2, 1-3.
- 堀口郁夫, 松本伸二, 谷 宏 (1983) 海洋性冷気流の農業地帯への影響 - (2) 冷害時における勇弘・石狩平野の気象の特徴 -, *農業気象*, 38, 389-394.
- 池田浩明, 岡本勝男, 福原道一 (1993) ランドサットTMデータとアメダス・データを用いた一番草収量の予測, *日本草地学会誌*, 39 (別), 171-172.
- John, M.K., Van Laerhoven, C.J., and Sprout, P.N.(1972a) A system of soil information retrieval, *Can. J. Soil Sci.* 52, 351-357.
- John, M.K., Lavkulich, L.M., and Zoost, M.A.(1972b) Representation of soil data for the computerized filing system used in British Columbia, *Can. J. Soil Sci.* 52, 293-300.
- Kato, Y. and Dumanski, J.(1984a) A computerized soil information system for arable land in Japan, II. A test of adaptability of Japanese soil survey data to an existing soil information system(CanSIS), *Soil Sci. Plant Nutr.* 30, 299-309.
- Kato, Y.(1984b) A computerized soil information system for arable land in Japan, I. Concept, objective, process and structure, *Soil Sci. Plant Nutr.* 30, 287-297.
- 加藤好武 (1986a) 図式情報システムの機能と構造, 日本における農耕地土壌情報のシステム化に関する研究 (第3報), *土肥誌*, 57, 161-170.
- 加藤好武 (1986b) 山梨県におけるブドウ生育適地図の作成, 日本における農耕地土壌情報のシステム化に関する研究 (第4報), *土肥誌*, 57, 447-455.
- 加藤好武 (1986c) 土壌断面データファイルシステムの目的, 構造, 機能およびその利用例, 日本における農耕地土壌情報のシステム化に関する研究 (第5報), *土肥誌*, 57, 579-588.
- 加藤好武 (1988) 日本における農耕地土壌のシステム化に関する研究, *農業環境技術研究所報告*, 4, 1-66.
- 加藤好武 (1989) わが国における農耕地土壌情報システムの現状, *ペドロジスト*, 33: 64-75.
- 川島茂人 (1990) アメダスデータにもとづく毎時気温補間手法の比較, 農水省別枠研究「情報処理」研究成果集, 322-333.
- 経済企画庁編 (1968) 土地分類図, 地形分類図1, 北海道地方, 大蔵省印刷局.
- 建設省国土地理院監修 (1992) 数値地図ユーザーズガイド, (財) 日本地図センター, 494pp.
- Kirschner, F.R., Kaminsky, S.A., Hinzl, E.J., Sinclair, H.R., and Weismiller, R.A.(1977) Quantification of soil mapping by digital analysis of Landsat data, *Proc. 11th Int. Symp. of Remote Sens. Environ.*, v. II, 1567-1574.



- 北田敬宇 (1989) 水田転作大麦の生育適性区分図の作成, 土肥誌, 60, 81-87.
- 国土庁計画・調整局, 建設省国土地理院 (1987) 国土数値情報, 74, 大蔵省印刷局, 東京.
- Kosaki, T., Furukawa, H. and Kyuma, K.(1981a) Computer based soil survey data management system (COSMAS) I. Collection, storage and retrieval of soil survey data, *Soil Sci. Plant Nutr.*,27,429-441.
- Kosaki, T., Furukawa, H. and Kyuma, K.(1981b) Computer based soil survey data management system (COSMAS) II. Graphic representation of soil survey data, *Soil Sci. Plant Nutr.*,27,443-453.
- Kosaki, T., Torii, K. and Kyuma, K.(1982) Automated soil map compilation, *Soil Sci. Plant Nutr.*,28,389-399.
- Kosaki, T., Takahashi, M. and Kondo, Y.(1990) System for farm environment monitoring (SYFARM), *Transaction of 14th INT. Cong. Soil. Soc. V.*,104-109.
- Kouyama, K.(1990) A soil information system using micro computer, *Transaction of 14th INT. Cong. Soil. Soc. V.*539-540.
- 神山和則 (1996) 自然立地条件に基づくダイズの土地生産力評価図の作成, 土肥誌, 67, 354-361.
- Kristof, S.J., and Zachary, A.L.(1971) Mapping soil type from multispectral scanner data, *Proc. 7th Int. Symp. on Remote. Sens. of Envir.*, V, III,2095-2108.
- Lee, R., Mew, G., Newman, M.J., and Gibson, A.R.(1976) Computer processing of soil profile data from surveys in New Zealand, *Geoderma*,16,201-209.
- Lewis, D.T., Seever, P.M., and Drew, J.V.(1975) Use of satellite imagery to delineate soil associations in the Sand Hills Region of Nebraska, *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*,39,330-335.
- Li Yuzhu(1990) Estimating production of winter wheat by remote sensing and unified ground network. II. Nation wide estimation of wheat yields, in *Applications of Remote Sensing in Agriculture* (M.D. Steven and J.A. Clark, Eds.),149-157, Butterworth, London.
- Liu Guoxiang and Zheng Dawei(1990) Estimating production of winter wheat by remote sensing and unified ground network. I. System verification, in *Applications of Remote Sensing in Agriculture*(M.D. Steven and J.A. Clark, Eds.),137-147, Butterworth, London.
- MacDonald, R.B. and Hall, F.G.(1980) Global Crop Forecasting, *Science*, 208,670-679.
- Mathews, H.L., Cunningham, R.L., Cipra, J.E., and West, T.R.(1973) Application of multispectral remote sensing to soil survey research in Southeastern Pennsylvania, *Soil Sci. Soc. Am. Proc.*,37,88-93.
- 松本 茂 (1989) メッシュ気候値の作成について, 日本農気学会 第2回局地気象研究会, 1-9.
- 深山一弥, 佐藤 博, 安田嘉純, 江森康文 (1983) 農用地調査へのリモートセンシング技術の適用性に関する研究-ランドサットMSSデータを用いた水稻冷害分布の調査法-, 農業土木学会論文集, 105, 27-35.
- 深山一弥 (1989) 農作物生育調査における比演算処理の利用法-農用地調査へのリモートセンシング技術の適用性 (II) -, 農業土木学会誌, 57 (12), 1175-1181.
- 三好 洋 (1978) 生産からみた土壌分類-とくに土壌調査によって得られた測定値と土壌分類について-, 土肥誌, 19 (2), 170-179.
- 水落勁美 (1988) 北海道におけるコムギ多収技術開発の可能性, 農業技術, 43 (8), 1-6.
- Mubekti, Miyama, K. and Ogawa, S.(1991) Study on rice yield distribution by using Landsat TM data, *Rural Development Research*,5, pp.101-115.
- National Aeronautics and Space Administration (1979) *Proceedings of the LACIE symposium*, JSC-16015, NASA, Lyndon B. Johnson Space Center, Houston, Texas.
- National Aeronautics and Space Administration (1981) *Agriculture and Resources Inventory Surveys Through Aerospace Remote Sensing*, Lyndon B. Johnson Space Center, Houston, Texas.
- National Aeronautics and Space Administration (1982) *Agristars Annual Report-Fiscal Year 1980*, AP-JO-04111.1-59.
- 日本土壌協会 (1984) 農業生産環境情報システム整備事業報告書, 日本土壌協会.
- 日本土壌協会 (1991) 農業生産環境情報システム実用化事業報告書, 日本土壌協会, 7-74.
- 日本土壌協会 (1993) 農耕地環境保全情報システム開発事業報告書, 日本土壌協会, 1-2.
- 農林水産技術会議事務局 (1988) 自然エネルギー資源量の推定法, グリーンエネルギー計画成果シリーズ I 系(エネルギーの分布と利用) No. 8.
- Okamoto, k. and Fukuhara. M.(1993) Improvement in the accuracy of paddy field area estimation using the area ratio of each pixel derived from Landsat TM data, presented at the 1993 International Geosci-

- ence and Remote Sensing Symposium (IGARSS), IV,1699-1700.
- 岡本勝男, 福原道一, 畠中哲哉 (1990) 帯広地域土壌腐植区分図の作成方法, 写真測量とリモートセンシング, 29 (6), 45-52.
- 岡村敏夫 (1987) メッシュ気候値-その作成, 利用の現状と将来-, 天気, 34, 157-174.
- 岡野千春, 福原道一, 西宗 昭, 嶋田典司, 渡辺幸雄 (1994) ランドサットTMデータによる収穫期におけるテンサイの糖分・根重の推定と生産高の評価事例, システム農学, 10 (1), 11-20.
- 大垣昭一 (1987) 耕地土壌の生産力特性, 北海道農業と土壌肥料1987, 日本土壌肥料学会北海道支部編, 70-83, 北農会, 札幌.
- Park, A.B.(1981) Recent advances in Remote sensing of vegetation, presented at the International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS), 17.
- Richards, J.A.(1986a) Remote sensing digital image analysis, 53, Springer-Verlag, Berlin.
- Richards, J.A.(1986b) *ibid.*, 173-187.
- 佐久間敏雄 (1987) 北海道の自然, 北海道農業と土壌肥料1987, 日本土壌肥料学会北海道支部編, 9-25, 北農会, 札幌.
- 佐久間敏雄 (1991) 石狩川流域の土地利用開発100年, 北海道開発局農業水産部農業計画課71-113.
- 佐竹徹夫 (1994) 水稲の冷害, 北海道の稲作, 星野達三編, 205-208, 北農会, 札幌.
- Sellers, P.J.(1985) Canopy reflectance, photosynthesis and transpiration, *Int. J. Remote Sens.* 6, 1335-1372.
- Sellers, P.J.(1987) Canopy reflectance, photosynthesis and transpiration. II. The role of biophysics in the linearity of their interdependence, *Remote Sens. Environ.* 21, 143-183.
- Sharma, T.K., Sudha, K.S., Ravi, N., Navalgund, R.R., Tomar, K.P., Chakravarty, N.V.K. and Das, D.K.(1993) Procedures for wheat yield prediction using Landsat MSS and IRS-1A data, *Int. J. Remote Sens.* 14, 2509-2518.
- Shields, J.A. and Ferguson, W.S.(1975) Land resources, production possibilities and limitations for crop production in the prairie provinces. In: *Oilseed and Pulse Crops in Western Canada - A Symposium* (Ed. J.T. Harapiak), 115-157. Modern Press, Saskatoon.
- 志賀弘行, 福原道一, 小川茂男 (1989) ランドサットTMデータによる湛水下水田の腐植含量推定, 土肥誌, 60, 432-436.
- 志賀弘行 (1994a) モデル県での実施状況, 平成5年度農耕地環境保全情報システム開発事業報告書, 日本土壌協会, 13-17.
- 志賀一一, 関矢信一郎 (1976) 寒地稲作における高収水稲のための窒素供給法 第2報基肥窒素の役割と限界, 北海道農業試験場研究報告, 117, 31-44.
- 志賀一一 (1994b) 水田の土壌肥料, 北海道の稲作, 星野達三編, 301, 北農会, 札幌.
- 下野勝昭 (1986) 秋播小麦の栄養生理と窒素肥培管理法に関する研究, 北海道立農業試験場報告, 57, 53-54.
- 真行寺孝, 渡辺春朗, 福原道一 (1990) ランドサットTMデータを用いた混層深耕による黒ボク表土の腐植含量低下の実態解析, 千葉農試研報, 31, 1-8.
- Soil Conservation Service(1983) Soil potential ratings. Part 603.09, In: *National soils Handbook*. Soil Conservation Service, Washington.
- Soil Survey Staff, Soil Conservation Service, U.S. Dept. Agric.(1951) *Soil Survey Manual*, Agric. Handbook.
- Stein, A., Wopereis, M.C.S., and Bouma, J.(1994) Soil sampling strategies and geostatistical techniques, *Soil Physical Properties* (M.Wopereis, M.Kropff, J. Bouma, A. van Wijk and T.woodhead, Eds.), 73-85, International Rice Research Institute, Los Banos.
- Stewart, R.B.(1983) Modeling methodology for assessing crop production potential in Canada, Research Branch Agriculture Canada, Ottawa.
- スネデカー, コ克蘭 (1972) 統計的方法 (原書第6版), 394, 岩波書店, 東京.
- 高見晋一 (1994) 生育モデル, 新しい農業気象・環境の科学, 174-189, 養賢堂, 東京.
- 滝嶋康夫, 佐久間宏 (1969) 土壌の圧縮及び硬度が水稲の根系発達ならびに生育に及ぼす影響に関する研究, 農業技術研究所報告, B-22, 85-217.
- 竹川昌和, 田中英彦 (1994) 気象概況と地域的特徴, 平成5年北海道における農作物異常気象災害に関する緊急調査報告書 (稲作編), 北海道立農業試験場資料, 22, 15-25.
- Tomlinson, R. F. (1985) 地理情報システム-新たな挑戦, 地理3月増刊, 30, 14-24.
- Tou, J.T., and Gonzalez, R.C.(1974) *Pattern Recognition Principles*, Addison-Wesley Publishing Company, Massachusetts.
- 恒川篤史 (1993) UNEP/GRIDとグローバルデータベース, 造園雑誌, 57 (1), 44-49.

- 恒川篤史 (1994) 環境資源を解析する視点と方法, 環境資源と情報システム, 武内和彦・恒川篤史編, 古今書院, 東京.
- 宇宙開発事業団地球観測センター (1986) 地球観測データ利用ハンドブックランドサット編 (改訂版), 財団法人リモートセンシング技術センター.
- 宇宙開発事業団地球観測センター (1987) 地球観測データ利用ハンドブックMOS-1編 (改訂版), 財団法人リモートセンシング技術センター.
- van Diepen, C.A., Wolf, J., van Keulen, H., and Rapoldt, C.(1989) WOFOST: a simulation model of crop production, Soil use and management,16-24.
- van Lanen H.A.J. and Bregt, A.K.(eds)(1989) Proceedings of EC Workshop on Application of Computerized EC Soil Map and Climate Data. EUR 12039, Luxembourg,254pp.
- 渡辺利通 (1988) ランドサットMSSデータを用いた九州地方における水稻収量推定の試み, 農業環境技術研究所資料, 4, 21-35.
- Weismiller, R.A., Persinger, I.D., and Montgomery, O.L.(1977) Soil Inventory from digital analysis of satellite scanner and topographic data, Soil Sci. Soc. Am. J.,41,1166-1170.
- 安田典夫(1987a) 土壌情報のシステム化に関する研究(第1報) 土壌診断のパソコン利用, 三重農技セ研報, 15, 39-50.
- 安田典夫 (1987b) 土壌情報のシステム化に関する研究(第2報) 土壌断面データおよび物理性データのパソコン処理, 三重農技セ研報, 17, 35-45.
- 安田典夫 (1991) 図式情報システムを利用した土壌診断による転換畑の排水対策の策定, 土肥誌, 62, 171-177.
- 安田典夫, 天野洋司 (1994) 農業生産環境情報システムによる水田転作ダイズ生育適地図の作成と検証, 土肥誌, 65, 282-289.
- 安田三郎 (1968) 社会統計学, 29-35, 丸善.
- 横井利直 (1975) 土壌, 東京農大通信部, 231-243.

## 謝

本研究をとりまとめるにあたり、北海道大学農学部教授 堀口郁夫博士には終始懇切なるご指導をいただき、さらに本稿のご校閲を賜った。元北海道大学農学部教授 佐久間敏雄博士には、準備段階から本稿のご校閲とご指導をいただいた。北海道大学農学部教授 松田豊博士、波多野隆介博士には本稿のご校閲をいただき、有益なご助言をいただいた。ここに深甚なる謝意を表す。

本研究は、元中央農試化学部土壌改良第一科長 木村清氏のご指導とご援助により開始したものであり、後任の高橋市十郎氏、成田保三郎博士には研究の遂行にあたり貴重なご助言と絶大なるご援助をいただいた。農林水産省農業環境技術研究所環境管理部長 福原道一博士、岐阜大学流域環境研究センター教授 秋山侃博士、農業環境技術研究所計測情報科上席研究官 齋藤元也氏には終始ご指導を賜った。また、元中央農試化学部長 岩淵晴郎博士、同 大垣昭一氏、同 高尾欣弥氏、元中央農

## 辞

試農芸化学部長 大崎亥佐雄氏、前中央農試環境化学部長 菊池晃二博士、中央農試環境化学部長 沢口正利博士にはご指導とご援助をいただいた。元中央農試企画情報室長 相馬暁博士、前中央農試企画情報室長 土屋武彦博士、中央農試企画情報室長 田村千秋氏、元中央農試情報課長 水島俊一氏、前中央農試情報課長 坂本洋一氏には取りまとめに際し終始かわらぬご激励とご配慮をいただいた。

さらに、中央農試土壌資源科研究職員 橋本均氏、同 安積大治氏には本研究の遂行に際しご助言とご助力をいただいた。

また、解析に使用したランドサットデータは宇宙開発事業団から研究目的配布で提供をうけたもの、MOS-1データは宇宙開発事業団で受信、処理されたものである。

以上各位に心から感謝の意を表す。

## Evaluation of Land Productivity by Combination of Satellite Data, Soil Information and Meteorological Information

Hiroyuki Shiga

In order to utilize the land resources to the maximum and continuously according to their characteristics, it is indispensable to understand the effect of the meteorological and soil conditions to the crop production, namely the constitution of the land productivity. And in order to realize an objective evaluation of land productivity for the wide area, it is necessary to systematize a series of processes from the collection and storage of data necessary for evaluation to the output of the evaluation results by a yield estimation model.

As a result of surveying the maintenance situation of meteorological, soil and crop data on the farming area of our country, it is observed that the collection of crop yield data and the renewal of soil data will be especially difficult. In this respect the utilization of satellite remote sensing should be investigated as a wide area surveying method supplementing the survey on the ground. Moreover, such analytical techniques as multiple regression analysis, which used to be applied to analyze land productivity using data of separate points, are considered to be insufficient for making use of spatially continuous information obtained from satellite data.

This study has developed a technique to quickly evaluate the land productivity of a wide area by combination of the information concerning soil properties or crop yield distribution estimated by using satellite data and the soil and meteorological informations input to the geographic information system, selecting the Ishikari Plain, Hokkaido as the objective area.

For estimating soil properties using satellite data, the soil organic matter content in the surface soil of paddy field is taken up as the measurement object. For analysis, Landsat TM data in June, when the coverage by paddy rice is small and the soil is saturated by water, are used. The soil organic matter content in the surface soil correlates significantly with digital number of each TM band. A soil organic matter content map of paddy field has been made based upon a regression formula of TM3 digital number and the soil organic matter content the correlation of which are the highest. The soil organic matter content estimated from TM3 digital number coincides with the present situation better than that of the soil map prepared around 1970. Moreover, The soil organic matter content map reflects the actual situation of decrease in the soil organic matter content in the surface soil in these 20 years. It is concluded from this fact that the technique for estimating the soil organic matter content of paddy field using Landsat data in June can be used for renewal of the soil data.

At the collection of crop data by satellite, yield estimation of wheat and paddy rice is tried. The satellite sensors used are Landsat TM and MOS-1/MESSR.

Based upon the land cover classification results in spring and autumn, crops are extracted from satellite image and regression analysis is made by using statistic yield of municipalities as objective variable and digital number of each band of satellite sensor and municipalities average value of vegetation index as explanatory variables. Analysis is made for data sets of wheat for 3 years and paddy rice for 4 years and the bands useful for yield estimation and their reproducibility are investigated. As a result, it is considered that the multiple regression formulae using as explanatory variables the digital number of TM1, TM2 and normalized difference vegetation index (NDVI) around the heading for wheat and the digital number of TM2 and TM4 and NDVI at the maturing stage for paddy rice are useful for yield estimation, and the roles of visible and near infrared bands are important for yield estimation of paddy rice and wheat. Furthermore, it is observed that the paddy rice yield estimation is possible simply by red bands corresponding to the absorption wave length of chlorophyll in a year of cold-weather damage when non-ripening fre-

quently occurs. Thence it is concluded that there exist universal combinations to some extent for the bands which are useful to estimate the yield.

As a result of the investigation of characteristic of the spatial distribution of crop yield obtained from satellite data, the spatial scale of yield variation with range of semi-variogram as index surpasses 100 km for rice in a year of cold-weather damage, and the general tendency of yield variation expressed as trend surface well corresponds to the distribution of average temperature at the target area. It is shown that in case of wheat there exist big yield differences between the spots with similar meteorological and soil conditions due to the big ratio of spatially random variations occupying in the yield variations.

Then relations between the crop yield obtained from satellite data and the soil and meteorological conditions are analyzed. In case of wheat in which the ratio of spatially random yield variation is big, moving average is useful as a pre-treatment for analysis. Through moving average treatment, the contribution rate of the soil factor to the explanation of yield variation has remarkably increased. In this case it is observed that the optimum window size differs according to the spatial scale of the targeted soil factor.

As a result of covariance analysis for the paddy rice yield and the distribution of temperature and soil, it is shown that the reaction of yield to temperature differs according to the soil groups. The reason for it is considered to be the difference in fertility among the soil groups and the soil condition, under which the rate of production decrease of paddy rice is small under the low temperature condition, is shown. By repeated observations from now on, it is hoped that the establishment of adequate soil fertility corresponding to meteorological variation will become possible and a way to a risk management, which takes a probability of production decrease into consideration, will be opened.

As a result of variance and regression analyses using yield and soil data for wheat after moving average, it is shown that the rank of yield for each soil group in a year of small rainfall reflects the rank of the availability of soil moisture for wheat.

As shown above, a procedure for evaluation of land productivity, in which satellite remote sensing and spatial data analyzing techniques (trend surface, semi-variogram and moving average) are adopted, is proposed.