

水田土壤の微地形と化学性を利用した  
水稲栽培における精密農業

山形大学附属図書館  
(農学部分館)



\*8102008175\*

2002

岩手大学大学院  
連合農学研究科  
生物生産科学専攻  
(山形大学)

佐々木 由佳

## 目次

第一章 序章	1
1. 水稲栽培における精密農業の役割	1
2. 精密農業の構築	6
2-1. 圃場の空間変動の把握	6
2-2. 圃場の空間変動に対応した圃場管理モデル	11
2-3. 精密農業における情報管理システム	13
3. 研究対象地域の特徴	14
4. 本研究の目的	19
第二章 土壌の化学性および水稲収量の空間変動	21
1. 序論	21
2. 材料および方法	22
2-1. 土壌の化学性	22
2-2. 水稲収量	23
2-3. 土壌の化学性と水稲収量の空間変動	25
2-4. 土壌の粘土鉱物組成	25
3. 結果および論議	27
3-1. 土壌の化学性の空間変動	27
3-2. 土壌の粘土鉱物組成の空間変動	30
3-3. 土壌の化学性の空間変動の成立要因	36
3-3-1. 曲線モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動	36

3-3-2. 曲線モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動 成立要因	47
3-3-3. 球形モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動	51
3-3-4. 球形モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動 成立要因	52
3-3-5. 空間依存性の及ぶ範囲	57
3-4. 水稻精玄米収量の空間変動と空間変動の成立要因	58
4. 要約	63
第三章 微地形の特徴と土壌の化学性の空間変動との関係	66
1. 序論	66
2. 材料および方法	67
2-1. 土壌の化学性	67
2-2. 土壌の粘土鉱物組成	69
2-3. 地形の特徴	69
2-4. 統計解析	69
3. 結果および論議	71
3-1. 解析対象地域	71
3-2. 土壌の化学性から分類した化学性グループ	71
3-3. 既存の土地分類図と化学性グループの関係	78
3-4. 水系網から求められた地形区分地域	84
3-5. 地形区分地域と化学性グループの関係	90
3-6. 土壌の化学性の空間変動の成立要因	95

4. 要約	98
<b>第四章 衛星リモートセンシングによる水稲生育の空間変動 の推定</b>	<b>100</b>
1. 序論	100
2. 材料および方法	102
2-1. 1999 年	102
2-1-1. 供試圃場	102
2-1-2. 栽培管理	102
2-1-3. 試料採取および分析方法	102
2-2. 2000 年	103
2-2-1. 供試圃場	103
2-2-2. 栽培管理	103
2-2-3. 試料採取および分析方法	103
2-3. NDVI	104
2-4. 統計解析	104
3. 結果および論議	104
3-1. 地形区分地域と水田の NDVI の関係	104
3-1-1. 水稲の生育初期について	104
3-1-2. 水稲の幼穂形成期以降について	111
3-2. 水田の NDVI と水稲の生育の関係	118
3-2-1. 水稲の品種による葉色の違いが水田の NDVI に 与える影響	118

3-2-2. 水稻の初期生育が水田の NDVI に与える影響	124
3-2-3. 水稻の幼穂形成期以降の生育が水田の NDVI に与える影響	125
4. 要約	137
第五章 土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期茎数との関係	140
1. 序論	140
2. 材料および方法	143
2-1. 1996 年	143
2-1-1. 供試圃場	143
2-1-2. 試料採取および分析方法	143
2-2. 1998 年、1999 年	145
2-2-1. 供試圃場	145
2-2-2. 栽培管理	145
2-2-3. 試料採取および分析方法	149
2-3. 2000 年	152
2-3-1. 供試圃場	152
2-3-2. 試料採取および分析方法	152
2-4. 統計解析	152
3. 結果および論議	152
3-1. 水稻の初期生育の圃場間差	152
3-2. 水稻の初期茎数に圃場間差が生じる原因	155

3-2-1. 栽培要因	155
3-2-2. 環境要因	177
3-3. 複数の供試圃場における土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲の初期茎数の関係	194
3-3-1. 土壌溶液採取方法	194
3-3-2. 土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲の初期茎数の関係	202
3-4. 栽培年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いが土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲の初期茎数の関係に与える影響	206
3-4-1. 栽培年次の違い	206
3-4-2. 苗質の違い	211
3-4-3. 地形区分地域の違い	217
3-4-4. 化学性グループの違い	222
3-5. 水稲の初期茎数の決定に関する土壌溶液中アンモニア態窒素量の役割	226
4. 要約	237
第六章 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因の解析	239
1. 序論	239
2. 材料および方法	241
2-1. 室内実験（1997年）	241
2-2. 圃場実験	243

2-2-1. 1997 年	243
2-2-2. 1998 年、1999 年	243
2-3. 統計解析	244
3. 結果および論議	244
3-1. 圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量と土 壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価 鉄量の関係	244
3-2. 室内実験での土壌溶液中アンモニア態窒素量決定要 因の解析	250
3-3. 圃場実験での土壌溶液中アンモニア態窒素量決定要 因の解析	259
3-3-1. 水稻栽培条件下での土壌溶液中アンモニア態窒 素量の推移	259
3-3-2. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定に対する 土壌中二価鉄量の影響	262
3-3-3. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定に対する 土壌溶液中 Ca 量、Mg 量、Na 量、K 量の影響	296
4. 要約	309
第七章 総括	313
1. 圃場の空間変動と空間変動の成立要因	313
1-1. 土壌の化学性の空間変動と空間変動の成立要因	313
1-2. 水稻の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因	315

2. 圃場の空間変動をもとにした圃場管理モデルの作成	316
2-1. 土壌の化学性と水稲の初期茎数の関係	316
2-2. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因の解析	318
要旨	323
謝辞	327
引用文献	329



## 第一章 序章

### 1. 水稻栽培における精密農業の役割

2000年の世界の米の生産量は5億9千万トン、人類が米から摂取しているカロリーの割合は全カロリーの23%、米を主食にしている人口は世界人口の44%である（FAO 2001）。世界の米の生産量のうち90%以上はアジア地域で生産されており、2010年までに増加が見込まれるアジア人口を養うためには6億9千万トンの米の生産が必要と試算されている（藤巻 1997）。したがって、今後10年以内に世界で米の生産量を現在よりも1億トン増加させる必要がある。

20世紀後半以降、米生産のための世界の耕地面積は減少傾向にある。アジア地域では米生産のための一人あたり耕地面積は1961年に627 m<sup>2</sup>であったのが、人口の増加に伴って1996年には389 m<sup>2</sup>まで減少した（FAO 1997; Nguyen 1997）。日本においても農地の転用や耕作放棄により1960年以降耕地面積は減少し続けており、水田面積は1970年以降毎年約1%ずつ減少している（農林水産省 2001; 農林統計協会 2001）。減少しつつある耕地面積で、増加し続ける人口への食料供給を達成するためには、単位面積あたりの米生産量を増加させることと耕地の持つ土壌資源を有効的かつ持続的に活用することが必要である。

作物の単位面積あたり生産量は作物の遺伝的特性、栽培技術、環境条件によって支配される（寺尾 1935; 野口 1985）。1960年代よ

り以前は、温帯を除いた地域で稲の収量が低く、人口の増加には栽培面積の拡大で対応してきた (Hossain 1997; 池橋 2000)。1960年代のはじめから、「緑の革命」といわれる半矮性の形質と多収の形質を持つ品種の選抜、育種が行われ、多肥条件下における稲の収量を飛躍的に増加させた (Hossain 1997; 池橋 2000)。緑の革命による新品種の普及で 1960 年代中期以降の稲の収量は年率 2.6%の増収となり、この需要は人口の増加に対応した。1970 年代には中国でハイブリッド・ライスの開発が進み、十分な施肥管理のもとでは稲の潜在収量を 15~20%増加できることが示された (Normile 1999; 池橋 2000)。1990 年代には国際稲研究所で、茎数が少なく長大な穂を持つ品種や、厚く直立した葉を持つ品種が開発され、'new plant type'の稲として発表された (Khush 1995; Mann 1999; 池橋 2000)。この'new plant type'の稲の収量はこれまでの稲と比較して 25%の増収が可能であるとされている。これらの新品種の開発は人口の増加に対応して単位面積あたり米生産量を増加させる技術として重要である。しかしながら、多収性品種の高収量は十分な施肥管理条件下で得られるものであり、稲の収量をもめるためには窒素肥料の使用が不可欠である (Yoshida 1981; Velk and Byrnes 1986)。そのため、多収性品種の栽培は窒素肥料の消費を増大させることになる。窒素肥料の施用量に対する子実生産の増加量は窒素の施肥効率として次式で示される (Yoshida 1981)。

$$\begin{aligned} \text{窒素の施肥効率} &= \text{窒素の吸収率} \times \text{吸収された窒素の効率} \\ (\text{kg 籾/kg 施用 N}) & (\text{kg 吸収 N/kg 施用 N}) \quad (\text{kg 籾/kg 吸収 N}) \end{aligned}$$

窒素の吸収率（施肥窒素量に対する吸収窒素量）は土壌の性質と、窒素の施肥方法、施肥量、施肥時期、栽培管理方法等の栽培技術により変化する。したがって、耕地の持つ土壌資源を有効かつ持続的に活用して単位面積あたりの米生産量を高めるためには、気象や土壌等の環境条件の空間的な分布の特徴を認識し、その特徴に対応して圃場を管理する栽培技術を持つことが必要となる（内島・羽生 1967; Trangmar et al. 1987; Miller et al. 1988; 北田 1989; Bhatti et al. 1991; Finke and Goense 1993; Moulin et al. 1994; Bhatti and Mulla 1995; Pierce et al. 1995; Vetsch et al. 1995; 神山 1996; Lengnick 1997; 志賀 1997; Stein et al. 1997; Bhatti et al. 1998; Timlin et al. 1998; Bhatti et al. 1999; Cassel et al. 2000; Kravchenko and Bullock 2000; 鳥山 2001）。従来、日本の米生産は各農家の経験と知識に基づき、気象や土壌等の環境条件、作物の生育・収量の空間的分布の特徴に対応した圃場管理が行われてきた。

ところで、日本の農家戸数および農家人口は 1960 年以降減少し続けており、農業労働力人口についても 2000 年の農業就業人口は 1985 年の 71.7%にまで減少し、2000 年の基幹的農業従事者数は 1985 年の 69.3%にまで減少している（農林水産省統計情報部 1962-2001; 農林統計協会 2001）。さらに、年齢階層別にみた農業労働力は農業就業人口、基幹的農業従事者ともに 65 歳までは年齢の増加に伴って高くなっている（農林水産省統計情報部 1962-2001; 農林統計協会 2001）。農業労働力人口が最も高い年齢

は 1990 年で 60～64 歳、1995 年で 65～69 歳、2000 年で 70～74 歳であり、年を追うごとに農業労働力の高齢化が進んでいる（農林水産省統計情報部 1962-2001；農林統計協会 2001）。一方、新規就農者数は 1990 年に最低となって以降は増加傾向にあり、2000 年の新規就農者数は 1990 年の 3 倍であった（農林水産省統計情報部 1962-2001；農林統計協会 2001）。近年、新規就農についての相談者数、相談件数の大幅な伸びに示されるように非農家出身者の農業や就農に対する関心は高まってきており、新規就農候補者の広がりとして注目されている（農林統計協会 2001）。しかしながら、全国新規就農ガイドセンターが非農家出身の就農相談者を対象として実施したアンケート調査の結果、農作業を研修機関等で既に研修した就農相談者は 10%程度であり、大部分の新規就農者が営農の基本となる農業技術や経営管理に関する知識を持っていないことが明らかになった（農林統計協会 2001）。

経営耕地面積規模別農家数の推移をみると、1985 年～1990 年、1990 年～1995 年、1995 年～2000 年の間の増加率は経営耕地面積が大きい農家ほど高い傾向がある（農林水産省統計情報部 1962-2001；農林統計協会 2001）。すなわち、都府県では 0.04 km<sup>2</sup> 未満、北海道では 0.5 km<sup>2</sup> 未満の農家が減少し、それ以上の階層が増加している。経営規模別にみた貸借による農地集積状況においても、経営規模が小さいほど貸付面積が大きくなり、経営規模が大きいほど借入面積が大きくなっている（農林水産省 2000；農林統計協会 2001）。借入面積が貸付面積を上回る層は都府県では 0.01 km<sup>2</sup>

以上、北海道では 0.1 km<sup>2</sup> 以上であり、大規模層への農地の利用集積が進んでいる。また、効率的かつ安定的な農業経営を確立するために、今後担うべき米生産者として作業委託組織または大規模農家や法人が重要視されている（農林統計協会 2001）。

以上のように現在の日本の農業は農業労働力人口の減少と高齢化、農業技術や経営管理に関する知識を持たない新規就農者の増加、経営耕地面積規模の拡大という方向にある。このことは、従来行われてきた各農家の経験と知識を生かした農業を今後も続けていくことは難しいことを示唆するものである。水稻栽培においても、これまで圃場管理の基準としていた各農家の経験と知識にかわって、環境条件や水稻の生育・収量の空間的分布の特徴に対応した圃場管理計画を理論的に構築し、情報として新規就農者や大規模農家・法人に提供する必要がある。

多数の情報源から得られる環境条件および作物の生育・収量の空間的分布の特徴を空間変動として認識し、この空間変動の情報をもとに作物生産の圃場管理計画を立てることを精密農業という（National Research Council 1997）。精密農業の構築には（1）作物の生育予測に必要な圃場の特性を示す情報、すなわち圃場の空間変動を認識した情報（2）圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデル（3）モデルと情報を結びつけるための情報管理システムが必要である（Bell et al. 1995; Hartkamp et al. 1999）。

## 2. 精密農業の構築

### 2-1. 圃場の空間変動の把握

空間的に分布した特性値を調べる場合、対象とする地域のすべての地点で調査することは不可能である。そのため、調査地点の情報から調査していない地点の情報を推定する必要がある。空間変動にはランダムな変動と地点の空間的位置に依存した変動がある (Trangmar et al. 1985; 矢内・小崎 2000)。空間的位置により一定の傾向を持って変動する部分を空間依存性という。空間依存性を解析し、空間変動を推定する統計手法としてジオスタティスティクス (Geostatistics, 空間統計学・地理統計学) が確立されている (Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000)。ジオスタティスティクスはセミバリオグラムを用いて空間依存性の解析および空間変動の推定を行うものである。測定値のサンプリング間隔が等間隔の場合、セミバリオグラムは次式で示される。

$$\gamma(h) = \sum (Z_i - Z_{i+h})^2 / 2(n - h)$$

ここで、 $\gamma(h)$ はセミバリアンス、 $h$ はラグ(任意の2つのサンプリング地点間の距離)、 $Z_i$ と $Z_{i+h}$ は $h$ 離れた地点でサンプリングされた測定値、 $n$ は地点の組み合わせ総数である。測定値に空間依存性がある場合、サンプリング地点間の空間的な距離に対応して測定値の分散が連続的に変化し、セミバリオグラムは最小二乗法で回帰される。一般に、サンプリング地点間の空間的な距離が離れるほど測定値の分散は大きくなる。そして、ある一定距離で離れたときに分

散は最大となり、それ以上の距離での分散は一定となる。この分散が最大となる距離が空間依存性の影響が及ぶ範囲であり、この範囲内では空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能である(Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000)。

土壌の理化学性の空間変動が陸稲 (Trangmar et al. 1987)、小麦 (Sinai et al. 1981; Miller et al. 1988; Bhatti et al. 1991; Moulin et al. 1994; Bhatti and Mulla 1995; Bhatti et al. 1998; Bhatti et al. 1999; Cassel et al. 2000)、大麦 (Finke and Goense 1993)、トウモロコシ (Pierce et al. 1995; Vetsch et al. 1995; Lengnick 1997; Timlin et al. 1998)、ミレット (Stein et al. 1997)、水稻 (鳥山 2001) の生育・収量の空間変動に影響を与えることが明らかにされており、これらの空間変動は  $500 \text{ m}^2 \sim 0.2 \text{ km}^2$  程度の圃場内で検討されている。これより広い地域を対象として土壌の理化学性と作物の生育・収量の空間変動の関係を検討した例は少なく、トウモロコシ・大豆の収量についての報告 (Kravchenko and Bullock 2000) と水稻収量についての報告 (江頭・田中 1997; 志賀 1997) がある程度である。限られた圃場内での土壌の理化学性や作物の生育・収量の空間変動はその成立要因が栽培技術や環境条件の影響よりもその試験地特有の人為的な影響を受けていることが多い (Stein et al. 1997; Yanai et al. 2000)。環境条件や作物の生育・収量の空間変動の特徴に対応した圃場管理モデルを理論的に構築し、利用者へ提供する情報は、試験対象地域で認められる様々な異なる栽培技術や環境条件のもとで利用できる形であることが必要である。また、

様々な異なる栽培技術や環境条件のもとで生じる土壌の理化学性や作物の生育・収量の空間変動および空間変動の成立要因を検討することは、圃場管理モデルの試験対象地以外の地域への適用も可能にする。以上のことから、精密農業の構築に必要な圃場の空間変動を認識した情報とは、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として土壌の理化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討したものであると考えられた。

一定の広がりを持つ地域での土壌の理化学性の空間変動は地形の特徴に影響される（庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977; Geiger and Nettleton 1979; Khan and Fenton 1996; Kravchenko and Bullock 2000）。一定の広がりを持つ地域での地形の特徴と土壌の理化学性の空間変動との関係は、地形情報を数値化し、土壌の理化学性との回帰分析を行う方法（Schafer 1979; Manu et al. 1996; Kravchenko and Bullock 2000）、地形位置でグルーピングし、各グループの土壌の理化学性を比較する方法（庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977; Geiger and Nettleton 1979; Khan and Fenton 1996）等で検討されている。河成沖積水田土壌では、粘土鉱物組成、粘土鉱物量、有機物量の空間的分布が上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史に支配される（庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄



子 1977)。これは、河成沖積水田土壌の理化学性の空間変動が上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史と関係することを示唆する。したがって、一定の広がりを持つ地域での河成沖積水田土壌の理化学性の空間変動の成立要因には上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史を考慮する必要がある。

一定の広がりを持つ地域での気象条件の空間変動は作物の生育・収量の空間変動に影響を与える（内島・羽生 1967；神山 1996；志賀 1997）。水稻の生育に影響を与える気象条件には温度、日射、降水、風等があり、水稻の生育と温度、日射、降水、風等の関係は明らかにされている（羽根田 1978；Yoshida 1981；Mikkelsen and De Datta 1991）。そのため、水稻の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を明らかにするためには、これらの気象条件の空間変動を把握する必要がある。

衛星リモートセンシングは人工衛星を利用して物体や現象に関する遠隔地の情報を取得する技術であり、広域性、反復性、継続性、周期性、精度の均一性を持つデータが得られる（武内・恒川 1994；日本リモートセンシング研究会 1996）。衛星リモートセンシングのデータは植生の解析に利用することができ、作物の作付け面積、生育、収量が空間的および経時的に推定できる（NASA 1979, 1981, 1982；Liu and Zheng 1990）。植生量の指標として最もよく使われているのは正規化植生指数（Normalized Differential Vegetation Index: NDVI）である。NDVIは次式で示される。

$$NDVI = ( NIR - VIS ) / ( NIR + VIS )$$

ここで NIR は近赤外域のバンドの反射値、VIS は可視域（赤色域）のバンドの反射値である。植生の光に対する反射特性は可視域では吸収を示し近赤外域では強い反射を示す（Hoffer and Johannsen 1969; Lindenlaub 1976; 武内・恒川 1994）。そのため、植物のバイオマス、葉面積、被服率が大きいほど可視域の反射は小さく、近赤外域の反射は増加する（Guyot 1990）。したがって、NDVI は植生量の増大に伴って大きな値をとる。特に、赤色域はクロロフィル吸収域であるため、クロロフィル含量が多いほど赤色域の反射値は小さくなり、赤色域の反射値を用いた NDVI は高くなる。

NDVI は葉面積指数（Gardner et al. 1985）やバイオマス量（Tucker et al. 1985; Tucker et al. 1986）と相関が認められている。各波長域のバンドの反射値や NDVI は作物の生育・収量の推定または予測に利用されている。NDVI から光合成有効放射吸収量を推定できることが明らかにされており（Daughtry et al. 1983; Hatfield et al. 1984; Sellers 1985, 1987）、NDVI は放射量変換型の生育モデルに組みこむことができる。また、水田での NDVI から水稻の葉面積と乾物重を経時的に推定できること（小川ら 2000）、各波長域のバンドの反射値や NDVI から小麦の莖数を推定できること（Flowers et al. 2001）が明らかにされている。作物収量の空間的分布の推定は各波長域のバンドの反射値や NDVI を説明変数とし、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、水稻（深山ら 1983; 渡辺 1988; Mubekti et al. 1991; 志賀・安積 1995; 志賀 1997）、牧草（秋山ら 1985a; 秋山ら 1985b）、テンサイ（岡野

ら 1994) で検討されている。作物収量の予測には、NDVI の積算値から小麦の収量を予測した報告 (Li 1990; Benedetti and Rossini 1993)、小麦の登熟期間中の NDVI 最大値を推定し、この値から小麦の収量を予測した報告 (Sharma et al. 1993)、NDVI と有効積算温度から牧草の収量を予測した報告 (池田ら 1993) がある。以上のことは、水田での NDVI が経時的な水稻生育の空間変動の推定や水稻生育の予測に利用できることを示唆する。

## 2-2. 圃場の空間変動に対応した圃場管理モデル

水稻の生育・収量を高めるためには窒素肥料の使用が不可欠である (Yoshida 1981; Velk and Byrnes 1986)。また、栽培条件や気象条件が同一で、他の養分による過剰障害や欠乏障害がない場合、水稻の生育に対して最も重要な養分は窒素である (Murayama 1979)。水稻へ施肥した窒素は基肥、追肥ともに水稻体内の生長の盛んな部位へ集積する (和田ら 1973)。最高分けつ期の水稻窒素吸収量は単位面積あたり莖数および穂数と正の相関が認められる (和田 1969; 高橋 1975; 高橋ら 1976b; Wada et al. 1991)。穂首分化期および穎花分化終期の水稻窒素吸収量は単位面積あたり分化穎花数と正の相関が認められる (和田 1969)。穎花分化終期の水稻窒素吸収量は単位面積あたり籾数と正の相関が認められる (和田 1969; Wada et al. 1986)。出穂期の水稻窒素吸収量が高いほど単位面積あたり穎花数 (高橋 1975; 高橋ら 1976b) および籾数 (武田 1986; Wada et al. 1986) が高くなる。これらのことは、水稻の生育量が各形質の発達

時期に施肥された窒素量に対応して変化することを示唆する。収量構成要素も同様に施肥窒素の施用時期に対応して変化する。単位面積あたり穂数は分けつ期から最高分けつ期までの環境条件の影響を受け（松島 1957）、基肥から分けつ盛期までの窒素施肥により高められる（和田 1969; 高橋 1975）。一穂穎花数は穂首分化期から減数分裂終期までの環境条件の影響を受け（松島 1957）、穂首分化期から穎花分化終期までの窒素施肥により高められる（和田 1969; 高橋 1975）。登熟歩合は穂揃期の窒素施肥により高められ、千粒重は穎花分化始期から減数分裂始期までの窒素施肥により高められる（和田 1969）。したがって、水稻の生育の空間変動を推定し、その後の生育を予測した情報は、適切な時期に適切な量の施肥を行うための圃場管理モデルを作成するために重要な役割を果たす。

水稻の単位面積あたり収量は総変動の 60%が単位面積あたり穎花数で説明される（Yoshida 1981）。単位面積あたりの穎花数は単位面積あたり穂数に一穂穎花数を掛け合わせたものである。単位面積あたり穂数と一穂穎花数の間には負の相関のあることが知られている（和田 1969; 高橋 1975）。単位面積あたり穎花数が多い場合は、穂数の増加によって単位面積あたり穎花数を確保する方が一穂穎花数の増加によって単位面積あたり穎花数を確保するのと比較して登熟歩合の向上に有利であることが明らかにされている（和田 1969; 高橋 1975）。移植栽培の場合、移植時期の低温は植え傷みからの生育回復を遅らせ（松島ら 1968; 星野ら 1969; 三本 1983）、茎数を減少させ（松島ら 1964b; 角田 1964; 田中ら 1968; 高橋ら

1976a; 後藤・星川 1989b)、その結果として穂数を減少させる(角田 1964; 三本 1983)。特に東北地方のような寒冷地では移植期が低温条件になりやすいため、初期茎数の確保は重要となる(松島ら 1963; 松島ら 1964a)。寒冷地において水稻の単位面積あたり収量をも高める精密農業を構築するためには、水稻の初期茎数の空間変動と空間変動の成立要因を解析し、初期茎数を確保するための圃場管理モデルを作成する必要がある。

### 2-3. 精密農業における情報管理システム

精密農業を構築するための情報管理システムとして地理情報システム(Geographical Information System: GIS)がある。GISは空間的位置に基づいた情報を収集、保存、分析するシステムであり、気象、地形、土壌、作物の空間変動を把握してその要因間の相互関係を考慮した評価を行うことが可能である(Calixte et al. 1992; Bell et al. 1995; 神山 1996; 志賀 1997; Hartkamp et al. 1999)。実際の作物生産の場で利用するための精密農業は、情報管理システムを通して圃場管理モデルを提示することで確立される。この提示される圃場管理モデルは利用者となる農家が必要とする形でなくてはならない。また、利用者と情報を収集・提示する者がネットワークでつながることが必要となる。

### 3. 研究対象地域の特徴

日本の水稲高収量都道府県は最近 20 年間の平均単位面積あたり収量が高い順に、山形県、長野県、秋田県、青森県、新潟県である（農林水産省統計情報部 1981-2000；山形県農林水産部農畜産振興課 2001）。これらの高収量都道府県は年次によって他の都道府県とおきかわることはほとんどなく、山形県は最近 20 年間における単位面積あたり収量が常に 4 位以内であり、1 位と 2 位の順位確保年次の合計回数が全国で最も高い（農林水産省統計情報部 1981-2000；山形県農林水産部農畜産振興課 2001）。したがって、山形県の水稲栽培技術は高収量を得るための栽培技術として既に確立されていると考えられる。この高収量を得るための栽培技術を精密農業に利用することは、水稲の単位面積あたり収量を高めるための精密農業を構築する上で重要となる。

山形県は村山、最上、置賜、庄内の 4 つの広域市町村圏に分けられている（図 1-1）。この 4 地域の中で、庄内地域は他の地域と比較して耕地面積、水稲作付け面積、収穫量、単位面積あたり平年収量（気象の推移や被害の発生状況等が平年並であると仮定した場合に予想される各年の単位面積あたり収量）が最も高い（東北農政局山形統計情報事務所 1981-2000；山形県農林水産部農畜産振興課 2001）。庄内地域は耕地面積 440 km<sup>2</sup>のうち 88%の 385 km<sup>2</sup>が水田として利用されている（東北農政局山形統計情報事務所 1981-2000）。また、庄内地域は農業粗生産額 713 億円のうち 58%



図1-1. 山形県庄内地域の位置と市町村

1. 遊佐町、2. 八幡町、3. 酒田市、4. 平田町、5. 松山町、6. 余目町、7. 三川町、  
 8. 藤島町、9. 立川町、10. 鶴岡市、11. 羽黒町、12. 櫛引町、13. 温海町、14. 朝日村

の 416 億円が米の粗生産額で占められている（東北農政局山形統計情報事務所 1981-2000）。このように庄内地域は山形県の中でも水稲栽培が盛んな地域であり、水稲栽培技術が高い地域である。庄内地域は民間育種が積極的に行われた地域であり、明治 13 年から昭和 20 年代までの 70~80 年間に有名、無名品種が数百種類選出されている（忠鉢 1965; 管 1990）。このことは庄内地域の農家は水稲の生産性を向上するための技術研究に対して積極的であることを示している。圃場の空間変動の認識には土壌や水稲の採取、栽培技術の情報収集等において、実際に水稲を栽培している多くの農家の協力が必要になる。したがって、水稲栽培が盛んで、水稲の生産性向上に積極的である山形県庄内地域は精密農業を構築するための研究対象地域として適当であると考えられた。

庄内地域は北を鳥海山、東を出羽丘陵、東南を月山、南を朝日連峰、西南を摩耶山塊に囲まれ、西は砂丘によって日本海と隔てられ、その中央に平野が形成されている。庄内平野は第三紀には海底にあり、第四紀沖積世以降に砂州と砂丘により閉じ込められた潟湖が形成され、主に現在の日向川が鳥海山から、最上川が出羽丘陵から、赤川が朝日連峰から土砂を運搬、堆積してできた沖積平野である（有賀 1984）。河成沖積土壌は日本の稲作地帯の大部分を形成している土壌である（佐々木 1978; 松坂 1991）。庄内地域は鶴岡市、酒田市、東田川郡（余目町、立川町、藤島町、三川町、羽黒町、櫛引町、朝日村）、西田川郡（温海町）、飽海郡（遊佐町、八幡町、平田町、松山町）により構成されている（図 1-1）。庄内地域における明治か



ら昭和中期までの単位面積あたり水稲収量は北部の飽海郡が南部の西田川郡、東田川郡と比較して常に高く推移していた(忠鉢 1965)。庄内地域では昭和中期以降に栽培技術が大きく改善され化学肥料が使われ始めたため(忠鉢 1965)、それ以前の水稲収量は環境条件に強く支配されていたと考えられる。図 1-2 に示したように庄内平野は地域により風向や風勢が異なり、水稲の生育に影響を与えると考えられている(忠鉢 1965)。また、庄内地域の水田土壌では可分解性有機態窒素量が高い圃場で単位面積あたりの水稲収量が高くなること、可分解性有機態窒素量が高い地域は最上川流域に分布していることが明らかにされている(藤井ら 1992)。以上のことから、庄内地域の水田土壌には気象条件と土壌条件の異なるいくつかの地域があり、これらの環境条件の地域差が水稲の生育・収量の空間変動に影響を及ぼしていることが示唆された。

気象条件は人為的に制御できない要因であり、水稲の生育に強く影響を与える要因である(羽根田 1978; Yoshida 1981; Mikkelsen and De Datta 1991)。そのため、気象条件がほぼ同一である地域内を試験対象地域に設定することで、気象条件の影響を排除して土壌条件が水稲の生育・収量の空間変動に与える影響を検討できる。山形県および庄内地域の中で耕地面積、水稲作付け面積、収穫量が最も高いのは酒田市であり、次いで鶴岡市である(東北農政局山形統計情報事務所 1981-2000)。鶴岡市には 13 の地区と 133 の集落がある(農村開発企画委員会 1995)。13 の地区は鶴岡市に合併される前の旧町村の名残であり、2000 年まではそのうちの 12 地区に農

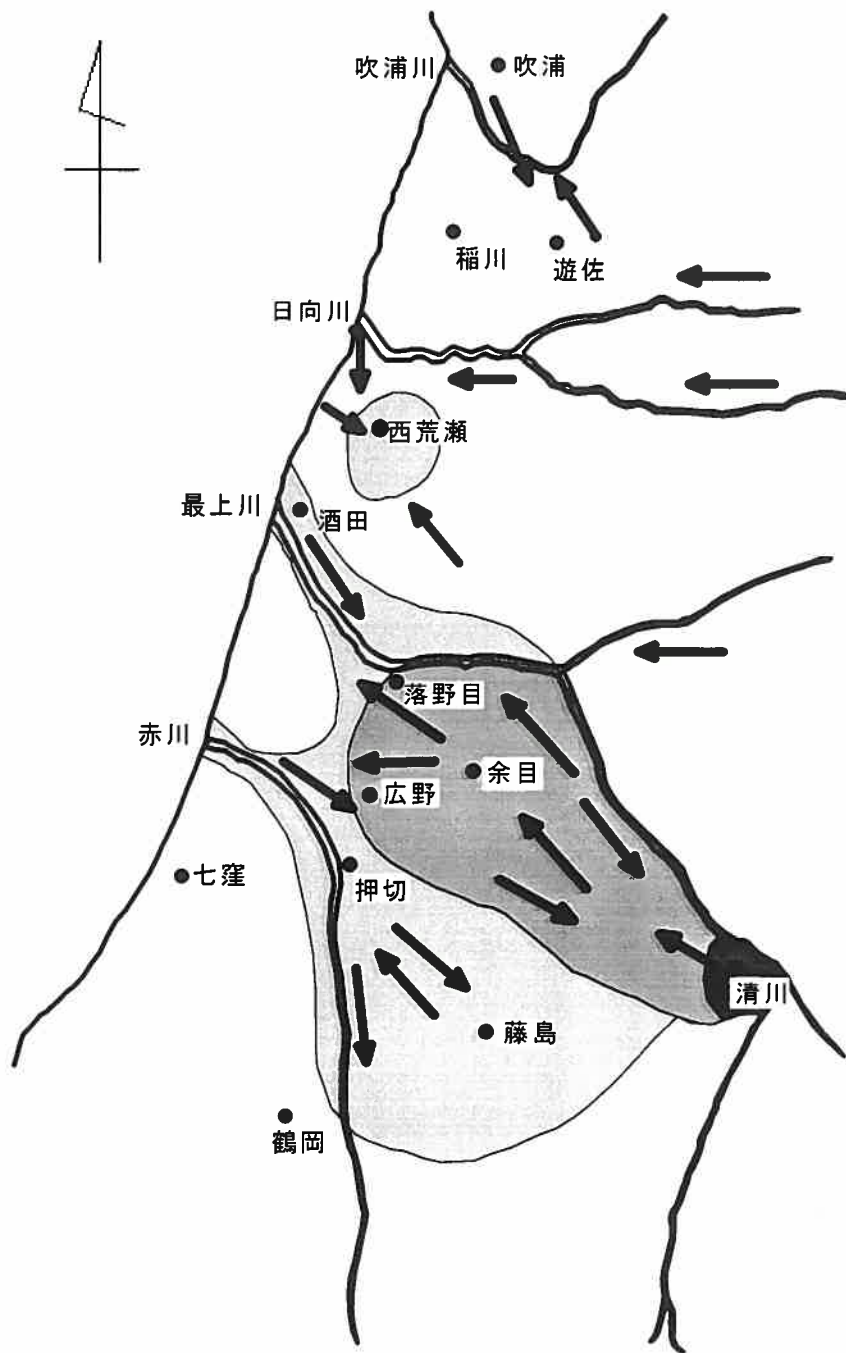


図1-2. 庄内平野の風向・風勢想定図

: 強風地域、
  : 清川だしによる強風地域、
  : 最強風地域、  
 ← : 風向

(忠鉢 1965より引用)

協の支所が設置されていた。地区はライスセンターやカントリーエレベーター設置の圏域とほぼ一致し、一地区に一ヶ所以上のコミュニティセンターが設置されている。133の集落は13地区に分かれて存在しており、藩政時代の「村」にあたる。集落には住民自治の生産や生活に関わる様々な組織があり、地域の重要な単位となっている。鶴岡市には1985年までに主に集落を単位とした140の農業集団および農業生産組織が133の集落に分かれて設立されている（鶴岡市1995）。鶴岡市における地区や集落の単位は情報管理システムを利用する際の単位として、システムの利用者と管理者を結びつける有効な単位となる可能性がある。鶴岡市の面積は235 km<sup>2</sup>、東西方向への距離は21.1 km、南北方向への距離は20.3 kmである。そこで、鶴岡市内の気象条件をほぼ同一であると考え、鶴岡市を研究対象地域とし、気象条件の空間変動が小さい条件下での地形の特徴、土壌の理化学性、水稻の生育・収量の空間変動を解析した。

#### 4. 本研究の目的

本研究は山形県鶴岡市において水稻の単位面積あたり収量をも高める精密農業を構築することを目的とした。精密農業の構築に必要な圃場の空間変動を認識した情報とは、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として土壌の理化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討したものである。そこで、第二章では鶴岡市水田土壌の化学性および

水稲収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討した。第三章では土壌の化学性の空間変動の成立要因として鶴岡市水田土壌の微地形を考慮し、微地形の特徴が土壌の化学性の空間変動に与える影響を検討した。第四章では水稲の生育の空間変動を推定する方法として衛星画像データの利用を検討し、衛星画像データから求められた水田の植生量と水稲の生育の関係を検討した。第五章以降では圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデルを作成するための検討を行った。すなわち、第五章では水稲の初期茎数の空間変動に影響を与える要因を明らかにするために、複数の供試圃場における水稲の初期茎数の圃場間差、圃場間差が生じる原因、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲の初期茎数の関係を検討した。第六章では圃場条件下で土壌溶液中アンモニア態窒素量を変化させる要因を明らかにするために、土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因の検討を行った。

## 第二章 土壌の化学性および水稻収量の空間変動

### 1. 序論

精密農業の構築には（１）作物の生育予測に必要な圃場の特性を示す情報、すなわち圃場の空間変動を認識した情報（２）圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデル（３）モデルと情報を結びつけるための情報管理システムが必要である（Bell et al. 1995; Hartkamp et al. 1999）。精密農業の構築に必要な圃場の空間変動を認識した情報とは、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として、土壌の理化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討したものであると考えられる。土壌の理化学性の空間変動にはランダムな部分と空間依存性を示す部分のあることが知られている（Trangmar et al. 1985; 矢内・小崎 2000）。この空間依存性を解析し、空間変動を推定する統計手法としてジオスタティスティクスが確立されている（Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000）。

空間依存性を示す土壌の理化学性の空間変動は土壌生成要因または土壌生成過程により説明される（Wilding and Dress 1983）。すなわち、地形、岩石組成、気候、生物活性、土壌の年代等の空間的な変化が空間依存性を決定する（VanWambeke and Dudal 1978）。河成沖積水田土壌では粘土鉱物組成、粘土鉱物量、有機物量の空間

的分布が上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史に支配される（庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977）。これは、河成沖積水田土壌の理化学性の空間変動が上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史と関係することを示唆する。河成沖積水田土壌における上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史は土壌の空間的位置で決定されるものであるため、これらと関係する土壌の理化学性は空間依存性を持つものと考えられる。

一方、土壌の理化学性のランダムな空間変動は説明できない偶然の変動により生じる。空間的位置とは無関係にランダムな変動を示す要因には人為的または偶然な栽培技術の変動が考えられる。

これらのことは、土壌の理化学性と水稲収量の空間依存性を解析することにより、それらの空間変動の成立要因が推測されることを示唆するものである。本章では、ジオスタティスティクスを利用して鶴岡市水田土壌の化学性および水稲収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討した。

## 2. 材料および方法

### 2-1. 土壌の化学性

土壌の化学性を測定するために、1997年6月下旬に水稲栽培中の水田から土壌を採取した。土壌採取地点は鶴岡市を0.5 km四方のメッシュ状の区画に分け、各区画から1地点ずつ、計261点とした。

土壌採取地点を図 2-1 に示した。各圃場の作土として表層から深さ 10 cm までの土壌を 1 圃場につき 5 ヶ所から採取し、風乾後、2 mm で篩別して測定に供試した（安西 1997）。

土壌の化学性として、pH、陽イオン交換容量（Cation Exchange Capacity: CEC）、全窒素量、リン酸吸収係数、可給態リン酸量、交換性陽イオン量（交換性カルシウム(Ca)量、交換性マグネシウム(Mg)量、交換性ナトリウム(Na)量、交換性カリウム(K)量）、塩基飽和度を測定した。pH はガラス電極法で測定した（森・嶋田 1978）。CEC は pH 7.0 の 1 M 酢酸アンモニウム溶液で置換基を飽和、80% アルコールで洗浄、pH 7.0 の 10% 塩化カリウム溶液で抽出し、ホルモール法でアンモニア態窒素量を定量して求めた（山形県農林水産部 1980）。全窒素量はセミ・ミクロ・ケルダール法により定量した（Bremner and Mulvaney 1982）。リン酸吸収係数はリン酸アンモニウム溶液を用いて測定した（関谷 1978）。可給態リン酸はトルオーグ法で定量した（Truog 1930; 関谷 1978）。交換性陽イオン量は pH 7.0 の 1 M 酢酸アンモニウム溶液で抽出し、誘導結合プラズマ（Inductively coupled plasma: ICP）発光分光分析法により定量した（村本ら 1987）。塩基飽和度は CEC と交換性陽イオン量から計算した。

## 2-2. 水稻収量

1997 年と 1998 年の単位面積あたり精玄米収量は鶴岡市農協の米収量調査結果を用いた。鶴岡市の 88 ヶ所の集落について収量の平

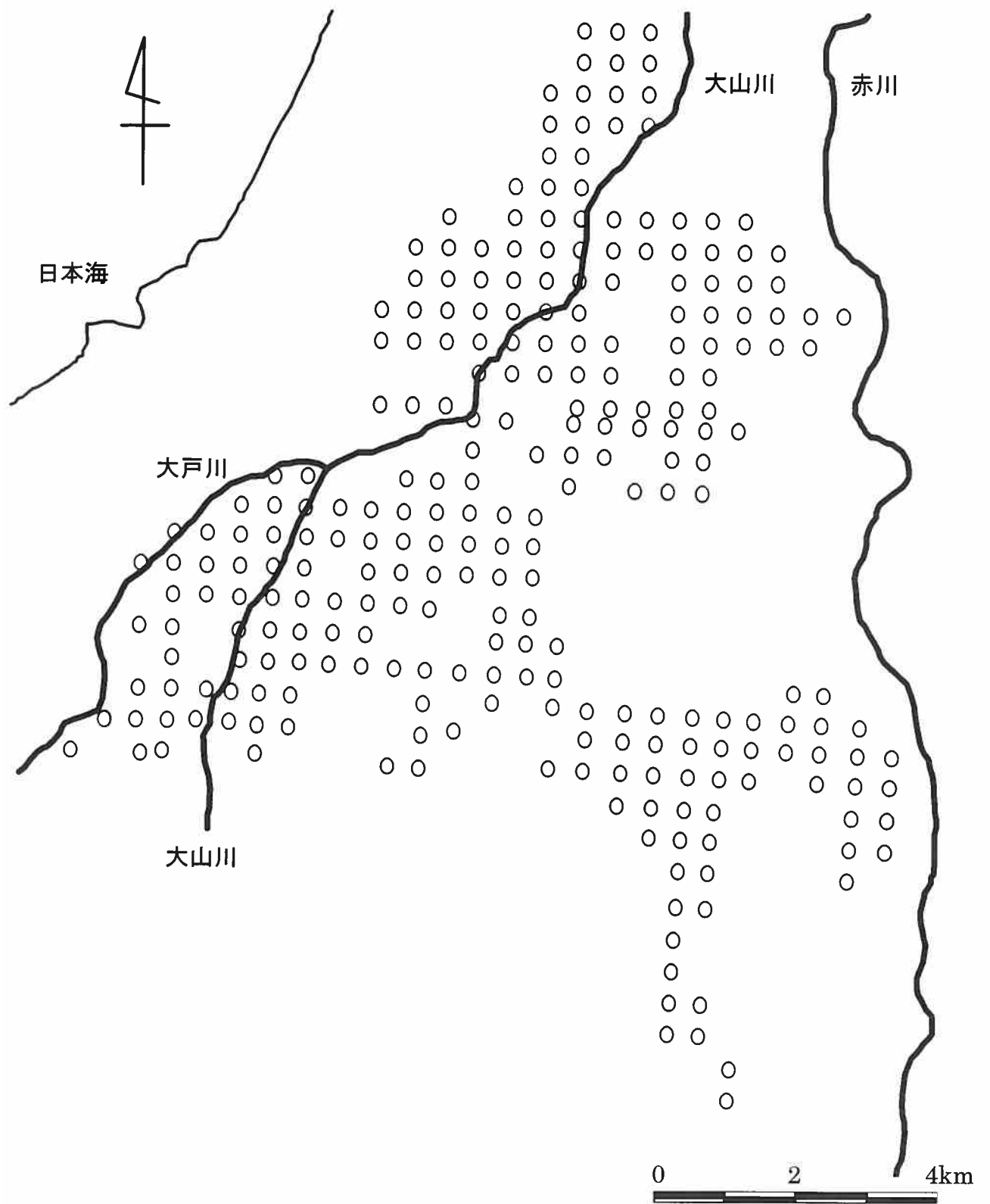


図2-1. 化学性測定に供試した土壌の採取地点 (261点)



均値を算出し、データ解析に使用した。

### 2-3. 土壌の化学性と水稻収量の空間変動

土壌の化学性と水稻収量の空間変動はジオスタティスティクスの手法により解析した (Burrough 1981; Trangmar et al. 1985; 波多野 2000; 矢内・小崎 2000)。空間依存性の指標値はセミバリオグラムを非線形最小二乗法で回帰して求めた (McBratney and Webster 1986)。回帰には直線モデル、曲線モデル、球形モデルをあてはめ、その中で最も適合するものを用いた。

### 2-4. 土壌の粘土鉱物組成

土壌の粘土鉱物組成を同定するために、鶴岡市の農家の水稻栽培水田から土壌を採取した。1999年の水稻収穫後に35圃場から土壌を採取した。この土壌採取圃場は第四章の1999年供試圃場および第五章の1999年供試圃場と同一のものである。土壌採取地点を図2-2に示した。各圃場の作土として表層から深さ10 cmまでの土壌を1圃場につき5ヶ所から採取した。

土壌は過酸化水素水により有機物を除去後、pHを調節して粘土を分散させ、ピペット法により粘土画分を採取した (Gee and Bauder 1986; 岡崎 1986)。採取した粘土画分を1 M塩化Mg溶液、1 M塩化Ca溶液、1 M塩化K溶液で飽和後、オリエンテーション法によりX線解析を行った (Brown 1961; 和田 1966)。さらに、Mg飽和处理を行った粘土画分にはグリセロールを添加、Ca飽和処

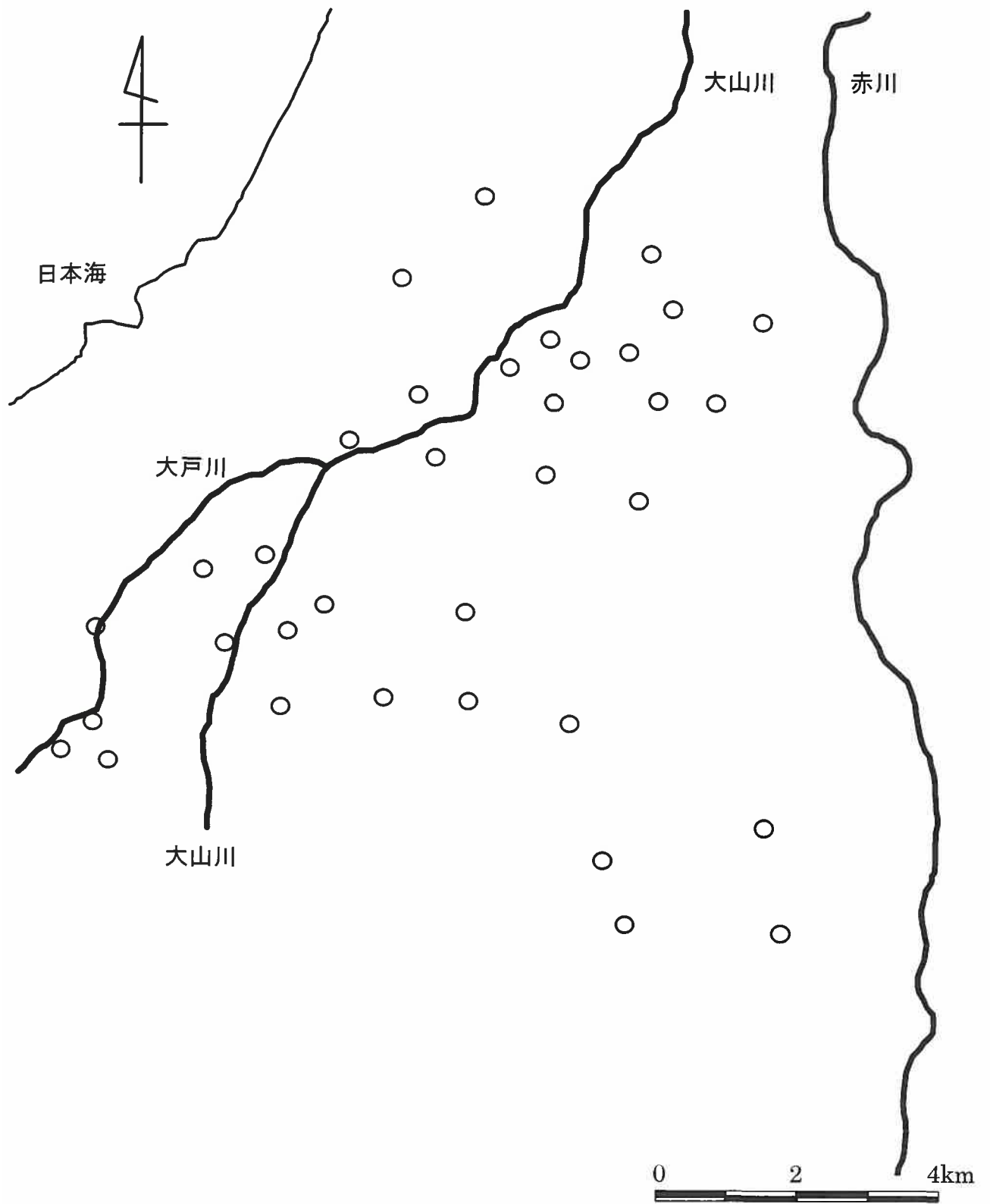


図2-2. 1999年供試圃場および粘土鉱物組成同定に供試した土壌の採取地点

理を行った粘土にはエチレングリコールを添加して X 線解析を行った。K 飽和処理を行った粘土画分は 300 °C と 550 °C で加熱処理後にもう一度 X 線解析を行った。X 線は 35 KV - 1 mA で Cu - K $\alpha$  線を使用した。

### 3. 結果および論議

#### 3-1. 土壌の化学性の空間変動

鶴岡市水田土壌の化学性の記述統計量を表 2-1 に示した。pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water)は 4.6~6.3 であり、平均値は 5.2 であった。CEC は 8.5 ~ 39.4 cmol(+)kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 17.6 cmol(+)kg<sup>-1</sup> dry soil であった。全窒素量は 0.91~5.24 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 2.33 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。リン酸吸収係数は 0.66~4.23 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 2.05 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。可給態リン酸量は 7.2~98.6 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 32.7 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であった。交換性 Ca 量は 0.29~4.25 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 1.35 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。交換性 Mg 量は 0.06~1.18 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 0.30 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。交換性 Na 量は 0.03~0.39 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 0.09 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。交換性 K 量は 0.01 ~0.43 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 0.14 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。塩基飽和度は 19.0~96.9%であり、平均値は 56.5%であった。

日本の水田土壌の平均的な化学性は pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water)が

表2-1. 鶴岡市水田土壌の化学性の記述統計量

	pH (1 : 2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)
平均値	5.2	17.6	2.33	2.05	32.7
最大値	6.3	39.4	5.24	4.23	98.6
最小値	4.6	8.5	0.91	0.66	7.2
変動係数 (%)	5.9	40.6	30.6	33.5	50.0

	交換性Ca量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Mg量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Na量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性K量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	塩基飽和度 (%)
平均値	1.35	0.30	0.09	0.14	56.5
最大値	4.25	1.18	0.39	0.43	96.9
最小値	0.29	0.06	0.03	0.01	19.0
変動係数 (%)	46.0	74.2	62.2	59.0	24.9

5.8、CECが $18.4 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、全窒素量が $2.44 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、可給態リン酸量が $58.0 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、交換性Ca量が $1.80 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、交換性Mg量が $0.28 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、交換性K量が $0.10 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ である（日本土壌協会 1992）。農林水産省の水田に対する土壌改善目標値での塩基飽和度は70～90%以上である（山形県農業技術普及会 1986）。鶴岡市水田土壌のpH、CEC、全窒素量、可給態リン酸量、交換性Ca量の平均値は日本の水田土壌の平均値と比較して低い値を示した。鶴岡市水田土壌の塩基飽和度の平均値は土壌改善目標値よりも低い値を示した。一方、鶴岡市水田土壌の交換性Mg量と交換性K量の平均値は日本の水田土壌の平均値と比較してわずかに高い傾向を示した。しかしながら、鶴岡市水田土壌の化学性の平均値は日本の水田土壌の平均値や土壌改善目標値と比較して大きな違いは認められなかったことから、本研究の化学性の値は一般的な値といえる。

本研究における土壌の化学性の空間的な変動の大きさを知るために、記述統計量に変動係数を評価した（表 2-1）。その結果、圃場間の変動係数は化学性により異なることが示された。最も高い変動係数を示した化学性は交換性陽イオン量であり、交換性Ca量が46.0%、交換性Mg量が74.2%、交換性Na量が62.2%、交換性K量が59.0%であった。交換性陽イオン量の次に高い変動係数を示した化学性は可給態リン酸量であり、その変動係数は50.0%であった。次いで、変動係数が高い順にCECの40.6%、リン酸吸収係数の33.5%、全窒素量の30.6%、塩基飽和度の24.9%であった。最も低い変動係数

を示した化学性は pH であり、その変動係数は 5.9%であった。本研究での pH を除いた土壌の化学性は変動係数が高く、pH 以外の土壌の化学性は空間的分布に大きな変動を持っているものと推測された。

### 3-2. 土壌の粘土鉱物組成の空間変動

鶴岡市水田土壌の粘土鉱物組成を同定した結果、すべての供試土壌の X 線回折図において Mg 飽和処理により 1.4 nm にピークが認められ、グリセロール添加処理によりそのピークが 1.8 nm に移動した。Ca 飽和処理でも同様に 1.4 nm にピークが認められ、エチレングリコール添加処理によりそのピークが 1.8 nm に移動した。さらに、Mg 飽和処理および Ca 飽和処理で 1.4 nm に認められたピークは K 飽和風乾処理により 1.2 nm に移動した。K 飽和 300 °C 加熱処理、K 飽和 550 °C 加熱処理によりそのピークは 1.0 nm に移動した。したがって、Mg 飽和処理、Ca 飽和処理により 1.4 nm にピークを示した粘土鉱物はスメクタイトと考えられた。このスメクタイトの存在を示すピークは各 X 線回折図の中で最も明瞭なピークであったことから、すべての供試土壌においてスメクタイトが主要粘土鉱物であったと考えられた。

すべての供試土壌の X 線回折図において、Mg 飽和処理、Ca 飽和処理、K 飽和風乾処理、K 飽和 300 °C 加熱処理により 0.7 nm にピークが認められ、0.7 nm から 1.0 nm に向かってテーリングが認められた。これらのピークは K 飽和 550 °C 加熱処理により消失した。したがって、この 0.7 nm のピークおよび 0.7 nm から 1.0 nm に向

かつてのテーリングを示した粘土鉱物はカオリン鉱物と考えられた。さらに、K 飽和風乾処理、K 飽和 300 °C 加熱処理、K 飽和 550 °C 加熱処理により 1.4 nm から 1.2 nm に向かってテーリングが認められたことから、このテーリングを示す部分は 2:1~2:1:1 型中間種鉱物であると考えられた。

Mg 飽和処理により 1.4 nm に認められたピークは、グリセロール添加処理によりすべて 1.8 nm に移動する土壌と 1.4 nm にも残る土壌が認められた。Ca 飽和処理でも同様に 1.4 nm に認められたピークは、エチレングリコール添加処理によりすべて 1.8 nm に移動する土壌と 1.4 nm にも残る土壌が認められた。グリセロール添加処理またはエチレングリコール添加処理によりピークがすべて 1.8 nm に移動した土壌は、K 飽和風乾処理、K 飽和 300 °C 加熱処理、K 飽和 550 °C 加熱処理により 1.4 nm にピークが認められなかった。グリセロール添加処理またはエチレングリコール添加処理によりピークが 1.4 nm に残った土壌は、K 飽和風乾処理、K 飽和 300 °C 加熱処理、K 飽和 550 °C 加熱処理により 1.4 nm にピークがわずかに認められる土壌と明瞭に認められる土壌に分けられた。これらのことは、鶴岡市水田土壌の粘土鉱物にクロライトが存在する土壌があることと、クロライトの存在量が土壌により異なることを示す。

以上の結果をまとめて鶴岡市水田土壌の粘土鉱物組成を表 2-2 に示した。クロライト存在量の違いから鶴岡市水田土壌を 3 つの型に分け、A タイプはクロライトを含まない粘土鉱物組成、B タイプはわずかにクロライトを含む粘土鉱物組成、C タイプは明らかにクロ

表2-2. 鶴岡市水田土壌の粘土鉱物組成

	粘土鉱物組成型		
	Aタイプ	Bタイプ	Cタイプ
主要粘土鉱物	スメクタイト	スメクタイト	スメクタイト
その他の粘土鉱物	2:1~2:1:1型中間種鉱物 カオリン鉱物	2:1~2:1:1型中間種鉱物 カオリン鉱物 クロライト (わずかに存在)	2:1~2:1:1型中間種鉱物 カオリン鉱物 クロライト



ライトを含む粘土鉱物組成とした。この3つの粘土鉱物組成型の空間的分布を図2-3に示した。Aタイプの粘土鉱物組成の3土壌は大戸川流域に分布した。Bタイプの粘土鉱物組成の6土壌は大戸川流域と大山川中流域に分布した。Cタイプの粘土鉱物組成の土壌は2土壌が大山川中流域に存在し、その他の24土壌が赤川流域と大山川下流域に存在した。

赤川は梵字川と大鳥川が平野部へ出るところで合流し、鶴岡市を流れる。各河川の上流地質を見ると、梵字川上流は花崗岩、閃緑岩と月山火山の影響を受けた安山岩、集塊岩、凝灰岩地質であり、大鳥川上流は花崗岩である（神保 1960；朝日村史編さん委員会 1980）。しかしながら、赤川による堆積土壌には月山火山の影響がほとんど認められず、大部分は花崗岩由来の土壌である（地主 1955）。大山川の上流左岸の地質は花崗岩、花崗斑岩、流紋岩であり、右岸の地質は一部玄武岩を含む礫岩、砂岩、頁岩、凝灰岩である（神保 1960；田川村史をつくる会 1996；八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。大戸川の上流地質は礫岩、砂岩、凝灰岩である（神保 1960；八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。

花崗岩類は風化により初めにカオリン鉱物とイライトを生成し、風化の進行とともにクロライト、パーミキュライト、ギブサイトを生成する（菅野ら 1957a；菅野ら 1957b；菅野ら 1958）。また、東北地方の花崗閃緑岩の風化土壌の粘土鉱物にはスメクタイト、カオリン鉱物、イライトが認められている（増井 1955a, b）。鶴岡市を流れる河川上流地質に見られる凝灰岩および頁岩は新第三紀中新世

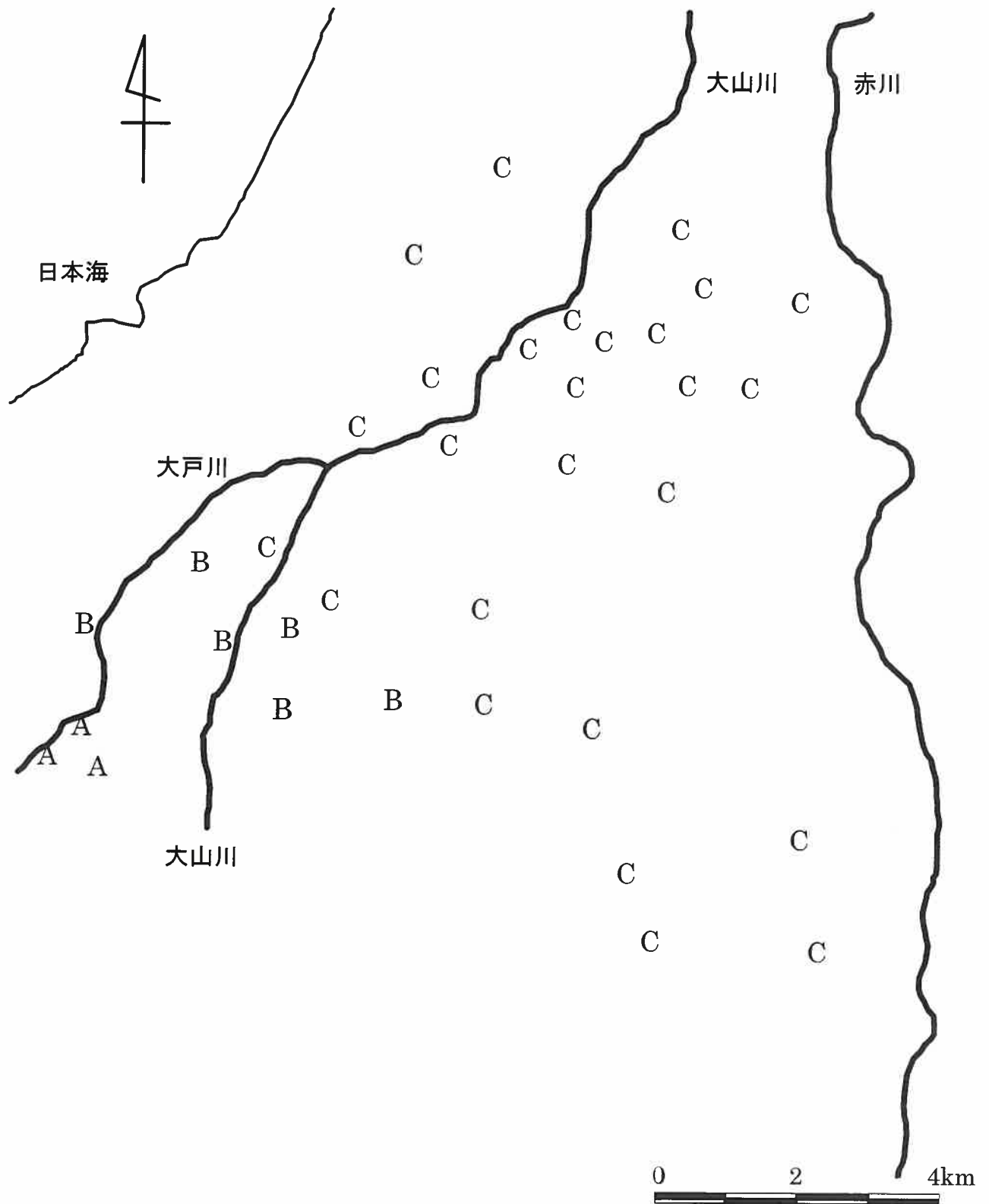


図2-3. 粘土鉱物組成型の空間的分布

- A : クロライトを含まない粘土鉱物組成型
- B : クロライトをわずかに含む粘土鉱物組成型
- C : クロライトを明らかに含む粘土鉱物組成型

のものである（神保 1960）。新第三紀中新世凝灰岩および頁岩の風化により生成される土壌はイライトまたはスメクタイトが主要粘土鉱物となり、他にカオリン鉱物、ギブサイト、クロライトを含む（増井 1957a, b, 1959a, b）。また、東北地方の第三紀中新世凝灰岩を母材とする土壌はスメクタイトとクロライトが主要粘土鉱物であり、他にイライト、カオリン鉱物、ゼオライト、バーミキュライトの存在が認められている（庄子ら 1973a, b, c）。

大戸川流域と大山川中流域は地形分類図（山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991）により大山川、大戸川の谷底平野・氾濫原に区分されている地域である。また、大正～昭和時代の洪水の記録によれば、大戸川流域は大山川の洪水の影響を受けた地域と大戸川の洪水の影響を受けた地域を含み、大山川中流域は大山川の洪水の影響を受けた地域である（八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。これらのことは、大戸川流域と大山川中流域の表層土壌の堆積が大山川と大戸川の影響を受けたことを示す。したがって、大戸川流域と大山川中流域の表層土壌は大山川と大戸川の上流地質である凝灰岩の影響を強く受け、スメクタイトを主要粘土鉱物とする土壌（A または B タイプの粘土鉱物組成）になったと考えられた。大山川の上流地質は花崗岩類を含み、大戸川の上流地質は花崗岩類を含まない（神保 1960；田川村史をつくる会 1996；八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。そのため、大戸川流域の土壌は大山川中流域の土壌よりも凝灰岩の影響を強く受け、A タイプの粘土鉱物組成が認められたと考えられた。

### 3-3. 土壌の化学性の空間変動の成立要因

鶴岡市水田土壌の化学性に圃場間で変動が生じる要因を検討するために空間依存性を解析した。土壌の化学性の空間変動をセミバリオグラムで解析した結果を図 2-4、図 2-5 に示した。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量、交換性 Na 量のセミバリオグラムを回帰した結果、曲線モデルによくあてはまった。このときの残差は表 2-3 に示した。残差は CEC が 0.03、全窒素量が 0.03、リン酸吸収係数が 0.04、交換性 Ca 量が 0.02、交換性 Mg 量が 0.03、交換性 Na 量が 0.04 であり、十分に低いと考えられた。pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度のセミバリオグラムを回帰した結果、球形モデルによくあてはまった。このときの残差は表 2-3 に示した。残差は pH が 0.04、可給態リン酸量が 0.02、交換性 K 量が 0.04、塩基飽和度が 0.02 であり、十分に低いと考えられた。これらのことは、鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動には空間依存性があることを示している。

#### 3-3-1. 曲線モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動

セミバリオグラムが曲線モデルで回帰される土壌の化学性は特徴的なスケールを持たず、空間依存性の構造がスケールに依存しない (Burrough 1981; 波多野 2000)。これをフラクタル構造といい、この場合のセミバリオグラムは次式で示すことができる。

$$\gamma(h) \propto k h^H$$

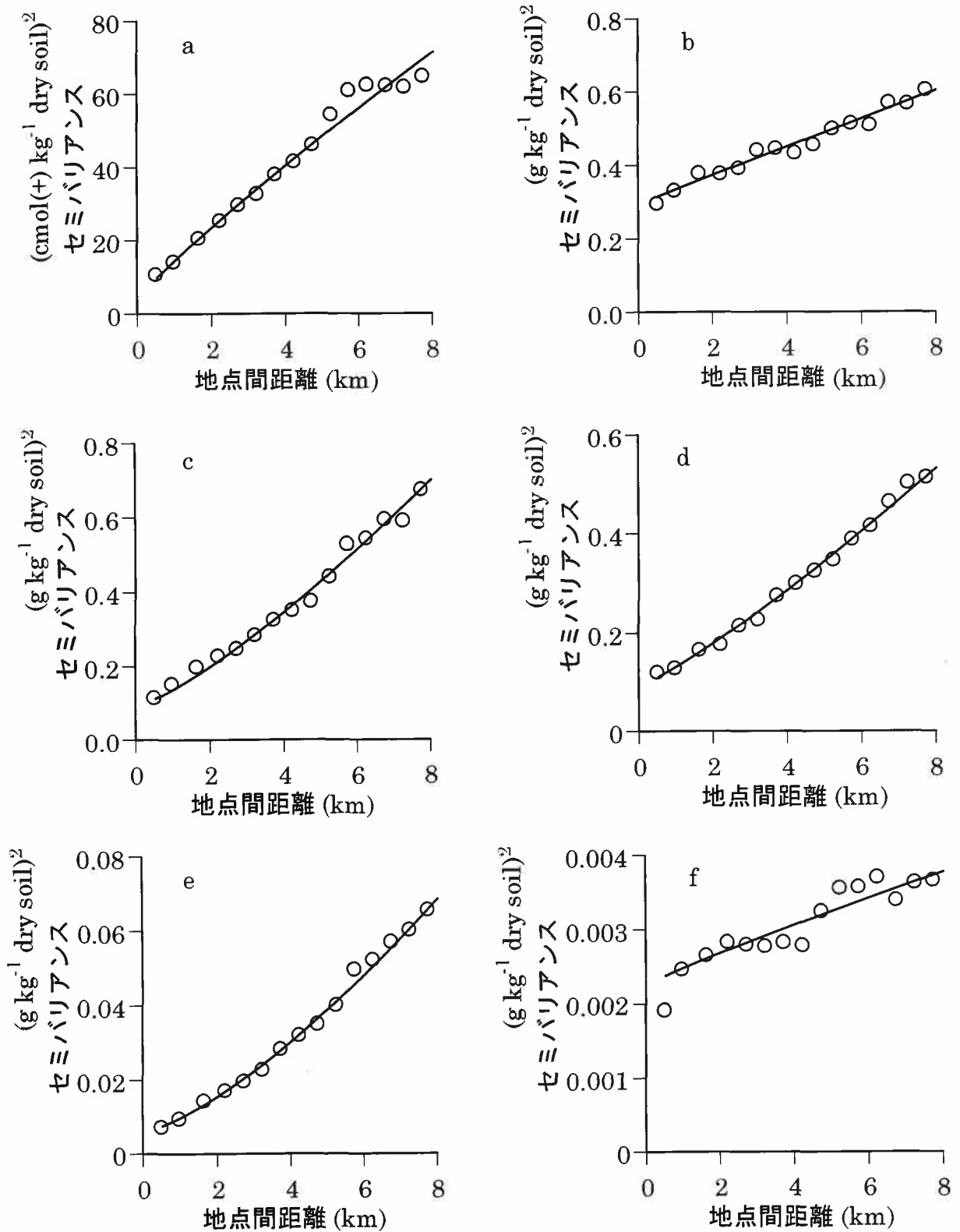


図2-4. 土壌の化学性のセミバリオグラム

a : CEC、b : 全窒素量、c : リン酸吸収係数、d : 交換性Ca量、  
e : 交換性Mg量、f : 交換性Na量

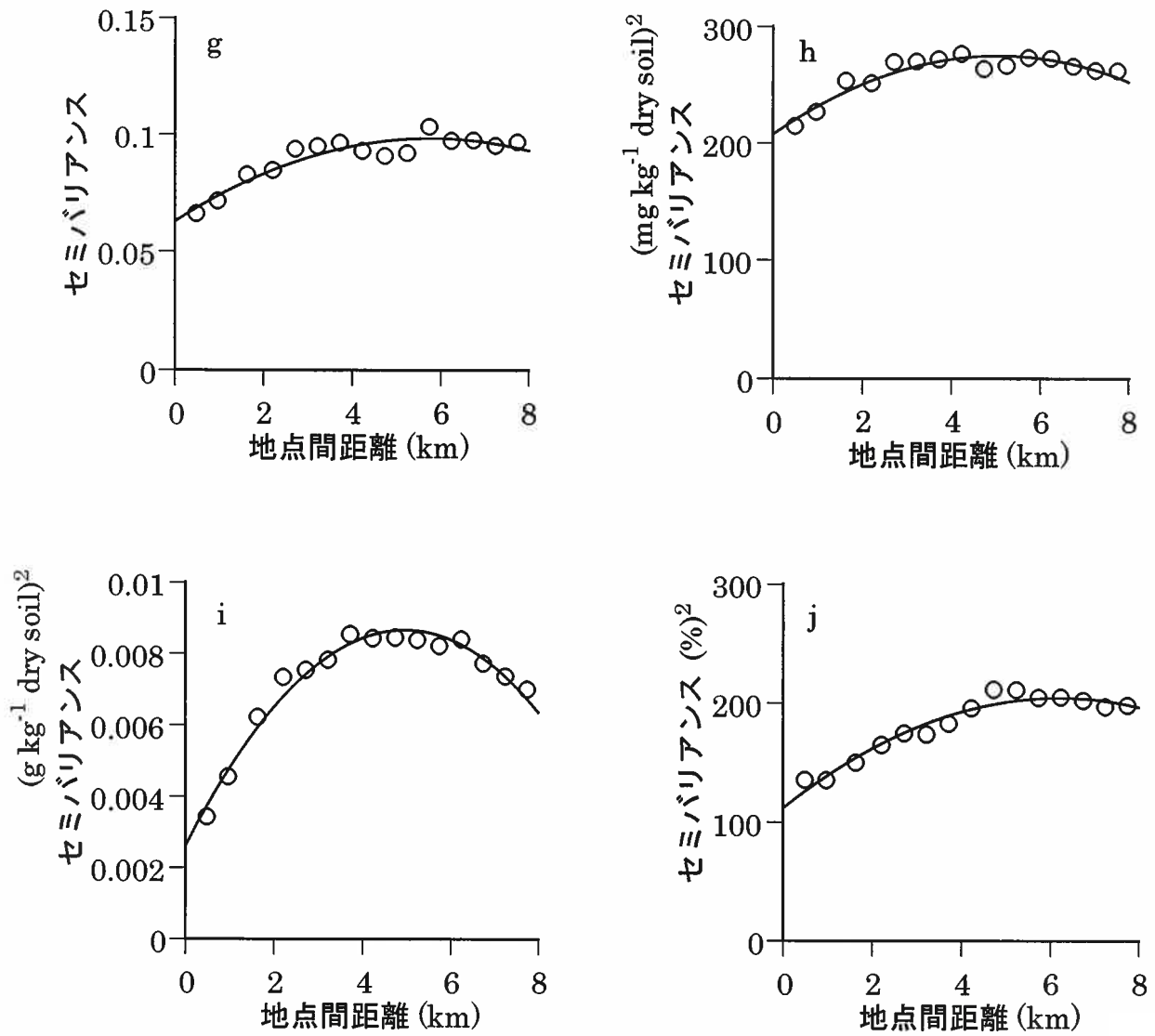


図2-5. 土壌の化学性のセミバリオグラム

g : pH、h : 可給態リン酸量、i : 交換性K量、j : 塩基飽和度

表2-3. 鶴岡市水田土壌の化学性の空間依存性指標値

1. 曲線モデル	$\gamma(h) = \text{切片} + \text{傾き} \times h^{\text{指数}}$			残差	D値
	切片	傾き	指数		
CEC	3.78	10.7	0.88	0.03	1.56
全窒素量	0.00293	0.00040	0.98	0.03	1.51
リン酸吸収係数	19145	9411	1.25	0.04	1.37
交換性 Ca量	1816	741	1.18	0.02	1.41
交換性 Mg量	163	100	1.37	0.03	1.32
交換性 Na量	163	17	0.91	0.04	1.55

2. 球形モデル	ナゲット (N)	シル (S)	レンジ (R)	残差	Q値
pH	0.0678	0.0988	5.79	0.04	0.31
可給態リン酸量	47.1	57.9	5.19	0.02	0.19
交換性K量	250	500	5.14	0.04	0.50
塩基飽和度	112	205	5.87	0.02	0.45

ここで、 $\gamma(h)$ はセミバリエーション、 $h$ はラグ、 $k$ は曲線の傾き、 $H$ は指数値である。このフラクタル次元  $D$  は

$$D = 2 - 1 / 2 H$$

となる。 $D$  値は 1 から 2 までをとり、 $D$  値が 1 のとき、測定値は完全な空間依存性を持っており、 $D$  値が 2 のとき、測定値は完全に空間依存性がない。

土壌の化学性の空間変動をセミバリオグラムで解析して、求められた空間依存性の指標値を表 2-3 に示した。曲線モデルで回帰した化学性の  $D$  値は CEC が 1.56、全窒素量が 1.51、リン酸吸収係数が 1.37、交換性 Ca 量が 1.41、交換性 Mg 量が 1.32、交換性 Na 量が 1.55 であった。多くの場合、土壌の化学性の  $D$  値は 1.5~2.0 であることが明らかにされている (Burrough 1981)。したがって、本研究におけるリン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量の空間変動の空間依存性は一般的な土壌の化学性の空間依存性と比較して高いと考えられた。また、CEC、全窒素量、交換性 Na 量の空間変動の空間依存性は一般的な土壌の化学性の空間依存性と同程度であると考えられた。

CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量、交換性 Na 量の空間的分布を図 2-6~図 2-11 に示した。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量の空間的分布はほぼ同様の傾向を示し、大戸川流域と大山川中流域の値が高かった。交換性 Na 量の空間的分布は大山川流域が最も高い値を示し、大戸川流域が比較的高い値を示した。



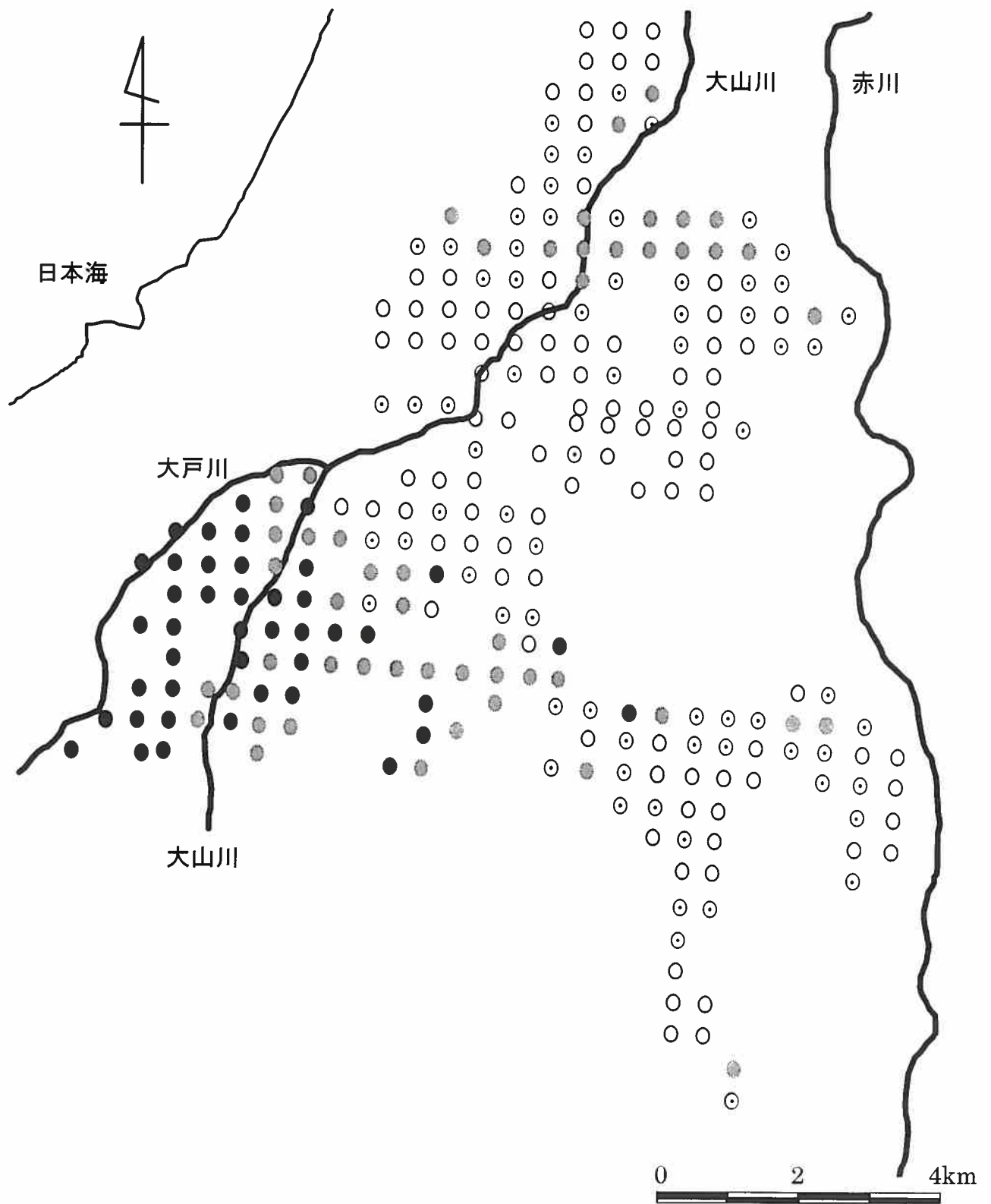


図2-6. CECの空間的分布

- : 8.5~13.3 (cmol(+) kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ⊙ : 13.4~17.6
- (shaded) : 17.7~25.7
- (solid black) : 25.8~39.4

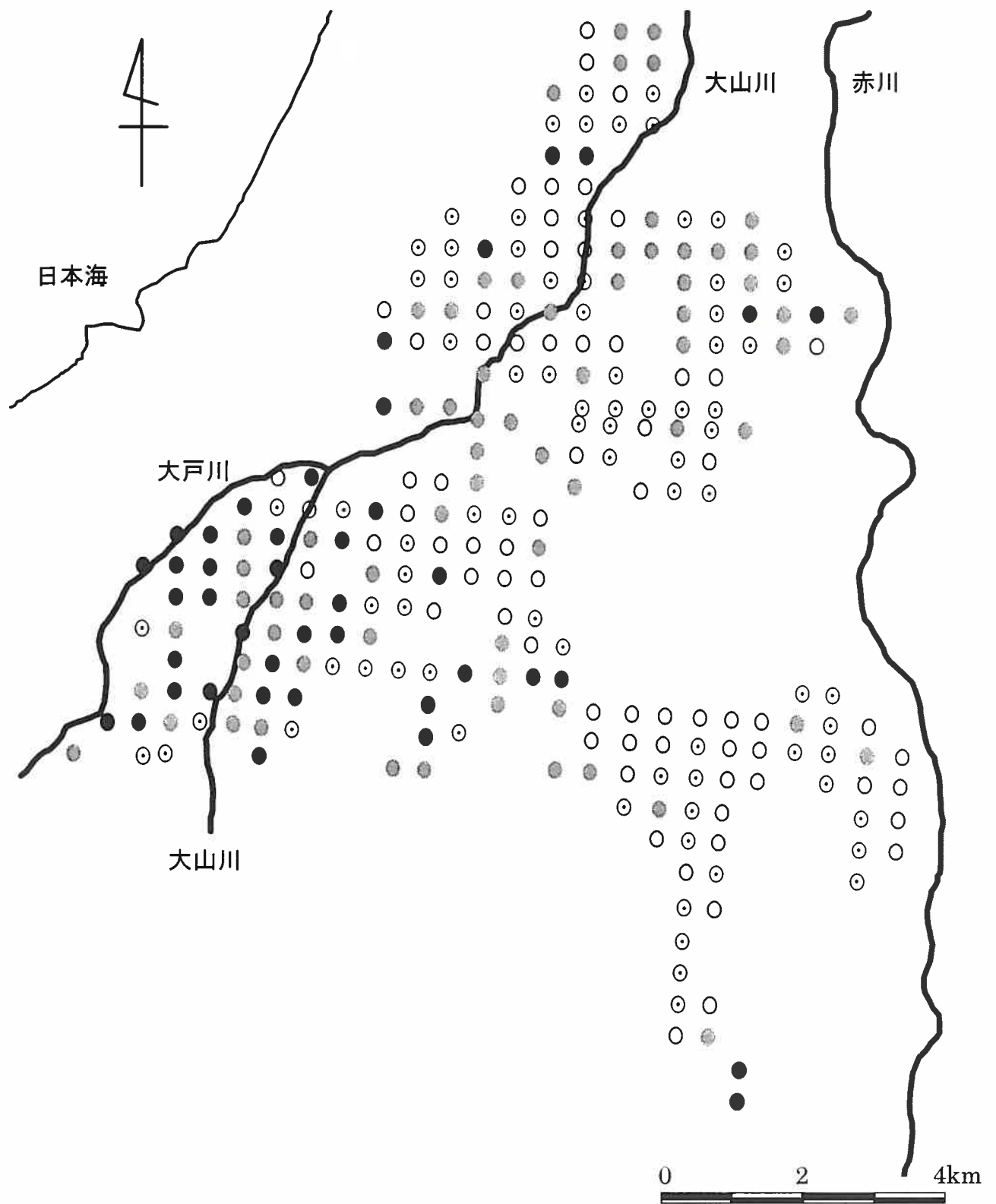


図2-7. 全窒素量の空間的分布

- : 0.91~1.84 (g kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ◐ : 1.85~2.33
- ◑ : 2.34~2.97
- : 2.98~5.24

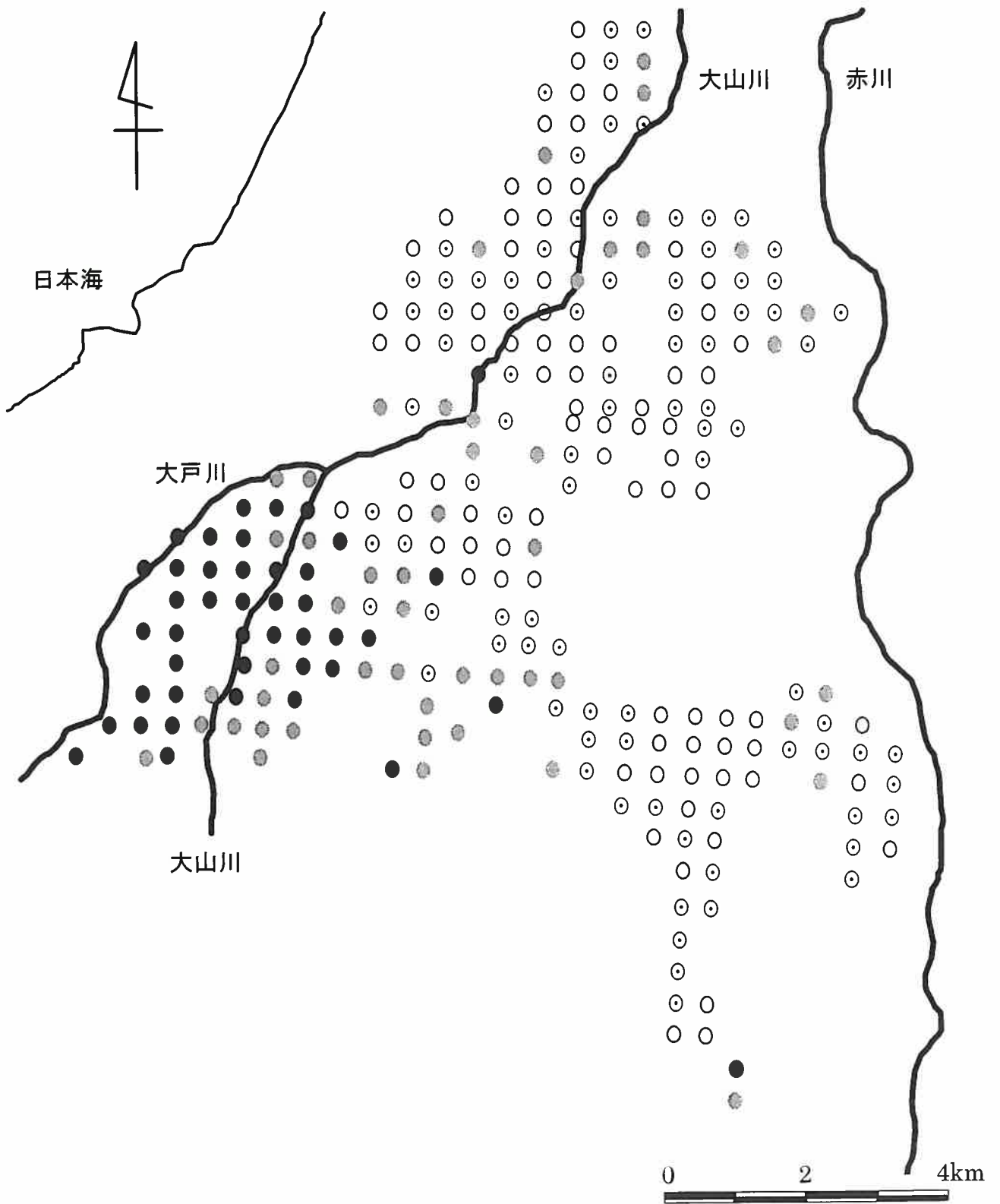


図2-8. リン酸吸収係数の空間的分布

- : 3.02~7.46 (gP<sub>2</sub>O<sub>5</sub> kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ⊙ : 7.47~9.40
- ◐ : 9.41~12.86
- : 12.87~19.41

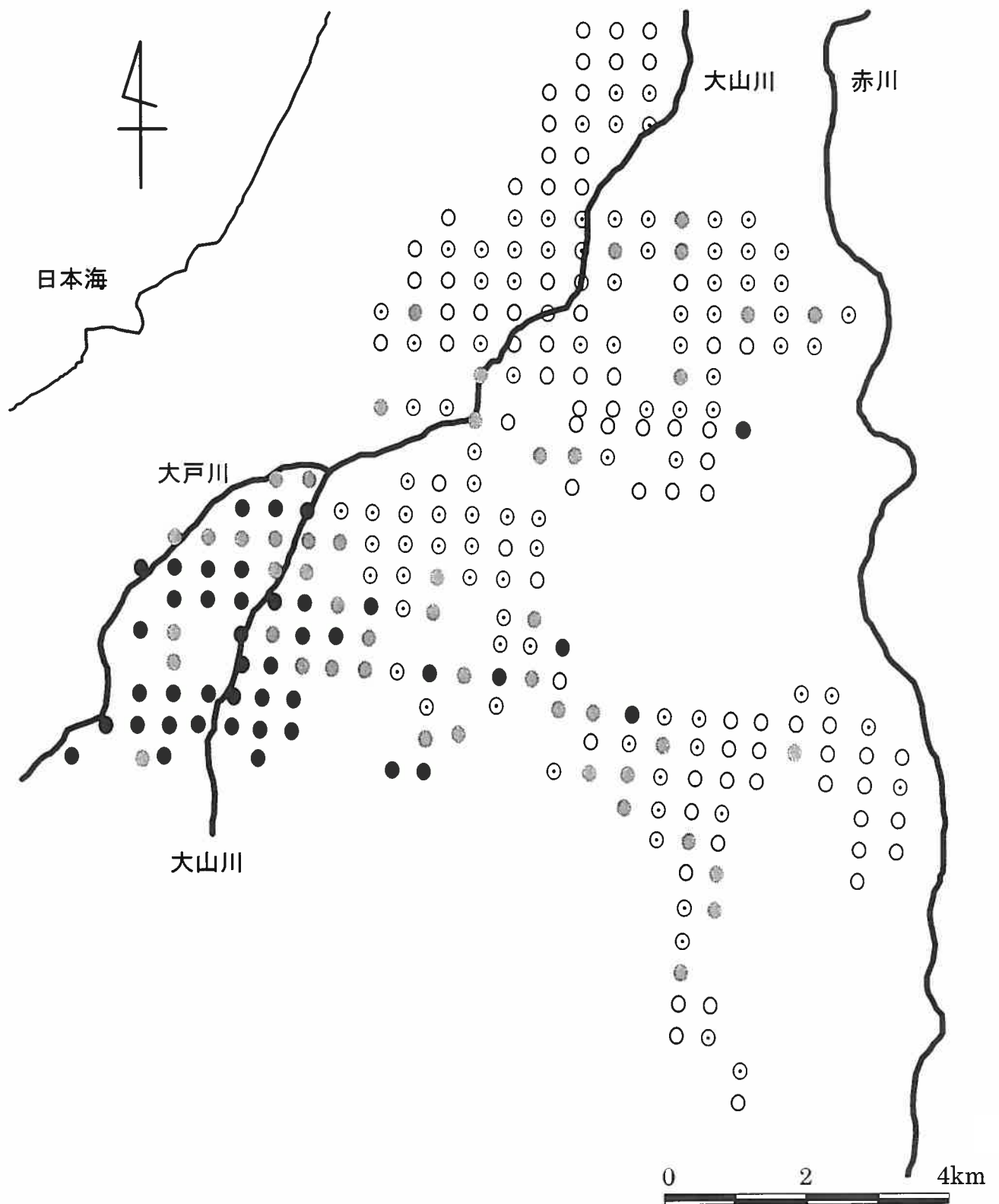


図2-9. 交換性Ca量の空間的分布

- : 0.292~0.982 (g kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ◐ : 0.983~1.350
- ◑ : 1.351~2.036
- : 2.037~4.251

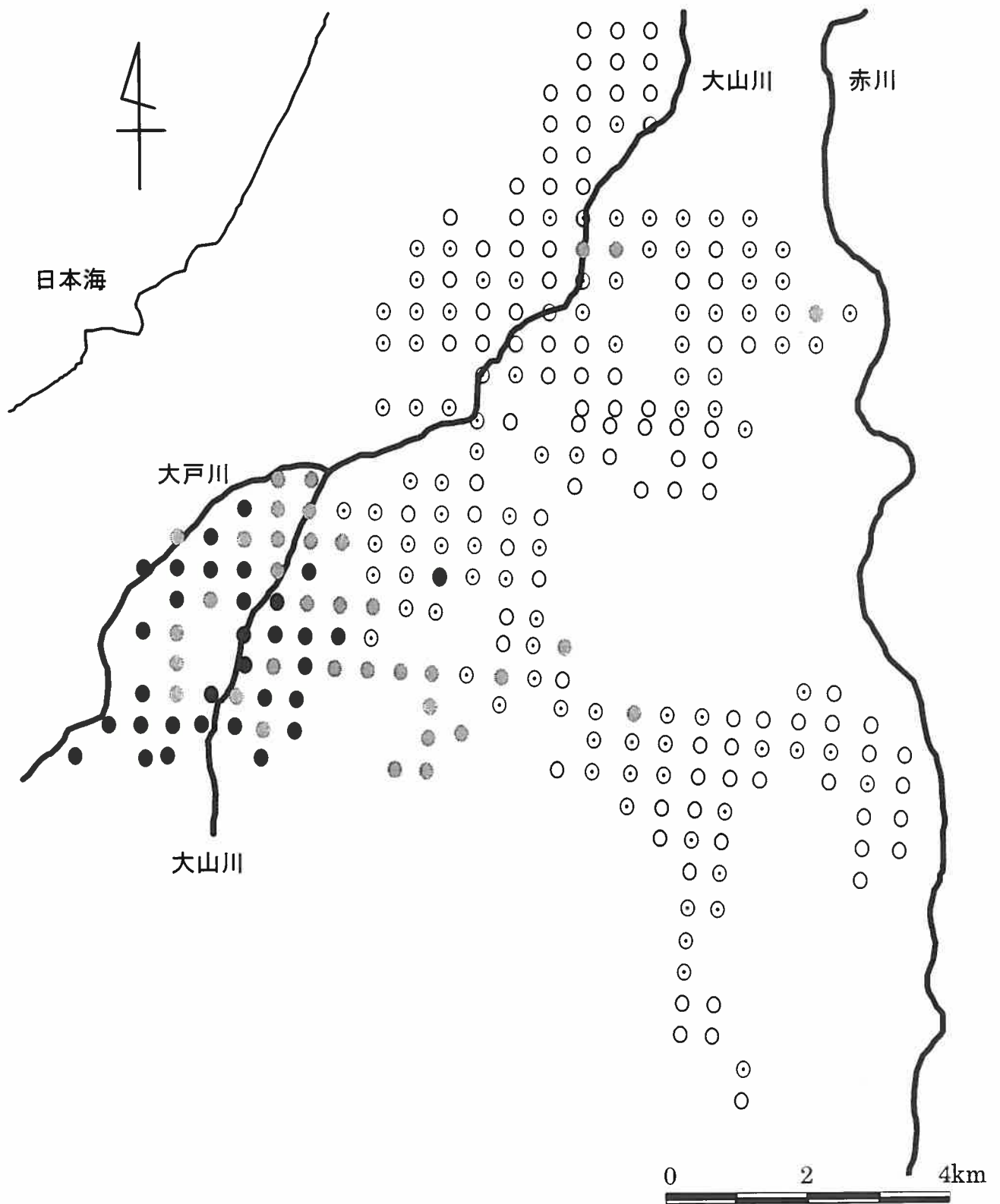


図2-10. 交換性Mg量の空間的分布

- : 0.058~0.183 (g kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ◐ : 0.184~0.298
- ◑ : 0.299~0.626
- : 0.627~1.185

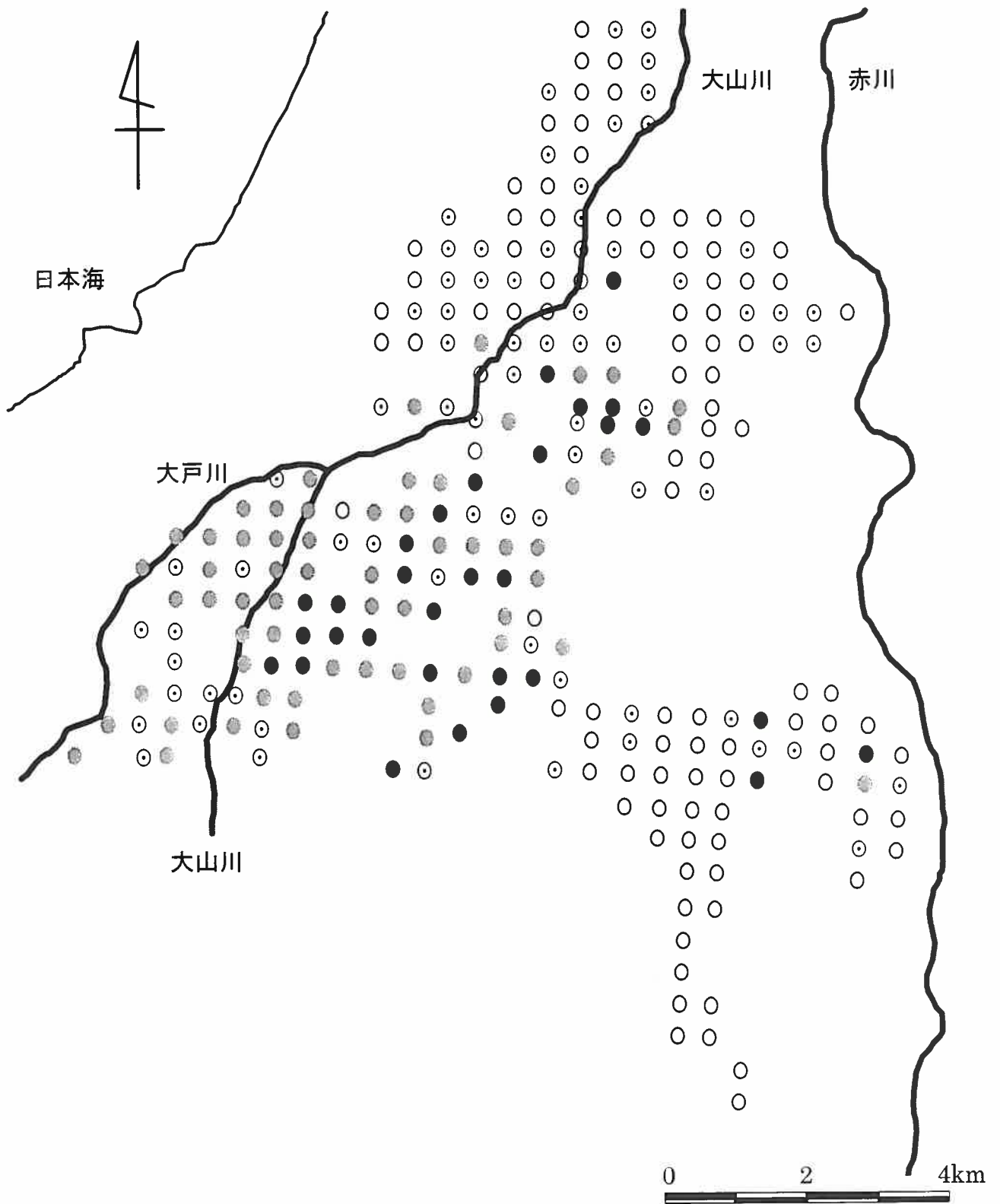


図2-11. 交換性Na量の空間的分布

- : 0.031~0.059 (g kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ◐ : 0.060~0.087
- ◑ : 0.088~0.139
- : 0.140~0.389

### 3-3-2. 曲線モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動成立要因

CEC は粘土鉱物と土壌有機物が持つ負荷電の総量である（和田 1981; 和田 1997）。粘土鉱物はその種類により負荷電量が異なり、2:1 型粘土鉱物は 1:1 型粘土鉱物より負荷電量が多い（Grim 1962）。また、土壌有機物は粘土鉱物と複合体を形成し（Kononova 1966; 吉田 1981; 米林 1997）、粘土鉱物の中では 2:1 型粘土鉱物が 1:1 型粘土鉱物より土壌有機物と複合体を形成しやすい（米林 1997）。したがって、粘土鉱物量が多い土壌、粘土鉱物の中で 2:1 型粘土鉱物の割合が高い土壌、有機物量が多い土壌ほど CEC は高くなる。

土壌中の窒素は大部分が有機態窒素として存在している（山根 1981）。そのため、水田土壌の全窒素量は有機物の C/N 比と有機物量に影響されると考えられる。有機物の C/N 比は施用有機物の種類により異なるため（米林 1997）、栽培条件に影響される要因である。土壌中で有機物は粘土鉱物と複合体を形成して安定化している（Kononova 1966; 吉田 1981; 米林 1997）。粘土鉱物量が多い土壌ほど有機物量は多くなり（Kononova 1966; 吉田 1981）、粘土鉱物の中で 2:1 型粘土鉱物の割合が高い土壌ほど有機物量は多くなる（米林 1997）。したがって、粘土鉱物量が多い土壌、粘土鉱物の中で 2:1 型粘土鉱物の割合が高い土壌、有機物量が多い土壌ほど全窒素量は高くなる。

リン酸イオンは陰イオンとして正荷電に吸着されるため、リン酸吸収係数は正荷電を生じうる粘土鉱物と土壌有機物の pH 依存荷電

量（和田 1981; 和田 1997）に影響されると考えられる。また、リン酸イオンは正荷電を示さない土壌においてもアルミニウムおよび鉄と特異吸着することが知られている（和田 1981）。リン酸はアルミニウムまたは鉄と表面結合をするかそのマトリックス中に収蔵される（Bache 1964; Hsu 1964; Ryedn et al. 1973; 川口 1978）。このリン酸イオンの吸着に関与するアルミニウムと鉄は粘土鉱物の構成成分として存在する（Grim 1962; 吉永 1984）か土壌有機物と複合体を形成している（Kononova 1966; 吉田 1981; 米林 1997）。したがって、粘土鉱物量が多い土壌、有機物量が多い土壌ほどリン酸吸収係数は高くなる。

CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量、交換性 Na 量が共通して高い値を示した大戸川流域と大山川中流域の表層土壌は大山川と大戸川の上流地質である凝灰岩の影響を強く受けたと考えられ、2:1 型粘土鉱物であるスメクタイトを主要粘土鉱物とする土壌である。したがって、この地域の土壌の粘土鉱物組成が CEC、全窒素量、リン酸吸収係数を高めたと考えられた。花崗岩類は火成岩の中で Ca 含量と Mg 含量が最も低い（吉永 1984）。大戸川流域と大山川中流域の表層土壌は上流地質に花崗岩類の影響をほとんど受けていないため、他の地域と比較して交換性 Ca 量、交換性 Mg 量が多くなったと考えられた。これらのことは、本研究において曲線モデルで回帰された化学性の空間変動は上流地質の影響を受けていたことを示唆する。

CEC、全窒素量、リン酸吸収係数の空間的分布は鶴岡市の北端の



赤川付近と最南端の山際付近の地域で比較的高い値を示した。この地域は農協が組織的に取り組み、水田への堆肥施用を行っている。鶴岡市の北端の赤川付近（京田地区、栄地区）で施用されている堆肥は籾殻堆肥である。鶴岡市の最南端の山際付近（黄金地区）で施用されている堆肥は豚糞堆肥である。これらの地域の土壌の化学性には施用有機物の種類による影響は認められなかったが、有機物施用により土壌中の有機物量が高まり、CEC、全窒素量、リン酸吸収係数が高まったと考えられた。以上のことから、CEC、全窒素量、リン酸吸収係数の空間変動には上流地質の影響だけでなく、栽培技術の影響も考慮する必要が示された。

ところで、鶴岡市の水田は灌漑水を赤川、大山川、大戸川のいずれかから受水している（八沢川土地改良区 1986, 1998; 青龍寺川土地改良区 1998）。各河川の受益区域を図 2-12 に示した。主に、赤川は赤川と大山川の間地域に灌漑水として受水され、大山川は大山川の西側と大戸川との間地域に灌漑水として受水され、大戸川は大戸川の西側の地域に灌漑水として受水されている。また、山際付近では山の湧水を灌漑している地域もある。交換性 Na 量の空間的分布は大山川流域のうち、特に赤川と大山川の間地域で高い値を示した（図 2-11）。この地域は、赤川の灌漑水を受水している地域と一致する。赤川の上流地質は主に花崗岩類である（地主 1955; 神保 1960; 朝日村史編さん委員会 1980）。花崗岩類は火成岩の中で Na 含量と K 含量が最も高い（吉永 1984）。そのため、赤川から灌漑水を受水している地域の交換性 Na 量は他の地域と比較して高

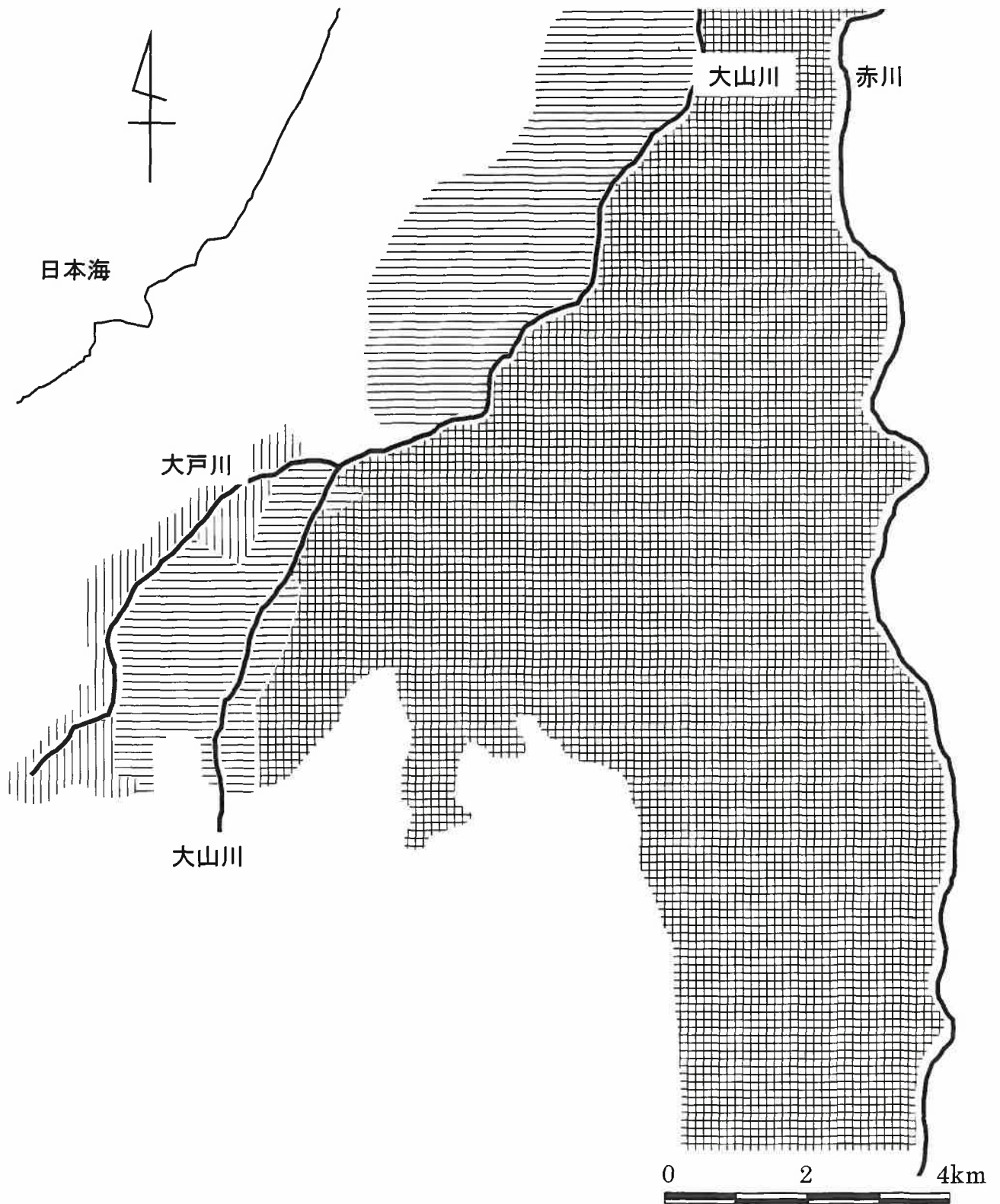





図2-12. 各河川による灌漑水受益区域

 : 赤川の受益区域、
  : 大山川の受益区域、
  : 大戸川の受益区域

(矢沢川土地改良区 1986, 1998、青龍寺川土地改良区 1998より改写)

い値を示したと考えられた。このことは、交換性 Na 量の空間変動が上流地質の影響と栽培技術の影響を受けることを示唆する。

### 3-3-3. 球形モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動

球形モデルで回帰される化学性のセミバリオグラムは第一章で示したが、本研究では測定値のサンプリング間隔が等間隔でないため次式を用いた (Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000)。

$$\gamma(h) = \sum (Z_i - Z_{i+h})^2 / 2n$$

ここで、 $\gamma(h)$  はセミバリエンス、 $h$  はラグ (任意の 2 つのサンプリング地点間の距離)、 $Z_i$  と  $Z_{i+h}$  は  $h$  離れた地点でサンプリングされた測定値、 $n$  は地点の組み合わせ総数である。空間依存性の特性値は  $\gamma(h)$  の切片 = ナゲット ( $N$ )、 $\gamma(h)$  が一定となった時点での  $h$  の値 = レンジ ( $R$ )、一定値となった  $\gamma(h)$  の値 = シル ( $S$ ) で示される。空間依存性 ( $Q$ ) は

$$Q = (S - N) / S$$

と定義される。 $Q$  値が小さくなるほど、近い地点どうしの測定値の変動が大きく、測定値はランダムに現れるようになる。 $Q$  値が大きくなるほど、近い地点どうしの測定値の変動は小さい。 $Q$  値は 0 から 1 までをとりうるため、 $Q$  値が 0 に近いほど空間依存性は低く、 $Q$  値が 1 に近いほど空間依存性は高いといえる。また、レンジ ( $R$ ) は空間依存性の影響が及ぶ範囲を示す。

曲線モデルで回帰した化学性の  $Q$  値は pH が 0.31、可給態リン酸

量が 0.19、交換性 K 量が 0.50、塩基飽和度が 0.45 であった(表 2-3)。多くの場合、土壌の化学性の Q 値は 0.5~1.0 であることが明らかにされている (Yost et al. 1982; Yanai et al. 2000)。したがって、本研究における pH、可給態リン酸量、塩基飽和度の空間変動の空間依存性は一般的な土壌の化学性の空間依存性と比較して低いと考えられた。また、交換性 K 量の Q 値は 0.50 であることから、交換性 K 量の空間依存性は一般的な土壌の化学性の空間依存性と同程度であると考えられた。

pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度の空間的分布を図 2-13~図 2-16 に示した。pH、可給態リン酸量、塩基飽和度の空間的分布は一定の傾向が認められなかった。これは、これらの化学性の空間変動には上流地質の影響や土壌の堆積様式の影響が顕著に認められないことを示す。一方、交換性 K 量の空間的分布は赤川と大山川の間で高い傾向が認められた。この地域は、交換性 K 量が高い値を示した地域は赤川の灌漑水を受水している地域と一致する。

#### 3-3-4. 球形モデルで回帰された土壌の化学性の空間変動成立要因

窒素、リン酸、カリウムは水稻栽培で施用する肥料の三要素成分である。したがって、交換性アンモニア態窒素量、可給態リン酸量、交換性 K 量は施肥管理の影響を受ける。pH と塩基飽和度は交換性陽イオンの影響を受けて変動する。人為的または偶然の栽培技術の変動は空間的位置とは無関係にランダムな変動を示すと考えられる

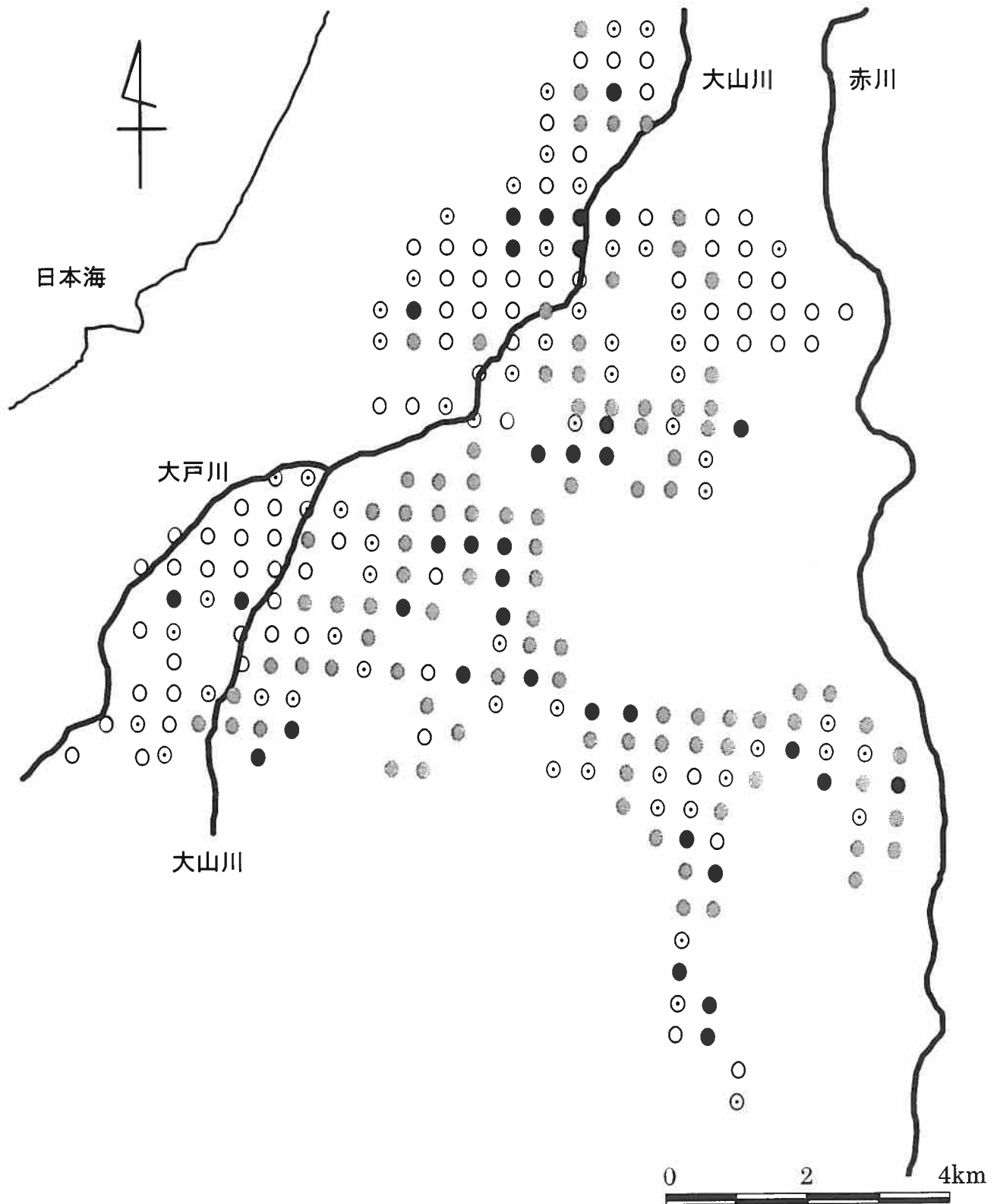


図2-13. pHの空間的分布

- : 4.6~5.0
- ◐ : 5.1~5.2
- ◑ : 5.3~5.5
- : 5.6~6.3

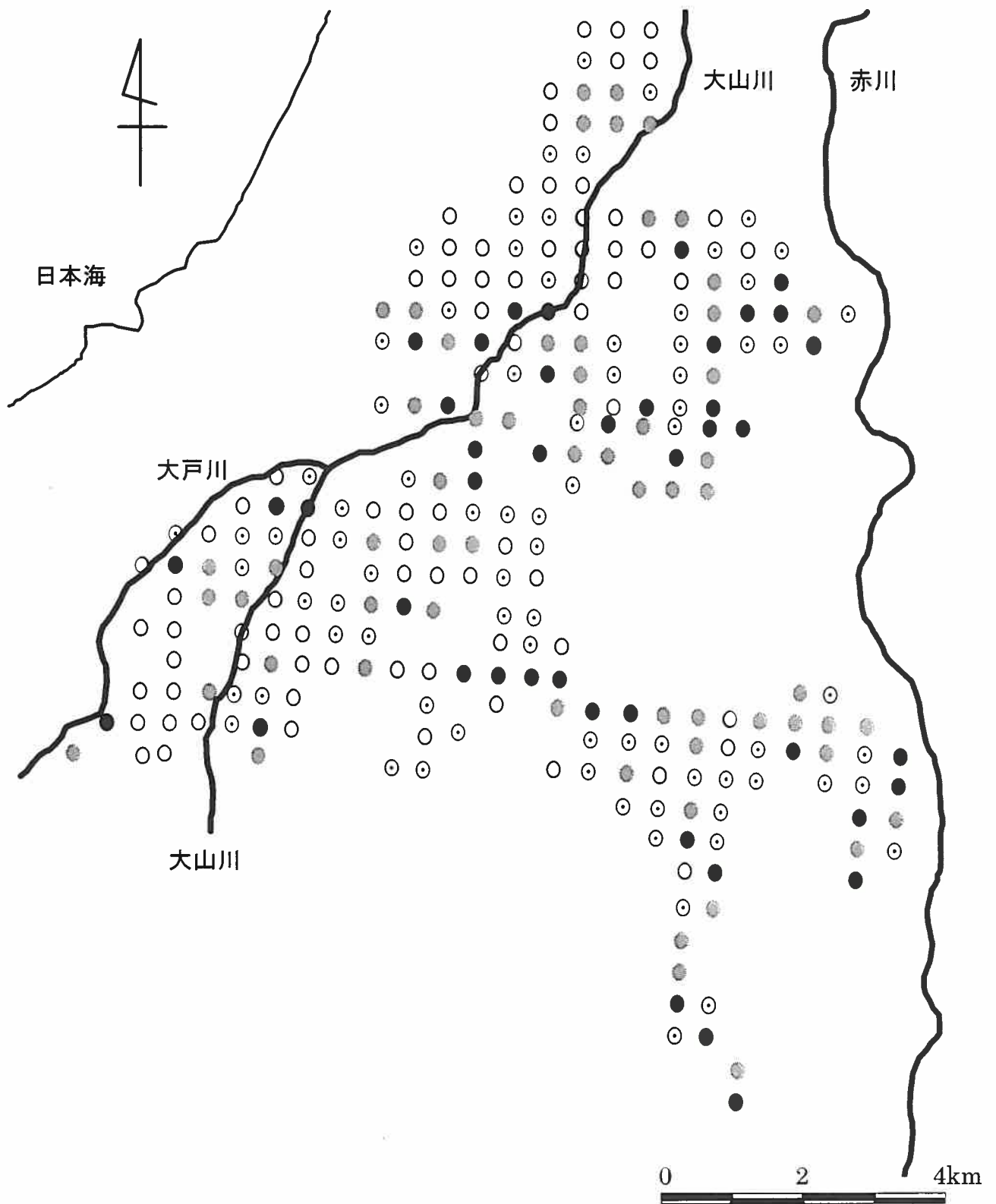


図2-14. 可給態リン酸量の空間的分布

- : 0.033~0.100 ( $\text{gP}_2\text{O}_5 \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ )
- ◉ : 0.101~0.150
- ◐ : 0.151~0.220
- : 0.221~0.452

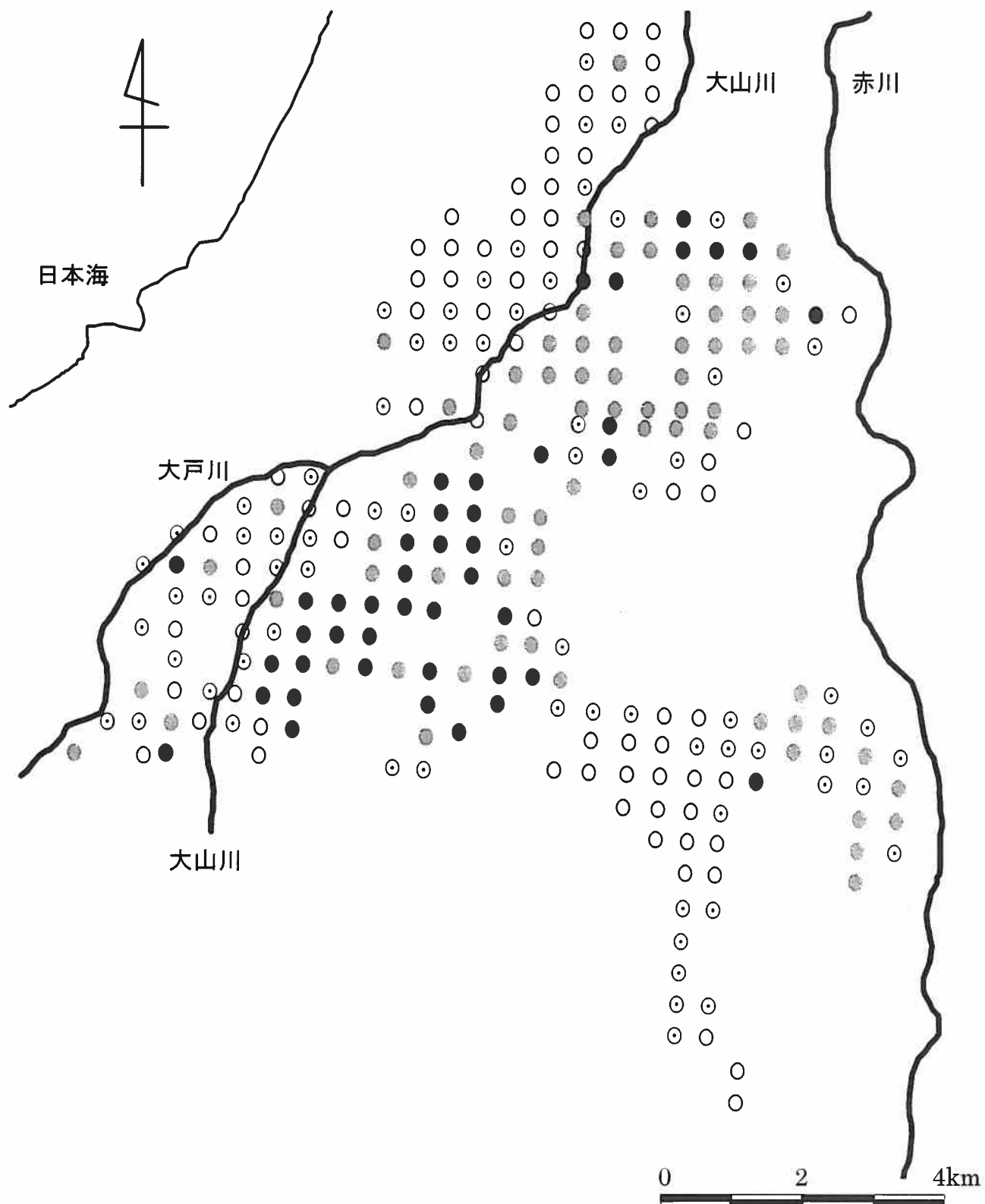


図2-15. 交換性K 量の空間的分布

- : 0.007~0.081 (g kg<sup>-1</sup> dry soil)
- ◐ : 0.082~0.144
- ◑ : 0.145~0.221
- : 0.222~0.426

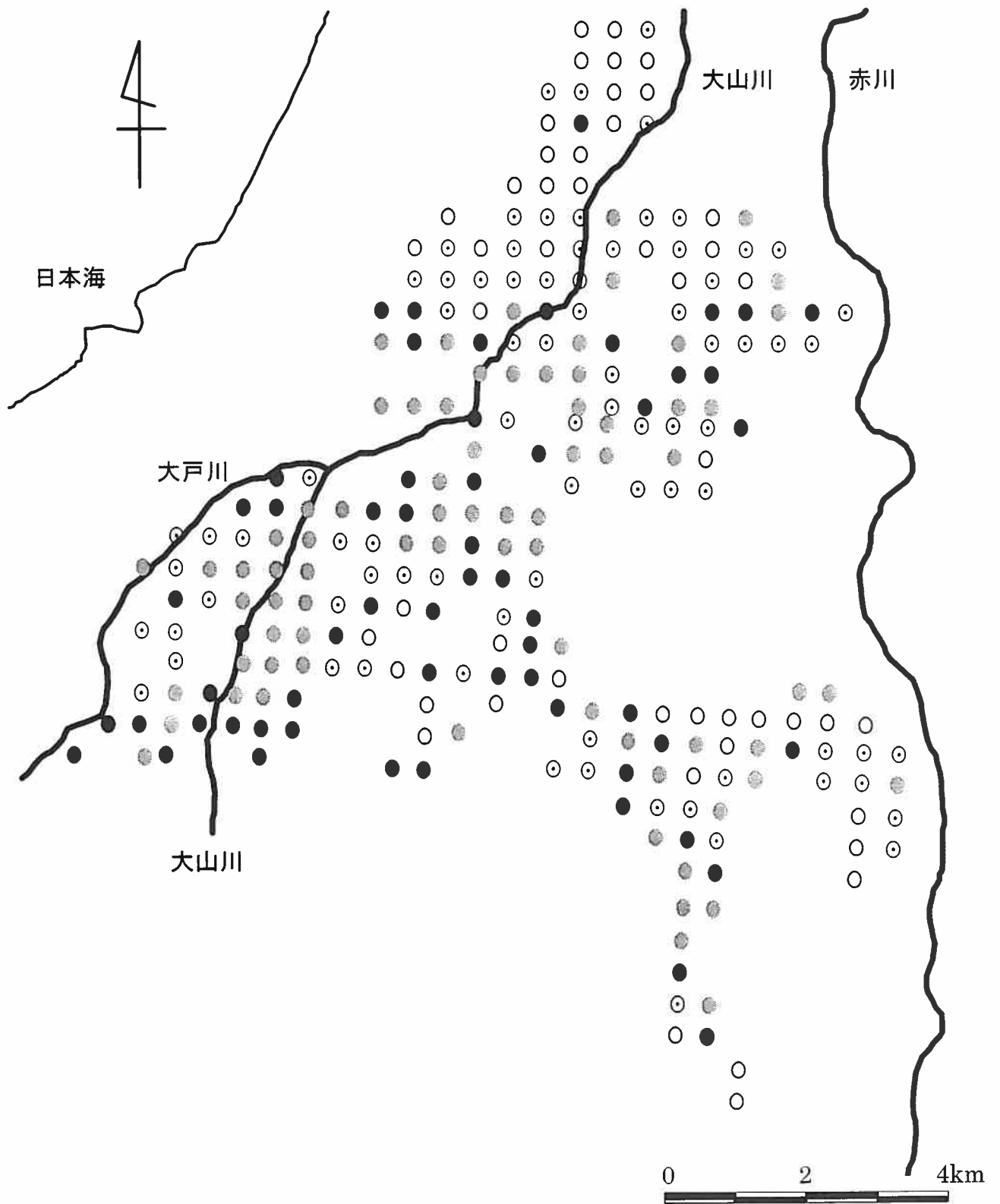


図2-16. 塩基飽和度の空間的分布

- : 19.0~45.1 (%)
- ⊙ : 45.2~56.5
- ◐ : 56.6~67.4
- : 67.5~96.9



ことから、本研究において球形モデルで回帰された化学性の空間変動は栽培技術の影響を受けた可能性がある。特に、Q 値が 0.19 で空間依存性が低いと考えられた可給態リン酸量の空間変動は、栽培技術の影響を強く受けたと考えられた。

前述のように、赤川の上流地質は主に花崗岩類であり（地主 1955; 神保 1960; 朝日村史編さん委員会 1980）、花崗岩類は火成岩の中で Na 含量と K 含量が最も高い（吉永 1984）。そのため、赤川から灌漑水を受水している地域は他の地域と比較して交換性 K 量が多くなったと考えられた。このことは、交換性 K 量の空間変動には栽培技術の影響だけでなく、上流地質の影響も考慮する必要を示している。

### 3-3-5. 空間依存性の及ぶ範囲

pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度のレンジ (R) は 5.14~5.87 km であった（表 2-3）。精密農業において圃場管理モデルを設定するためには、土壌をグループ化して各グループごとの管理モデルを検討することが有益な方法となる。土壌の化学性に空間依存性がある場合、空間依存性の影響が及ぶ範囲内では空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能である（Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000）。そのため、本研究では圃場管理モデルを設定するグループの範囲を直径 5~6 km 以内にする必要がある。

### 3-4. 水稻精玄米収量の空間変動と空間変動の成立要因

鶴岡市の水稻の精玄米収量を集落ごとに平均した値について記述統計量を表 2-4 に示した。1997 年の水稻の精玄米収量は集落ごとの平均値で 444~683  $\text{g m}^{-2}$  であり、鶴岡市の集落全体の平均値は 576  $\text{g m}^{-2}$  であった。1998 年の精玄米収量は集落ごとの平均値で 421~598  $\text{g m}^{-2}$  であり、鶴岡市の集落全体の平均値は 541  $\text{g m}^{-2}$  であった。山形県農林水産統計年報（東北農政局山形統計情報事務所 1981-2000）によると、1997 年の精玄米収量は日本全国の平均値が 515  $\text{g m}^{-2}$ 、山形県の平均値が 595  $\text{g m}^{-2}$ 、鶴岡市の平均値が 605  $\text{g m}^{-2}$  であった。1998 年の精玄米収量は日本全国の平均値が 499  $\text{g m}^{-2}$ 、山形県の平均値が 583  $\text{g m}^{-2}$ 、鶴岡市の平均値が 594  $\text{g m}^{-2}$  であった。1997 年、1998 年ともに、精玄米収量の集落全体の平均値は全国平均値よりは高い値を示したが、山形県および鶴岡市の平均値よりも低い値を示した。集落間の変動の大きさを示す変動係数の値は 1997 年が 6.7%、1998 年が 5.5% であった。精玄米収量の集落間の変動は土壌の化学性の圃場間の変動と比較して小さい値を示した。

精玄米収量のセミバリオグラムを図 2-17 に示した。精玄米収量のセミバリオグラムはデータのばらつきが大きく、直線モデル、曲線モデル、球形モデル等により回帰することができなかつた。これは、精玄米収量の空間変動では説明できない他の変動により生じた結果であると考えられた。

1997 年、1998 年の精玄米収量の空間的分布を図 2-18、図 2-19 に示した。1997 年、1998 年ともに精玄米収量の空間的分布には一

表2-4. 鶴岡市の集落ごとに調査した  
 水稻精玄米収量の記述統計量

	1997年	1998年
	(g m <sup>-2</sup> )	
平均値	576	541
最大値	683	598
最小値	444	421
変動係数 (%)	6.7	5.5

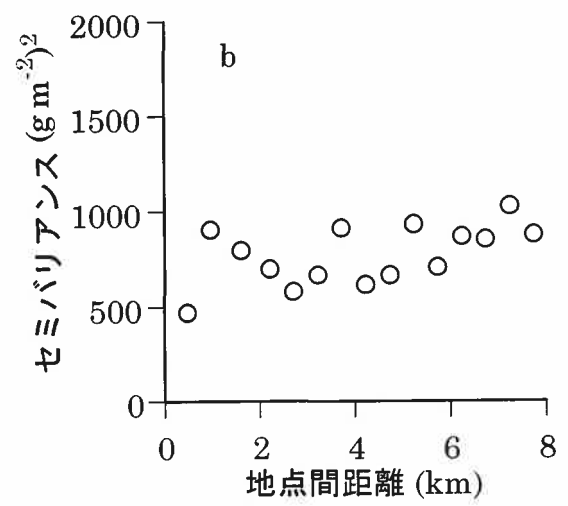
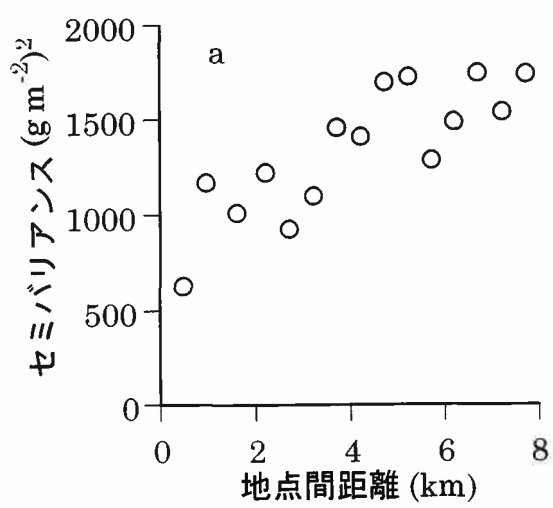


図2-17. 水稻精玄米収量のセミバリオグラム

a : 1997年、b : 1998年

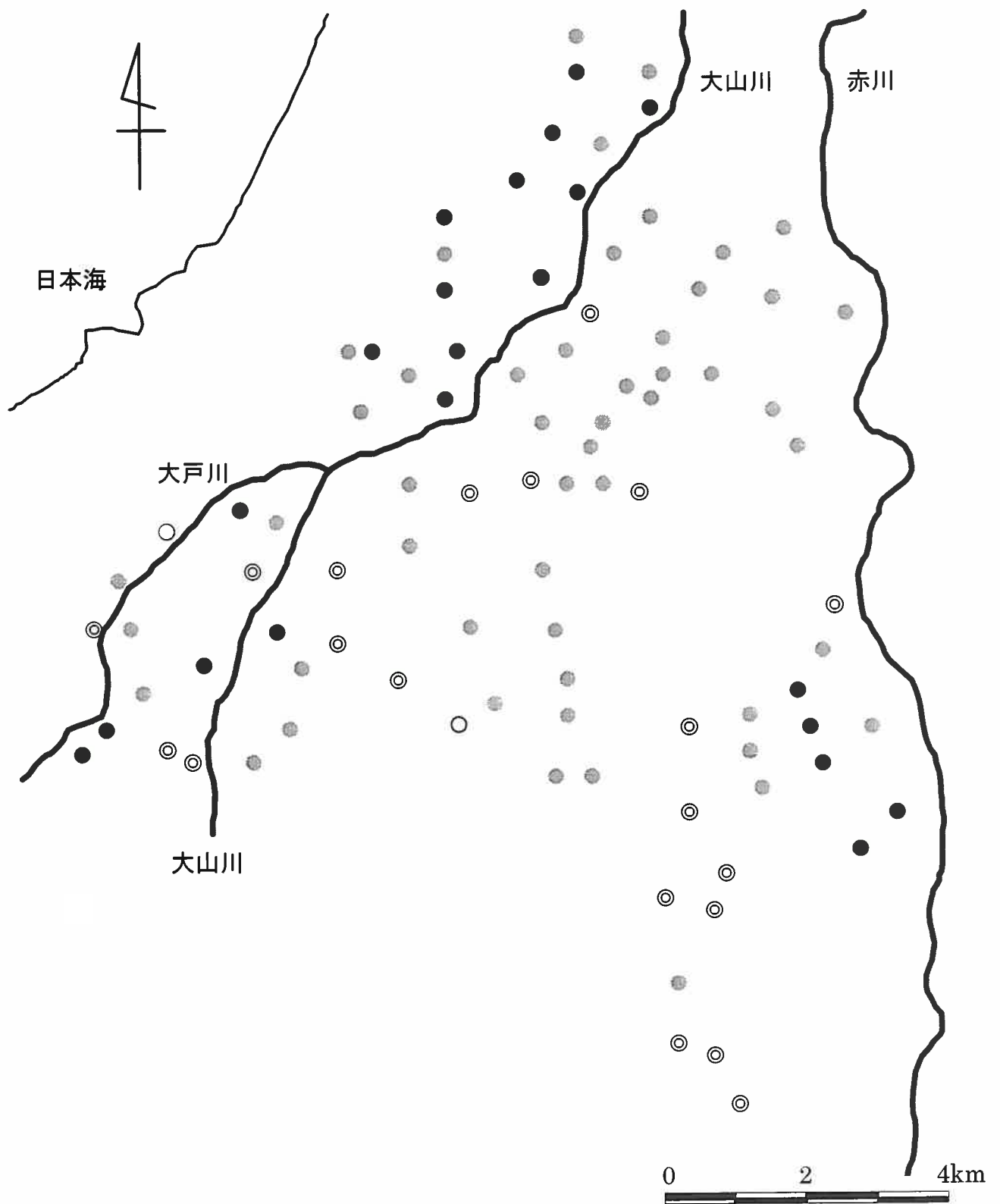


図2-18. 水稻精玄米収量の空間的分布（1997年）

- : 444~499 (g m<sup>-2</sup>)
- ◎ : 500~549
- (stippled) : 550~599
- (solid black) : 600~683

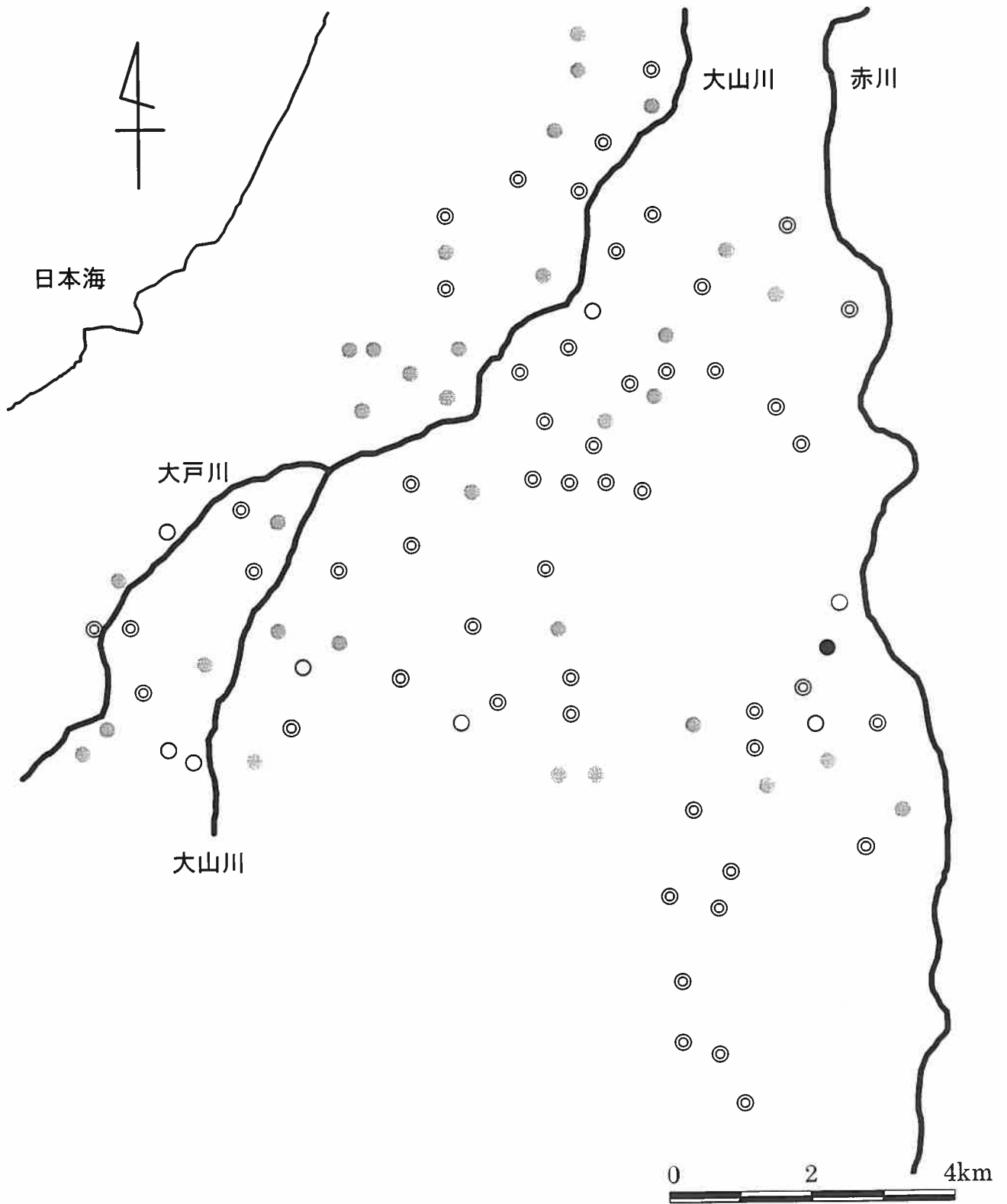


図2-19. 水稻精玄米収量の空間的分布（1998年）

- : 421~499 (g m<sup>-2</sup>)
- ◎ : 500~549
- (shaded) : 550~599
- (solid black) : 600~604

定の傾向が認められなかった。

山形県は安定した高収量地帯であり（農林水産省統計情報部 1981-2000；山形県農林水産部農畜産振興課 2001）、高収量を得るための栽培技術が既に確立している地帯と考えられる。高収量を得るための栽培技術は栽培圃場や栽培地域の環境条件に対応させて変化させる必要がある（忠鉢 1965；山形県農林水産部 1996）。したがって、精玄米収量の変動係数が低く、その変動に空間依存性が認められなかったのは、鶴岡市の水稻栽培農家が栽培圃場や栽培地域の環境条件に対応して栽培技術を変化させているためと考えられた。

水稻の生育期間が長くなるほど生育に対して栽培技術が関与する機会が増加し、生育の空間変動に対する栽培技術の変動の影響は大きくなると考えられる。そのため、精玄米収量の空間依存性は土壌の化学性の空間依存性や水稻の生育の空間依存性よりも低くなったと考えられた。水稻の生育・収量の空間変動の成立要因を明らかにするためには、水稻の収量および収量構成要素よりも生育の特性についての空間変動の解析が必要であると考えられた。

#### 4. 要約

精密農業の構築に必要な圃場の空間変動を認識した情報を得るためには、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として、土壌の化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討する必要がある。そこで、空間

依存性を解析し、空間変動を推定するジオスタティスティクスを利用して、鶴岡市水田土壌の化学性および水稲収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討した。

- (1) pH 以外の鶴岡市水田土壌の化学性は空間的に大きな変動があると推測された。また、鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動には空間依存性が認められた。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量、交換性 Na 量のセミバリオグラムを曲線モデルで回帰し、pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度のセミバリオグラムを球形モデルで回帰した。
- (2) 本研究において曲線モデルで回帰した化学性の空間依存性は強い傾向が認められた。そして、これらの化学性の空間変動は主として上流地質の影響を受けていることが示唆された。一方、本研究において球形モデルで回帰した化学性の空間依存性は低い傾向が認められた。これらの化学性の空間変動は主として栽培技術の影響を受けていることが示唆された。
- (3) 本研究において球形モデルで回帰した化学性の空間依存性が及ぶ範囲は直径 5~6 km であったことから、精密農業における圃場管理モデルは 5~6 km の範囲ごとに設定する必要があると考えられた。
- (4) 水稲の精玄米収量は集落間の変動を示す変動係数が低く、空間変動には空間依存性が認められなかった。この原因として、鶴岡市の水稲栽培農家が栽培圃場や栽培地域の環境条件に対応して栽培技術を変化させていることが考えられた。そのため、水



稲の生育・収量の空間変動の成立要因を明らかにするためには、栽培技術の変動の影響を大きく受ける収量よりも影響が比較的小さい生育の特性について空間変動の解析を行う必要がある。

### 第三章 微地形の特徴と土壌の化学性の空間変動との関係

#### 1. 序論

精密農業の構築には、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として土壌の理化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討することが必要である。一定の広がりを持つ地域での土壌の理化学性の空間変動は地形の特徴に影響される(庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977; Geiger and Nettleton 1979; Khan and Fenton 1996; Kravchenko and Bullock 2000)。河成沖積水田土壌では粘土鉱物組成、粘土鉱物量、有機物量の空間的分布が上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史に支配される(庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977)。したがって、河成沖積水田土壌の理化学性の空間変動の成立要因には上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史を考慮する必要がある。

第二章では、鶴岡市水田土壌の化学性および水稻収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討した。その結果、土壌の化学性の空間変動には空間依存性が認められた。そして、CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量の空間変動は上流地質の影響を強く受け、pH、可給態リン酸量、塩基飽和度の空間変動は栽

培技術の影響を強く受け、交換性 Na 量と交換性 K 量の空間変動は上流地質と栽培技術の影響を受けることが示唆された。そこで本章では、鶴岡市水田土壌の地形の特徴と土壌の化学性の空間変動との関係を検討した。

## 2. 材料および方法

### 2-1. 土壌の化学性

土壌の化学性を測定するための土壌採取地点は鶴岡市を 0.5 km 四方のメッシュ状の区画に分け、各区画から 1 地点ずつ、計 154 点とした。土壌採取地点を図 3-1 に示した。土壌の採取時期と採取方法は第二章と同様である。

土壌の化学性として、pH、CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性陽イオン (Ca, Mg, Na, K) 量、塩基飽和度を測定した。測定方法は第二章と同様である。

化学性グループを分類するために、測定した化学性の値はそれぞれ平均 0、分散 1 に標準化し、主成分分析を行った。主成分分析の結果から算出される主成分得点を解析データとして ISODATA (Iterative Self-Organizing Data Analysis Technique) 法による非階層的クラスタ分析を行った (Ball and Hall 1965)。化学性グループ数はクラスタ内の分散を最も小さくし、かつクラスタ数を最も少なくする条件で Akaike (1969, 1974) の方法により AIC (Akaike Information Criterion, 赤池の情報量基準) を用いて決定

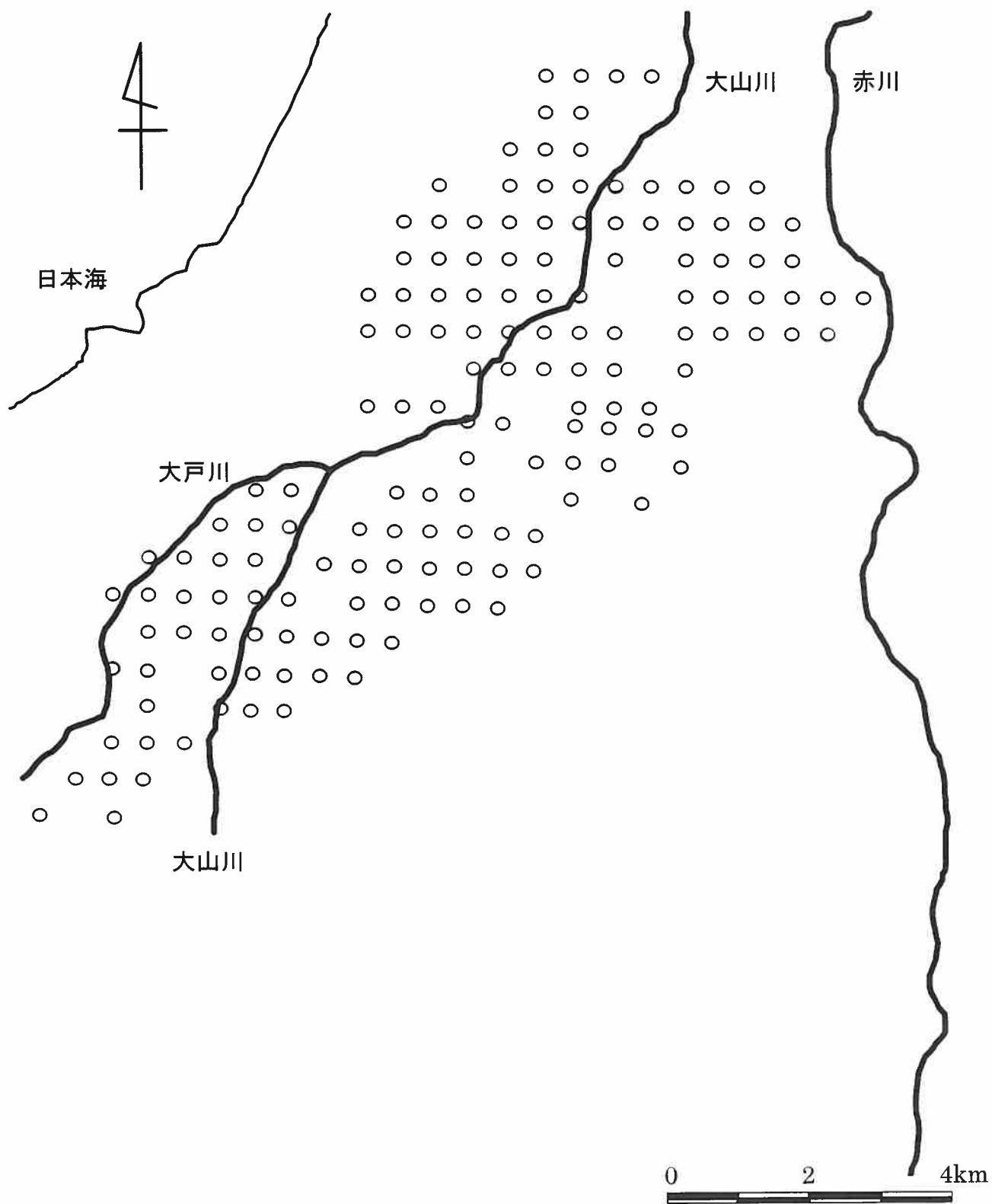


図3-1. 化学性測定に供試した土壌の採取地点（154点）

した（吉澤 1971）。

## 2-2. 土壌の粘土鉱物組成

第二章と同様である。

## 2-3. 微地形の特徴

地形を解析するために、緯度、経度、標高を水田の短辺方向に沿って一区画水田ごとの畔上で測定した。緯度、経度、標高は GPS（Global Positioning System）を用いたキネマティック測量により測定した（土屋・辻 1996）。測定地域は 43 km<sup>2</sup>、測定地点は 5489 点であった。測定地点を図 3-2 に示した。

緯度、経度、標高の測定地点は試験対象地域を網羅していないため、得られたデータはクリギングにより内挿処理を行った。この緯度、経度、標高のデータから水系網抽出プログラムを用いて水系網を抽出し、集水域を求める地形解析を行った（Martz and de Jong 1988; Martz and Garbrecht 1992）。求められた一つの集水域は一つの地形区分地域として分類した。

## 2-4. 統計解析

相関分析、分散分析は SAS を用いた（SAS Institute 1988; 高橋ら 1989; 市川ら 1993）。

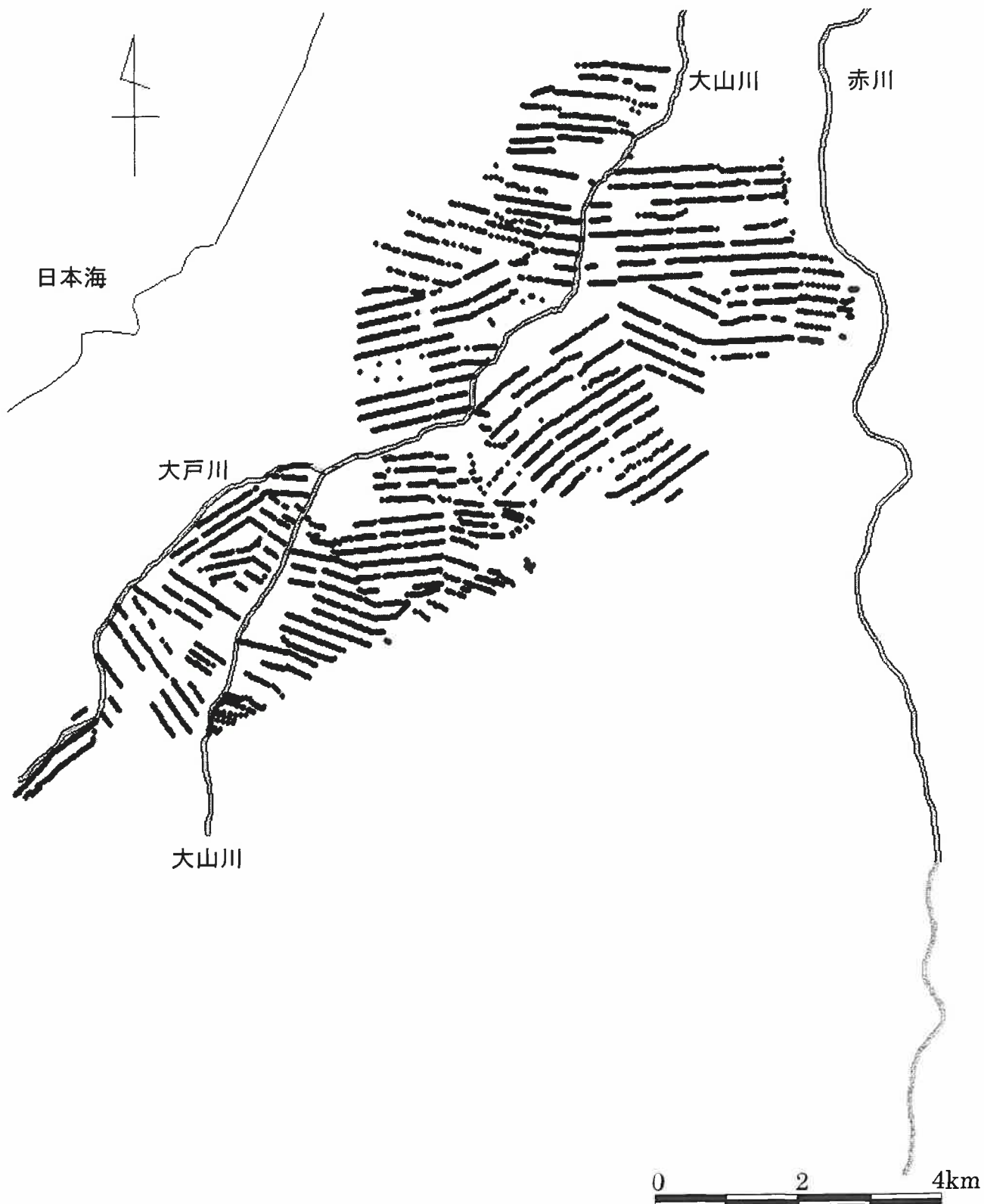


図3-2. GPS測量による緯度、経度、標高の測定地点

●：測定地点

(板垣 2000より引用)

### 3. 結果および論議

#### 3-1. 解析対象地域

鶴岡市水田土壌の地形は庄内平野水害・地盤液状化予測地形分類図（大矢ら 1982）より扇状地と高位デルタ地帯に分類され、土地分類基本調査「鶴岡」「三瀬・温海」の地形分類図（山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991）より一部谷底平野・氾濫原を含む扇状地と一部自然堤防、後背湿地、谷底平野・氾濫原を含む河間低地に分類されている。扇状地と高位デルタ地帯（河間低地）では明らかに地形が異なり、土壌の性質も異なると考えられたため、地形の特徴と土壌の化学性の空間変動との関係は高位デルタ地帯（河間低地）でのみ検討した。

#### 3-2. 土壌の化学性から分類した化学性グループ

第二章より可給態リン酸量は空間依存性の指標となる  $Q$  値が 0.19 であり（表 2-3）、他の化学性と比較して特に空間依存性が低いことが明らかになった。このため、可給態リン酸量は栽培技術による影響を強く受けた空間変動を示すと考え、地形の特徴との関係を検討する化学性から除いた。

土壌の化学性には相互に有意な相関が認められた（表 3-1）。これらの相関関係に影響されないクラスター（化学性グループ）を得るために、標準化した土壌の化学性を主成分分析し、ISODATA 法による非階層的クラスター分析を行った（板垣 2000）。主成分分析の

表3-1. 鶴岡市水田土壌の化学性の相関行列

	pH	CEC	全窒素量	リン酸 吸収係数	交換性 Ca量	交換性 Mg量	交換性 Na量	交換性 K量	塩基 飽和度
pH	1.00								
CEC	-0.35 ***	1.00							
全窒素量	-0.44 ***	0.61 ***	1.00						
リン酸吸収係数	-0.41 ***	0.91 ***	0.69 ***	1.00					
交換性Ca量	-0.23 **	0.85 ***	0.54 ***	0.86 ***	1.00				
交換性Mg量	-0.28 ***	0.88 ***	0.53 ***	0.86 ***	0.90 ***	1.00			
交換性Na量	0.30 ***	0.13 ns	0.13 ns	0.20 *	0.19 *	0.18 *	1.00		
交換性K量	0.24 **	-0.002 ns	0.05 ns	0.01 ns	0.08 ns	0.02 ns	0.57 ***	1.00	
塩基飽和度	0.26 **	-0.10 ns	-0.02 ns	0.09 ns	0.38 ***	0.25 **	0.33 ***	0.32 ***	1.00

ns 有意水準5%で有意な相関がないことを示す。

\* 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

\*\* 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

\*\*\* 有意水準0.1%で有意な相関があることを示す。



結果を表 3-2 に示した。クラスター分析のために選択する主成分の数は一般に累積寄与率が 80%以上であるか、または各主成分の寄与率がもとの変量の一個分以上であるか（固有値が 1 以上であるか）を判断基準として決定する（奥野 1971; 田中・脇本 1983）。本分析では累積寄与率が判断基準の場合は第 3 主成分までを選択することになり、各主成分の寄与率が判断基準の場合は第 2 主成分までを選択することになる。第 2 主成分までの累積寄与率は 71.1%、第 3 主成分までの累積寄与率は 80.8%であり、どちらの累積寄与率を採用しても大きな差はない。また、第 2 主成分の固有値は 2 以上であり、第 3 主成分の固有値は 1 以下である。これらのことから、本分析では第 2 主成分までの固有ベクトルから算出される主成分得点を解析データとして用いた（板垣 2000）。

各主成分と土壌の化学性との関連を見ると、第 1 主成分の固有値ベクトルは値の高い順にリン酸吸収係数の 0.463、CEC の 0.448、交換性 Mg 量の 0.446、交換性 Ca 量の 0.445、全窒素量の 0.355 であった。第 1 主成分のリン酸吸収係数、CEC、交換性 Mg 量、交換性 Ca 量、全窒素量は上流地質の影響を受ける化学性であることを第二章で示している。したがって、第 1 主成分は主に上流地質の影響を示すと考えられた。一方、第 2 主成分の固有値ベクトルは値の高い順に交換性 Na 量の 0.543、交換性 K 量の 0.536、塩基飽和度の 0.463、pH の 0.427 であった。第 2 主成分の交換性 Na 量、交換性 K 量、塩基飽和度、pH は栽培技術の影響を受ける化学性であることを第二章で示している。したがって、第 2 主成分は主に栽培技

表3-2. 主成分分析で求められた上位第3主成分までの固有値と固有ベクトル

	固有値		
	第1主成分	第2主成分	第3主成分
固有値	4.324	2.077	0.867
寄与率 (%)	48.0	23.1	9.6
累積寄与率 (%)	48.0	71.1	80.8

変数	固有ベクトル		
	第1主成分	第2主成分	第3主成分
pH	-0.200	0.427	0.345
CEC	0.448	-0.083	-0.016
全窒素量	0.355	-0.083	-0.387
リン酸吸収係数	0.463	-0.034	-0.005
交換性Ca量	0.445	0.080	0.283
交換性Mg量	0.446	0.022	0.209
交換性Na量	0.106	0.543	-0.358
交換性K量	0.035	0.536	-0.467
塩基飽和度	0.099	0.463	0.511

(板垣 2000より引用)

術の影響を示すと考えられた。

土壌の化学性の主成分得点をクラスター分析し、供試土壌を a~f の 6 つのグループに分類した (板垣 2000)。初期 AIC は 303.20 であったが、最終 AIC は 282.15 であり、ISODATA 法は有効であると考えられた (板垣 2000)。各グループの土壌の化学性の平均値を表 3-3 に示した。グループ c についてはサンプル数が 3 点と少なく、その特徴を議論することはできないと考えられた。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数が最も高い値を示したのはグループ e であり、他のグループの CEC が  $12.6 \sim 25.8 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量が  $1.84 \sim 2.78 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数が  $1.46 \sim 2.88 \text{ g kg}^{-1}$  であるのと比較して、グループ e の CEC は  $30.3 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素は  $3.21 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は  $3.36 \text{ g kg}^{-1}$  であった。グループ e に次いでこれらの化学性が高い値を示したのはグループ f であり、CEC は  $25.8 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量は  $2.78 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は  $2.88 \text{ g kg}^{-1}$  であった。さらに、グループ a の CEC は  $16.4 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量は  $2.63 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は  $2.00 \text{ g kg}^{-1}$  であり、グループ b, d の CEC が  $13.0, 12.6 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量が  $1.97, 1.84 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数が  $1.46, 1.55 \text{ g kg}^{-1}$  であるのと比較して高い値を示した。

各グループの空間的分布を図 3-3 に示した。グループ e, f は大戸川流域と大山川中流域に分布し、グループ a~d は赤川流域と大山川下流域に分布した。グループ a~d の中では、グループ a が赤川付近に分布し、グループ b, d が大山川付近に分布した。

表3-3. 各化学性グループの土壌の化学性の平均値の差の検定

化学性 グループ	サンプル数	pH (1 : 2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
a	49	5.1 bc	16.4 b	2.63 ab	2.00 c
b	32	5.1 bc	13.0 b	1.97 bc	1.46 d
c	3	5.5 a	13.9 b	2.69 a	2.09 c
d	29	5.5 a	12.6 b	1.84 c	1.55 d
e	32	4.9 c	30.3 a	3.21 a	3.36 a
f	9	5.4 ab	25.8 a	2.78 a	2.88 b

化学性 グループ	交換性Ca量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Mg量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Na量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性K量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	塩基飽和度 (%)
a	1.24 b	0.23 b	0.07 de	0.15 cd	55.2 bc
b	0.84 c	0.15 b	0.06 e	0.10 d	47.4 c
c	1.31 b	0.21 b	0.29 a	0.35 a	75.8 a
d	1.07 bc	0.19 b	0.12 bc	0.20 bc	64.3 ab
e	2.24 a	0.70 a	0.10 cd	0.12 cd	58.7 bc
f	2.09 a	0.58 a	0.15 b	0.28 ab	66.1 ab

各列の数字は化学性の平均値を示す。  
各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

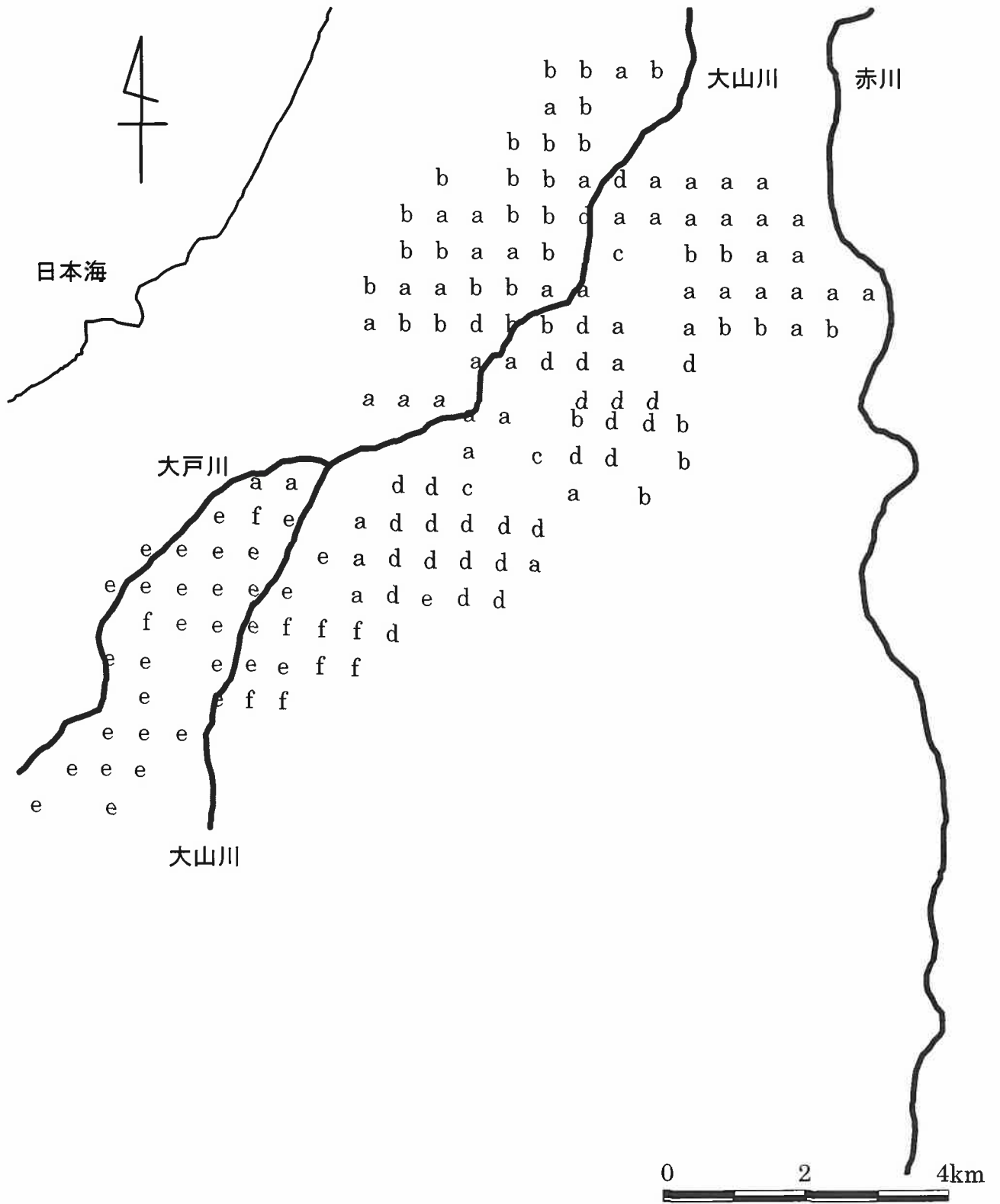


図3-3. 土壌の化学性グループの空間的分布

(板垣 2000より引用)

### 3-3. 既存の土地分類図と化学性グループの関係

既存の土地分類図として土地分類基本調査による地形分類図、土壤図、表層地質図がある(山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991; 大矢ら 1982)。地形分類図は既存の地図の中で鶴岡市水田土壤の地形の特徴を示すものである。また、土壤図および表層地質図は既存の地図の中で鶴岡市水田土壤の性質の空間的分布を示すものである。そこで、これらの土地分類図と化学性グループの空間的分布との関係を検討し、地形の特徴と化学性グループの空間的分布との関係を検討した。

庄内平野水害・地盤液状化予測地形分類図(大矢ら 1982)によると解析地域の地形は一様に高位デルタ地帯であり、化学性グループの空間的分布と比較できない。土地分類基本調査の地形分類図(山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991)によると、解析地域の地形は大部分が河間低地であり、他に後背湿地、自然堤防、谷底平野・氾濫原がある。この各地形面に存在するグループの数を表 3-4 に示した。グループは調査地点 154 点のうち 115 点が河間低地に存在した。グループ a, b, c, d, f は河間低地に最も多く存在した。すなわち、グループ a の 90%、グループ b の 84%、グループ c の 100%、グループ d の 93%、グループ f の 78% が河間低地で認められた。グループ e は谷底平野・氾濫原に最も多く存在し、グループ e の 75% が谷底平野・氾濫原で認められた。グループ e でも谷底平野・氾濫原に次いで河間低地での存在割合が高く、22% が認められた。この他の

表3-4. 各地形面に存在する化学性グループ数と化学性グループが地形面に出現する割合

地形面	化学性グループ						サンプル数
	a	b	c	d	e	f	
河間低地	44 (90%)	27 (84%)	3 (100%)	27 (93%)	7 (22%)	7 (78%)	115
後背湿地	5 (10%)	4 (13%)	0 (0%)	1 (3%)	1 (3%)	1 (11%)	12
自然堤防	0 (0%)	1 (3%)	0 (0%)	1 (3%)	0 (0%)	0 (0%)	2
谷底平野・氾濫原	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	24 (75%)	1 (11%)	25
サンプル数	49	32	3	29	32	9	154

地形面に存在するグループの存在割合は 15%以下の低い値を示した。これらの結果は鶴岡市水田土壤の地形の大部分が河間低地であるために生じたものと考えられた。以上より、化学性グループの空間的分布は地形分類図が示す地形面の空間的位置とは無関係に分布することが明らかになった。

土地分類基本調査「鶴岡」「三瀬・温海」の土壤図（山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991）によると、解析対象地域の土壤統群には細粒強グライ土壤、中粗粒強グライ土壤、細粒グライ土壤、中粗粒グライ土壤、細粒灰色低地土壤（灰褐色系）、細粒褐色低地土壤、泥炭土壤がある。この各土壤統群に存在する化学性グループの数を表 3-5 に示した。グループは調査地点 154 点のうち 101 点が細粒強グライ土壤に存在した。グループ a, b, c, d, f は細粒強グライ土壤に最も多く存在した。すなわち、グループ a の 92%、グループ b の 59%、グループ c の 67%、グループ d の 52%、グループ f の 78%が細粒強グライ土壤で認められた。グループ e は泥炭土壤に最も多く存在し、グループ e の 59%が泥炭土壤で認められた。グループ e でも泥炭土壤に次いで細粒強グライ土壤での存在割合が高く、41%が認められた。これらの結果は鶴岡市水田土壤での主要な土壤統群が細粒強グライ土壤であるために生じたものと考えられた。中粗粒グライ土壤、細粒褐色低地土壤は解析地域での分布面積が小さかったために調査地点では認められなかった。以上のように土壤統群の分布面積は偏っており、化学性グループの空間的分布は土壤図が示す土壤統群の空間的位置とは無関係に分布することが明らかになった。



表3-5. 各土壌統群に存在する化学性グループ数と化学性グループが土壌統群に出現する割合

土壌統群	化学性グループ						サンプル数
	a	b	c	d	e	f	
細粒強グライ土壌	45 (92%)	19 (59%)	2 (67%)	15 (52%)	13 (41%)	7 (78%)	101
中粗粒強グライ土壌	2 (4%)	9 (28%)	0 (0%)	7 (24%)	0 (0%)	0 (0%)	18
細粒グライ土壌	1 (2%)	0 (0%)	1 (33%)	1 (3%)	0 (0%)	0 (0%)	3
中粗粒グライ土壌	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0
細粒灰色低地土壌 (灰褐系)	1 (2%)	2 (6%)	0 (0%)	6 (21%)	0 (0%)	1 (11%)	10
細粒褐色低地土壌	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0
泥炭土壌	0 (0%)	2 (6%)	0 (0%)	0 (0%)	19 (59%)	1 (11%)	22
サンプル数	49	32	3	29	32	9	154

土地分類基本調査「鶴岡」「三瀬・温海」の表層地質図（山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991）によると、解析対象地域の表層地質はすべて沖積堆積物であり、大部分が泥で、他に砂、砂・泥・礫・泥炭、砂礫・砂の部分がある。この各表層土壤に存在する化学性グループの数を表 3-6 に示した。グループは調査地点 154 点のうち 98 点が泥部分に存在した。グループ a, b, c, d, f は泥部分に最も多く存在した。すなわち、グループ a の 86%、グループ b の 66%、グループ c の 67%、グループ d の 59%、グループ f の 89%が泥部分で認められた。グループ e は泥・砂・礫・泥炭部分に最も多く存在し、グループ e の 72%が泥・砂・礫・泥炭部分で認められた。グループ e での泥部分での存在割合は 25%と低い値を示した。泥部分に次いでグループ数が多く認められた表層地質は砂部分であり、グループ d では泥部分での存在割合に近い 41%が砂部分に存在した。また、グループ b, c では砂部分での存在割合が泥部分での存在割合の約半分を示し、それぞれ 34%、33%が砂部分で認められた。しかしながら、化学性グループの空間的分布は表層地質図が示す表層地質の空間的位置とは無関係に分布することが示された。

鶴岡市は河成沖積平野であるため河川の土壤堆積作用を反映した地形が形成されている。河川の土壤堆積作用を示す地形面の特徴は水系網であり、河成沖積水田土壤の化学性の空間変動は水系網に依存している可能性がある。そこで、水系網を抽出して集水域を求める地形解析が必要であると考えられた。前述の既存の土地分類図は建設省国土地理院から刊行されている「数値地図 50 m メッシュ（標

表3-6. 各表層地質に存在する化学性グループ数と化学性グループが表層地質に出現する割合

表層地質	化学性グループ						サンプル数
	a	b	c	d	e	f	
泥	42 (86%)	21 (66%)	2 (67%)	17 (59%)	8 (25%)	8 (89%)	98
砂	7 (14%)	11 (34%)	1 (33%)	12 (41%)	0 (0%)	0 (0%)	31
泥・砂・礫・泥炭	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	23 (72%)	1 (11%)	24
砂礫・砂	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	1 (3%)	0 (0%)	1
サンプル数	49	32	3	29	32	9	154

高)」をもとにつくられている。「数値地図 50 m メッシュ (標高)」のデータをもとに鶴岡市の高位デルタ地帯 (河間低地) の地形解析を行い、求められた等高線地図と鳥瞰図を図 3-4 に示した (板垣 2000)。図 3-4 は鶴岡市の一部について示したものであるが、明確な水系網は抽出できず、集水域を分類することができなかった。

「数値地図 50 m メッシュ (標高)」は公称約 1 m の垂直分解能である。そのため、高位デルタ地帯 (河間低地) での水系網のように標高差の小さい微地形の特徴を示すことができないと考えられた。そこで、GPS を用いたキネマティック測量を行い、標高を数 cm の精度で測量し、微地形の特徴を 0.01 m の垂直分解能で解析した。GPS 測量の結果から求められた等高線地図と鳥瞰図を図 3-4 で示された部分と同一地域について図 3-5 に示した (板垣 2000)。図 3-5 の等高線地図と鳥瞰図では Y 座標の 700m 付近に X 座標方向へ続く凹部分が認められた。この連続した凹部分は図 3-4 の等高線地図および鳥瞰図では認められなかった。そこで、GPS を用いたキネマティック測量により測定された測量データから水系網を抽出して集水域を求める地形解析を行った。

#### 3-4. 水系網から求められた地形区分地域

鶴岡市水田土壌の連続した微地形の変化は河川により遮断されている。そのため、初めに河川を境界にして集水域を流域 A, B, C に分けた (図 3-6)。流域 A は大山川の右岸で赤川との間の地域、流域 B は大山川の左岸の地域、流域 C は大山川と大戸川との間の地域であ

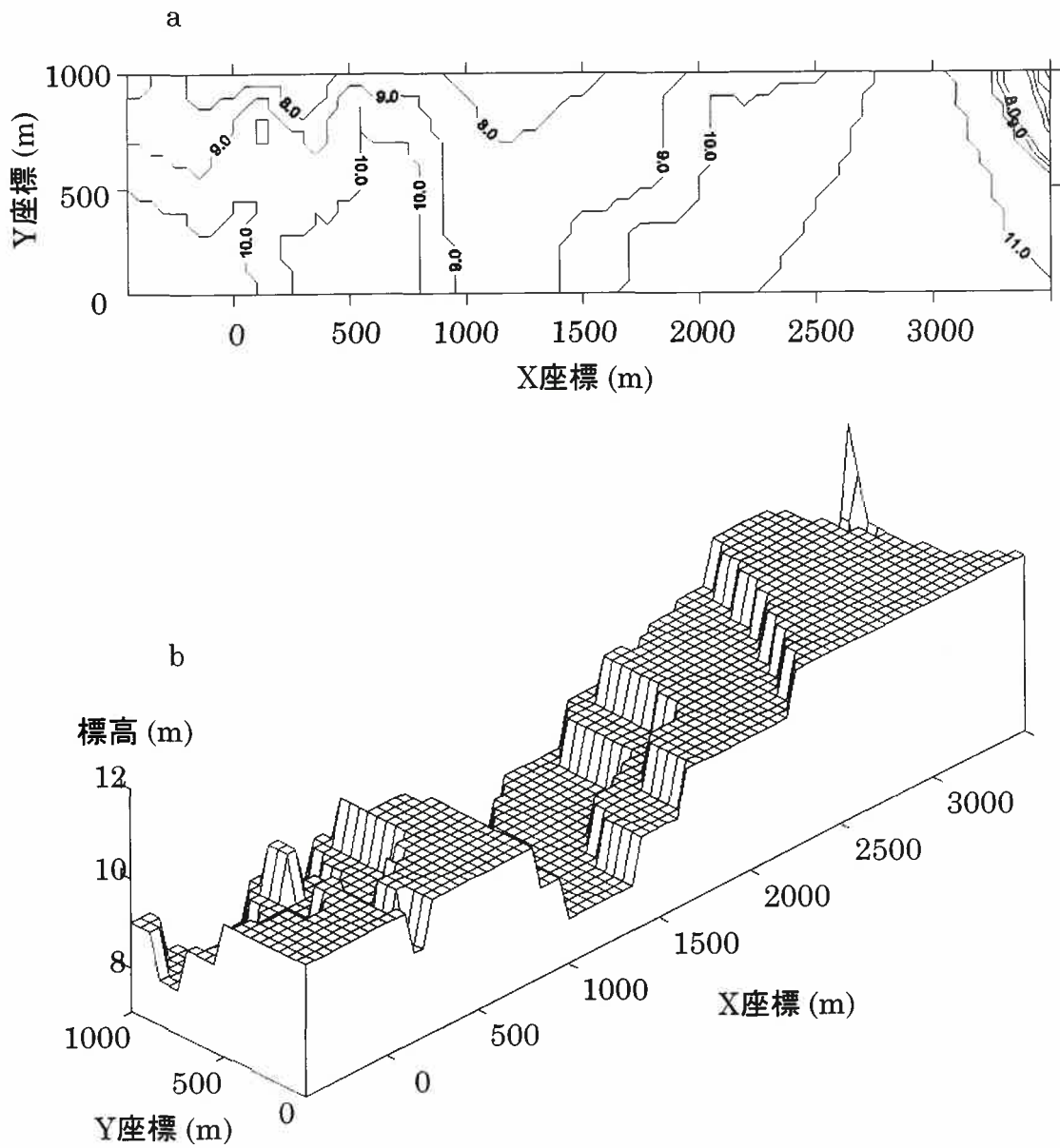


図3-4. 数値地図から求めた等高線地図(a)と鳥瞰図(b)

(板垣 2000により作成されたものを引用)

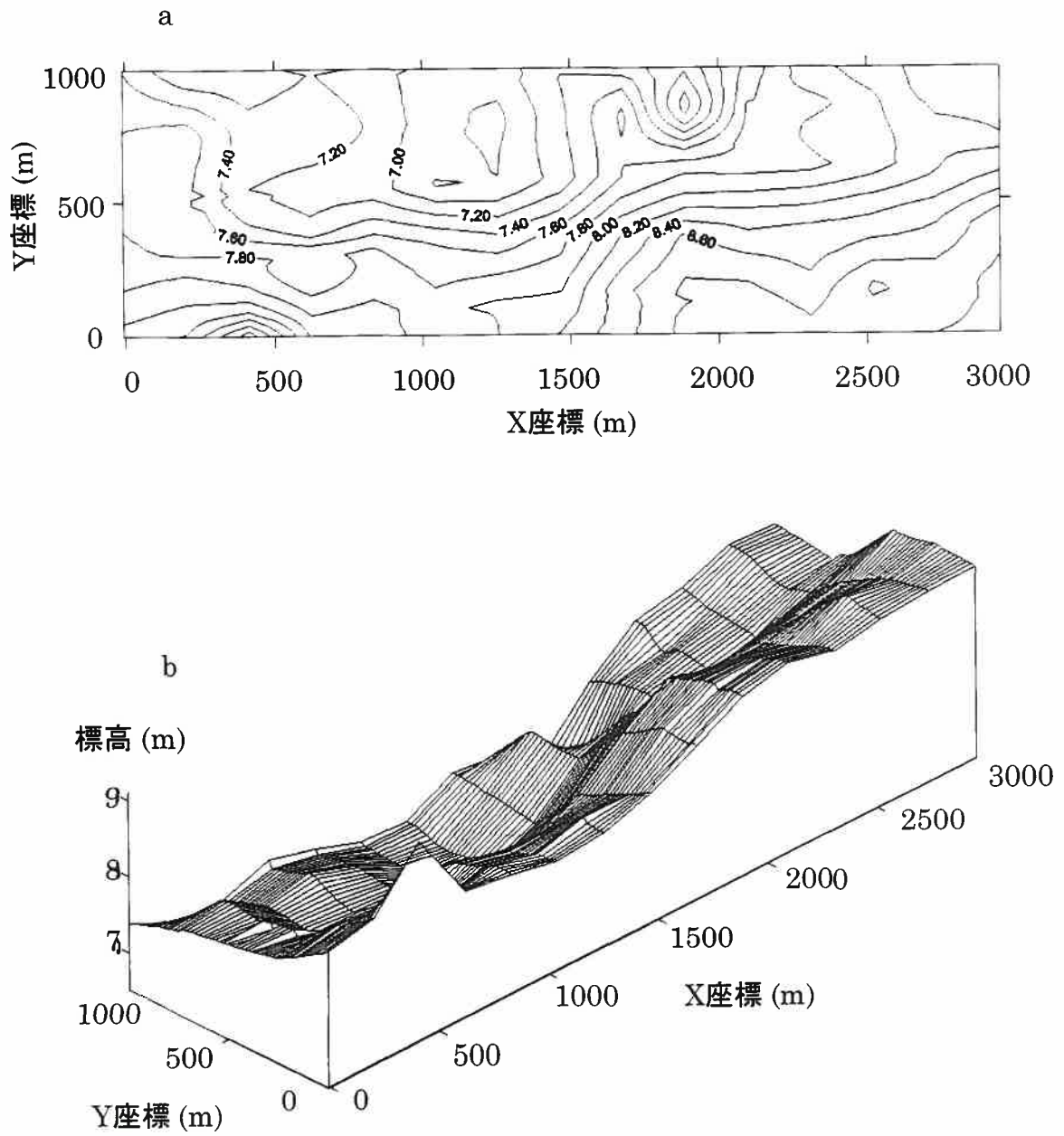


図3-5. GPS測量結果から求めた等高線地図(a)と鳥瞰図(b)  
 (板垣 2000により作成されたものを引用)

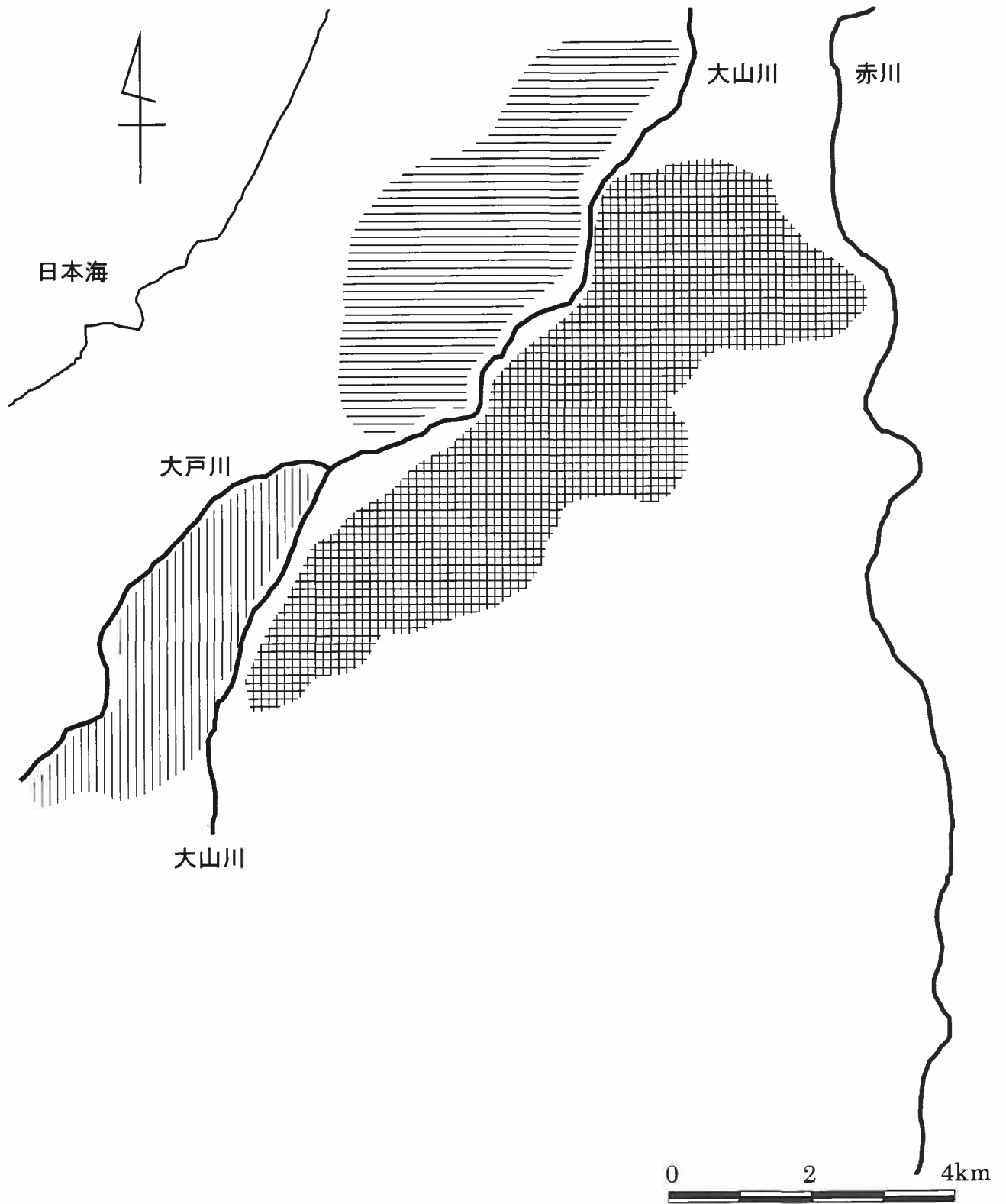





図3-6. 河川により区分された集水域

 : 流域A、
  : 流域B、
  : 流域C

(板垣 2000より引用)

る。水系網抽出プログラムを用いて、GPS 測量で測定した緯度、経度、標高から各流域内の水系網を抽出し、求められた 8 つの集水域を地形区分地域、流域 A-1、流域 A-2、流域 A-3、流域 A-4、流域 B-1、流域 B-2、流域 B-3、流域 C-1 とした (図 3-7) (板垣 2000)。各地形区分地域の大きさは直径 5~6 km の円で囲まれる範囲内であった。第二章より、土壌の化学性の空間変動には空間依存性があることが明らかにされ、空間依存性の指標値より、pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度の空間依存性が及ぶ範囲は直径 5~6 km であることが示されている。土壌の化学性に空間依存性がある場合、空間依存性の影響が及ぶ範囲内では空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能である (Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000)。これらことは、地形区分地域の大きさが空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能な範囲であることを示す。精密農業において圃場管理モデルを設定するためには、土壌をグループ化して各グループごとの管理モデルを検討することが有益な方法となる。圃場の空間変動に対応した圃場管理モデルを設定するためには、空間依存性が及ぶ範囲ごとに管理モデルを検討する必要がある。以上のことから、水系網から求められた地形区分地域は圃場管理モデルを設定する地域として適当な単位となると考えられた。

流域 A-1 全体と流域 A-2 の一部にあたる地域には赤川から大山川方向に向かって脈状に谷が形成されている。そのため、この地域は赤川の土砂の運搬作用が起こっていた赤川氾濫原と考えられている



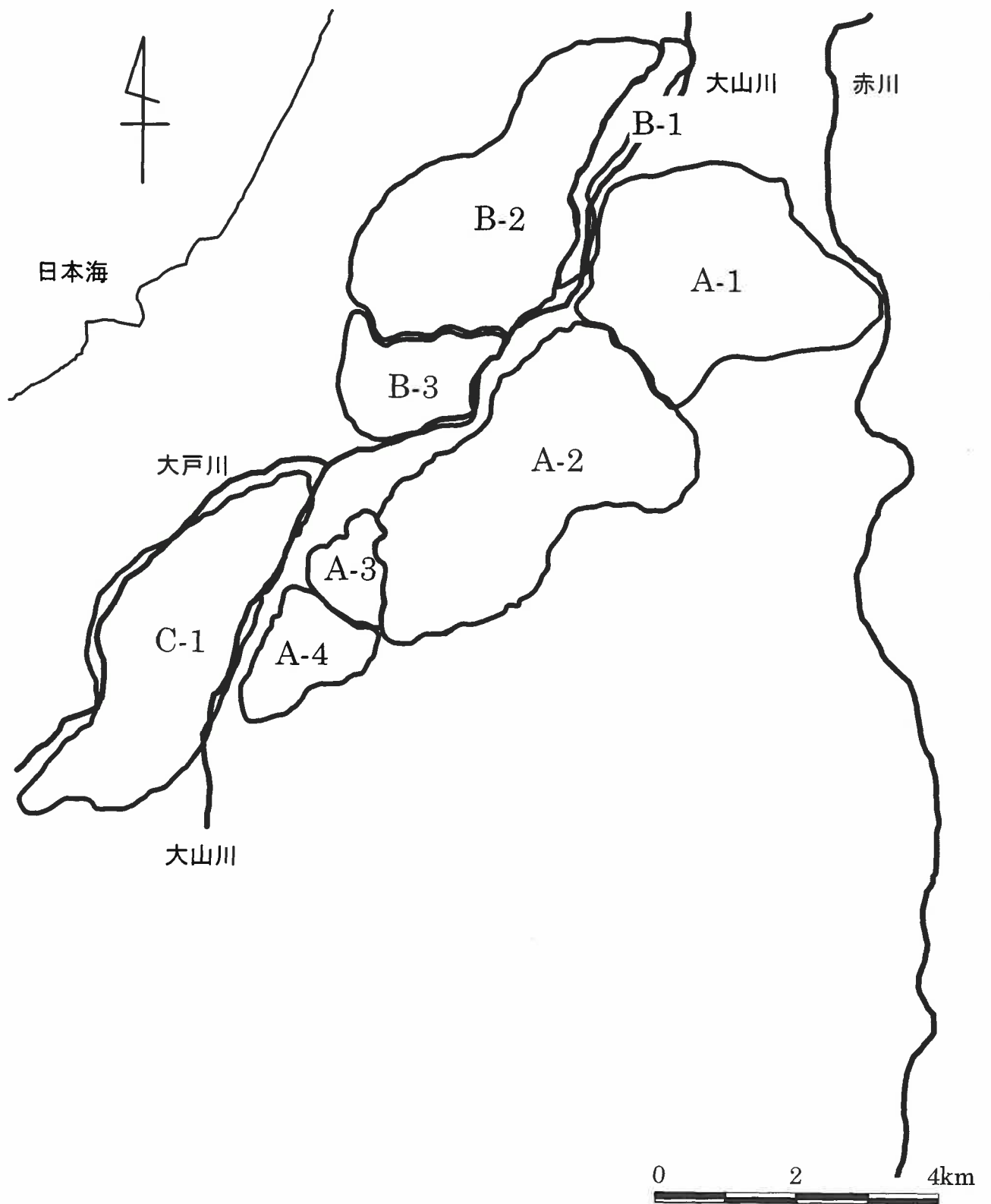


図3-7. 水系網から求められた地形区分地域

(板垣 2000より引用)

(地主 1955; 斎藤 1957; 鶴岡市役所 1959; 長井 1982)。特に、流域 A-1 にあたる地域は大正～昭和時代に赤川洪水による浸水の記録があり(国土交通省酒田工事事務所 2001)、赤川が表層土壌の堆積に影響を与えた地域であると考えられる。また、流域 A-4、流域 C-1 にあたる地域は地形分類図(山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991)により大山川、大戸川の谷底平野・氾濫原に区分されている地域である。大正～昭和時代の洪水の記録によれば、流域 A-4 は大山川の洪水の影響を受けた地域であり、流域 C-1 は大山川の洪水の影響を受けた地域と大戸川の洪水の影響を受けた地域を含む(八沢川土地改良区史編纂委員会 1997)。流域 A-3、流域 B-1、流域 B-2、流域 B-3 の表層土壌の堆積に関する資料はないが、鶴岡市水田土壌は河成沖積土壌であるためいずれかの河川の影響を受けていると考えられる。

### 3-5. 地形区分地域と化学性グループの関係

地形区分地域と化学性グループの空間的分布を図 3-8 に示した。また、各地形区分地域に存在する各グループの数とその割合を表 3-7 に示した。サンプル数の最も少ない流域 B-1 を除いて、各地形区分地域に 60%以上存在するグループが一つずつ認められた。流域 A-1、流域 A-3、流域 B-3 には主にグループ a が存在し、流域 A-1 での存在割合は 73%、流域 A-3 での存在割合は 75%、流域 B-3 での存在割合は 100%であった。これらの地域の土壌はグループ a の化学性の特徴を持つと考えられた。同様に、流域 A-2 には主にグルー

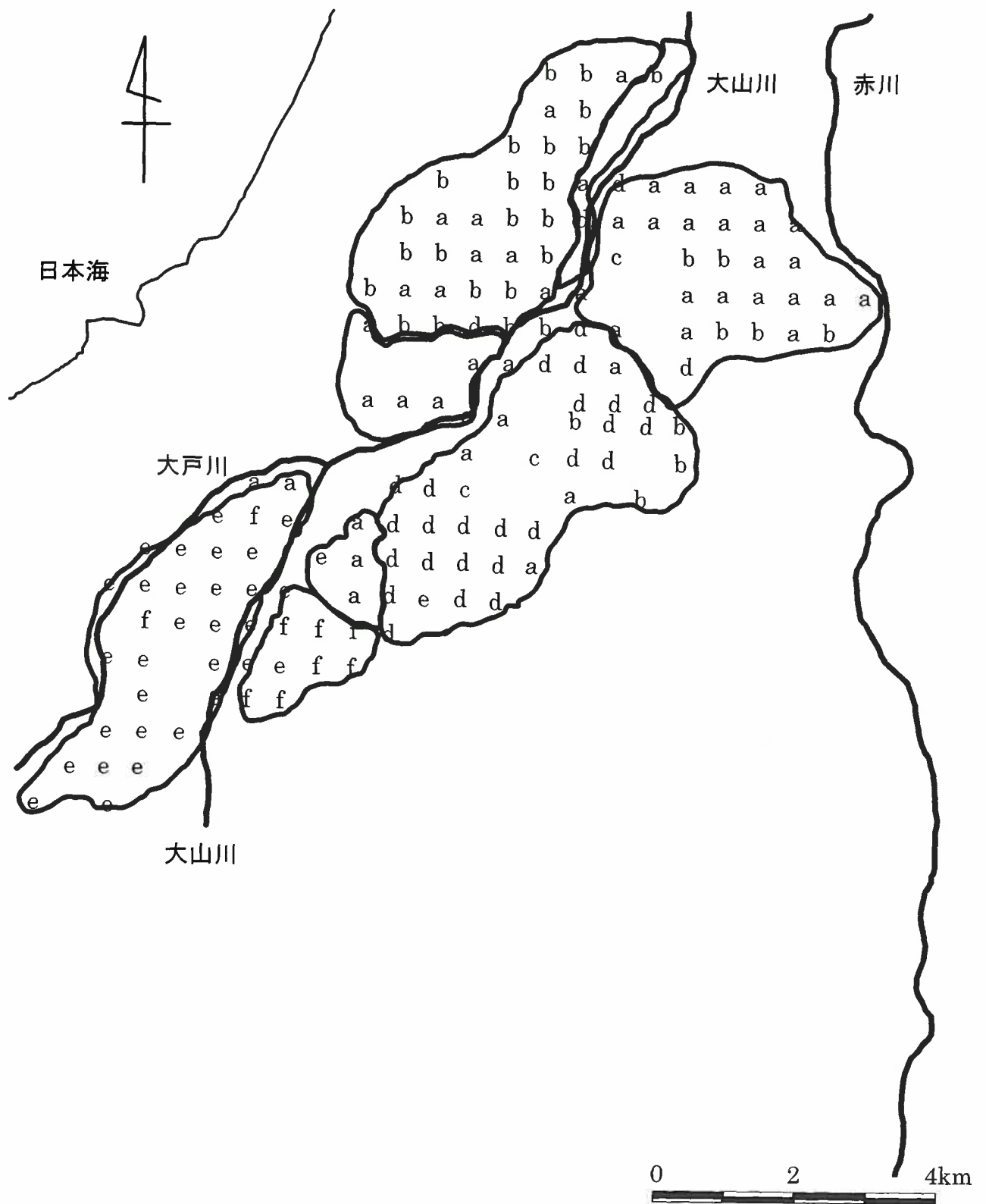


図3-8. 地形区分地域と土壌の化学性グループの空間的分布

(板垣 2000より引用)

表3-7. 各地形区分地域に存在する化学性グループの数とその割合

化学性グループ	地形区分地域										サンプル数
	A-1	A-2	A-3	A-4	B-1	B-2	B-3	C-1			
a	22 (73%)	6 (15%)	3 (75%)	0 (0%)	1 (33%)	9 (29%)	6 (100%)	2 (6%)			49
b	5 (17%)	5 (13%)	0 (0%)	0 (0%)	1 (33%)	21 (68%)	0 (0%)	0 (0%)			32
c	1 (3%)	2 (5%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)			3
d	2 (7%)	25 (64%)	0 (0%)	0 (0%)	1 (33%)	1 (3%)	0 (0%)	0 (0%)			29
e	0 (0%)	1 (3%)	1 (25%)	3 (30%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	27 (87%)			32
f	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	7 (70%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	2 (6%)			9
サンプル数	30	39	4	10	3	31	6	31			154

一つの地形区分地域内で60%以上存在する化学性グループは口で囲んだ。

グループ d が存在し、その存在割合は 64%であった。流域 A-4 にはグループ f が 70%の割合で存在していた。流域 B-2 にはグループ b が 68%の割合で存在していた。流域 C-1 にはグループ e が 87%の割合で存在していた。これらの各地域の土壌は主に存在するグループの化学性の特徴を持つと考えられた。

各地形区分地域の土壌の化学性の平均値を表 3-8 に示した。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数が最も高い値を示したグループ e(表 3-3)の化学性の特徴を持つと考えられる流域 C-1 の CEC は  $29.6 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量は  $3.15 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は  $3.30 \text{ g kg}^{-1}$  であり、他の地形区分地域の CEC が  $12.9 \sim 27.3 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量が  $1.88 \sim 3.08 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数が  $1.59 \sim 3.01 \text{ g kg}^{-1}$  であるのと比較して最も高い値を示した。グループ e に次いで CEC、全窒素量、リン酸吸収係数が高い値を示したグループ f(表 3-3)の化学性の特徴を持つと考えられる流域 A-4 の CEC は  $27.3 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は  $3.01 \text{ g kg}^{-1}$  であり、流域 C-1 に次いで CEC とリン酸吸収係数が高い値を示した。しかしながら、流域 A-4 の全窒素量は  $2.78 \text{ g kg}^{-1}$  であり、流域 A-3 の全窒素量が  $3.08 \text{ g kg}^{-1}$ 、流域 B-3 の全窒素量が  $2.95 \text{ g kg}^{-1}$  であるのと比較して低い値を示した。さらに、グループ a の化学性の特徴を持つと考えられる流域 A-1、流域 A-3、流域 B-3 の CEC は 16.3, 16.9,  $14.7 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量は 2.37, 3.08,  $2.95 \text{ g kg}^{-1}$ 、リン酸吸収係数は 1.83, 2.27,  $2.22 \text{ g kg}^{-1}$  であり、グループ b, d の化学性の特徴を持つと考えられる流域 A-2、流域 B-2 の CEC が 12.9,  $14.2 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1}$ 、全窒素量が 2.09,

表3-8. 各地形区分地域の土壌の化学性の平均値の差の検定

地形区分地域	サンプル数	pH (1 : 2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
A-1	30	5.0 bc	16.3 b	2.37 abcd	1.83 bc
A-2	39	5.4 ab	12.9 b	2.09 cd	1.68 bc
A-3	4	5.1 bc	16.9 b	3.08 ab	2.27 b
A-4	10	5.1 bc	27.3 a	2.78 abcd	3.01 a
B-1	3	5.6 a	17.3 b	1.88 d	1.70 bc
B-2	31	5.1 bc	14.2 b	2.15 bcd	1.59 c
B-3	6	5.0 c	14.7 b	2.95 abc	2.22 b
C-1	31	5.0 c	29.6 a	3.15 a	3.30 a

地形区分地域	交換性Ca量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Mg量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Na量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性K量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	塩基飽和度 (%)
A-1	1.22 b	0.22 b	0.07 bc	0.19 bc	54.6 a
A-2	1.05 b	0.19 b	0.12 ab	0.21 ab	62.1 a
A-3	1.25 b	0.27 b	0.09 bc	0.15 bcd	56.3 a
A-4	2.07 a	0.63 a	0.15 a	0.28 a	63.2 a
B-1	1.24 b	0.26 b	0.07 bc	0.10 cd	50.9 a
B-2	0.93 b	0.17 b	0.06 c	0.07 d	47.7 a
B-3	1.33 b	0.24 b	0.07 bc	0.11 cd	63.0 a
C-1	2.25 a	0.69 a	0.10 abc	0.11 cd	60.0 a

各列の数字は化学性の平均値を示す。  
各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

2.15 g kg<sup>-1</sup>、リン酸吸収係数が 1.68, 1.59 g kg<sup>-1</sup>であるのと比較して高い値を示した。これらのことは、土壤の化学性の空間的分布が地形区分地域に対応していることを示唆する。

### 3-6. 土壤の化学性の空間変動の成立要因

鶴岡市水田土壤の粘土鉱物組成は第二章で論議したように、すべての土壤でスメクタイトを主要粘土鉱物とし、すべての土壤でカオリン鉱物と 2:1~2:1:1 型中間種鉱物を含む。また、クロライト存在量の違いから 3 つの粘土鉱物組成型、すなわち、クロライトを含まない粘土鉱物組成の A タイプ、わずかにクロライトを含む粘土鉱物組成の B タイプ、明らかにクロライトを含む粘土鉱物組成の C タイプに分けられた (表 2-2)。この 3 つの粘土鉱物組成型の空間的分布を図 2-3 に示し、各地形区分地域に存在する粘土鉱物組成型の数を表 3-9 に示した。流域 C-1 には A タイプの粘土鉱物組成の土壤がすべて (3 土壤)、B タイプの粘土鉱物組成の土壤が 3 土壤、C タイプの粘土鉱物組成の土壤が 1 土壤認められた。流域 A-4 には B タイプの粘土鉱物組成の土壤のみが 2 土壤認められた。B タイプの粘土鉱物組成は流域 A-2 に 1 土壤が認められた。流域 A-2 の他の土壤は C タイプの粘土鉱物組成であった。流域 C-1、流域 A-4、流域 A-2 以外の地形区分地域では C タイプの粘土鉱物組成の土壤のみが認められた。

流域 A-4 と流域 C-1 の表層土壤の堆積は大山川または大戸川の影響を受けたと考えられている (山形県企画調整部土地対策課 1978,

表3-9. 各地形区分地域に存在する粘土鉱物組成型数

地形区分地域	粘土鉱物組成型*		
	Aタイプ	Bタイプ	Cタイプ
A-1	0	0	8
A-2	0	1	6
A-3	0	0	1
A-4	0	2	0
B-1	0	0	0
B-2	0	0	2
B-3	0	0	2
C-1	3	3	1
D-1	0	0	5

\*粘土鉱物組成型のAタイプはクロライトを含まない土壤、Bタイプはわずかにクロライトを含む土壤、Cタイプは明らかにクロライトを含む土壤である（表2-2 参照）。



1991; 八沢川土地改良区史編纂委員会 1997)。そのため、これらの地形区分地域の表層土壌は他の地形区分地域の表層土壌と比較して大山川と大戸川の上流地質に含まれる凝灰岩（神保 1960; 田川村史をつくる会 1996; 八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）の影響を最も強く受け、クロライトをほとんど含まないスメクタイトを主要粘土鉱物とする土壌（AまたはBタイプの粘土鉱物組成）になったと考えられた。

第二章で論議したように、粘土鉱物量が多い土壌、粘土鉱物の中で2:1型粘土鉱物の割合が高い土壌、有機物量の多い土壌ほどCECと全窒素量は高くなる。また、粘土鉱物量が多い土壌、有機物量が多い土壌ほどリン酸吸収係数は高くなる。したがって、2:1型粘土鉱物であるスメクタイトを主要粘土鉱物とする流域A-4と流域C-1の土壌は他の地形区分地域と比較してCEC、全窒素量、リン酸吸収係数が最も高くなったと考えられる。また、流域A-4の表層土壌の堆積は大山川の影響を受けたと考えられ、流域C-1の表層土壌の堆積は大山川と大戸川の影響を受けたと考えられている（八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。大山川の上流地質は花崗岩類を含み、大戸川の上流地質は花崗岩類を含まない（神保 1960; 田川村史をつくる会 1996; 八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。このような理由から、流域C-1は流域A-4よりも凝灰岩の影響を強く受け、CECとリン酸吸収係数が高くなったと考えられた。これらのことは、地形区分地域で異なる土壌の化学性の特徴は上流地質の影響を受けていることを示唆するものである。しかしながら、流域A-1、流域

A-3、流域 B-3 が流域 A-2、流域 B-2 よりも CEC、全窒素量、リン酸吸収係数が高くなった理由は明らかではない。

以上のことから、鶴岡市水田土壌における地形区分地域に対応した土壌の化学性の空間的分布は上流地質と関係することが明らかになった。微地形を解析し、水系網から求められた地形区分地域は、水田の存在する地形面の特徴を示すと考えられる。したがって、水系網から求められた地形区分地域は上流地質と水田の存在する地形面の特徴を反映するものであると考えられた。河成沖積水田土壌の粘土鉱物組成、粘土鉱物量、有機物量は上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史に支配される（庄子ら 1973a, b, c; 三枝ら 1975a; 三枝ら 1975b, c, 1976a, b; 庄子ら 1975a, b, c; 安藤・庄子 1977）。すなわち、河成沖積水田土壌の化学性の空間的分布は上流地質と水田の存在する地形面の特徴に支配される。本研究で土壌の化学性の空間的分布が地形区分地域に対応したのは、水系網から求められた地形区分地域が土壌の化学性の空間的分布を支配する上流地質および水田の存在する地形面の特徴を反映するものであったためと考えられた。

#### 4. 要約

河成沖積水田土壌の化学性の空間変動の成立要因には上流地質、水田の存在する地形面の特徴、地形発達史を考慮する必要がある。第二章では、鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動は上流地質の影響

または栽培技術の影響を受けることが示唆された。そこで、鶴岡市水田土壌の地形の特徴と土壌の化学性の空間変動との関係を、既存の地形図および近年板垣（2000）により提示された微地形図との比較により検討した。

- (1) 土壌の化学性の空間的分布は既存の土地分類図（地形分類図、土壌図、表層地質図）との関係が認められなかった。
- (2) 鶴岡市水田土壌の微地形を解析し、水系網から求められた地形区分地域は土壌の化学性の空間的分布と対応した。これは、河成沖積水田土壌の地形区分地域が上流地質と水田の存在する地形面の特徴を反映するものであり、土壌の化学性の空間的分布が上流地質と水田の存在する地形面の特徴に支配されているためと考えられた。
- (3) 各地形区分地域の大きさは直径 5～6 km の円で囲まれる範囲内であり、土壌の化学性の空間依存性が及ぶ範囲と一致した。これは、地形区分地域の大きさが空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能な範囲であることを示す。したがって、水系網から求められた地形区分地域は圃場管理モデルを設定する地域として適当な単位となると考えられた。

## 第四章 衛星リモートセンシングによる水稻生育の空間変動の推定

### 1. 序論

精密農業の構築には（１）作物の生育予測に必要な圃場の特性を示す情報、すなわち圃場の空間変動を認識した情報（２）圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデル（３）モデルと情報を結びつけるための情報管理システムが必要である（Bell et al. 1995; Hartkamp et al. 1999）。第二章と第三章では、圃場の空間変動を認識した情報を得るための方法として、鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動と空間変動の成立要因を検討した。そして、水系網から求められた地形区分地域が上流地質および地形の特徴を反映し、土壌の化学性の空間的分布と対応することを示唆した。

水稻の生育の空間変動を推定し、その後の生育を予測することは、適切な時期に適切な量の施肥を行うための圃場管理モデルを作成するために必要である。衛星リモートセンシングは人工衛星を利用して物体や現象に関する遠隔地の情報を取得する技術であり、広域性、反復性、継続性、定期性、精度の均一性を持つデータが得られる（武内・恒川 1994; 日本リモートセンシング研究会 1996）。衛星リモートセンシングのデータは植生の解析に利用することができ、作物の作付け面積、生育、収量が空間的および経時的に推定できる（NASA 1979, 1981, 1982; Liu et al. 1990）。したがって、衛星リ

モートセンシングのデータを水田の植生の解析に利用することで、水稲の生育・収量の空間変動を経時的に推定または予測できると考えられた。植生量の指標として最もよく使われているのは NDVI であり、植生量が大きいほどまたはクロロフィル含量が多いほど NDVI は高くなる。

空間的に分布した特性値を調べる場合、対象とする地域のすべての地点で調査することは不可能である。そのため、調査地点の情報から調査していない地点の情報を推定する必要がある。土壌の化学性に空間依存性がある場合、空間依存性の影響が及ぶ範囲内では空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能である (Trangmar et al. 1985; Goovaerts 1999; 矢内・小崎 2000)。第二章より、土壌の化学性の空間変動には空間依存性が認められた。第三章より、水系網から求められた地形区分地域の大きさは直径 5 ~ 6 km の円で囲まれる範囲内であり、土壌の化学性の空間依存性が及ぶ範囲と一致した。したがって、水稲の生育の空間変動を推定するためには地形区分地域ごとの水稲の生育を把握することが必要であると考えられた。

そこで本章では、各地形区分地域における水田の NDVI と水稲の生育の関係を検討し、地形区分を用いて水田の NDVI から水稲の生育の空間変動を推定する方法を検討した。

## 2. 材料および方法

### 2-1. 1999 年

#### 2-1-1. 供試圃場

鶴岡市の農家の水稻栽培圃場から 35 圃場を供試した。この供試圃場は第二章で粘土鉱物組成の同定に供試した土壌の採取圃場と同一のものであり、第五章の 1999 年供試圃場と同一のものである。供試圃場の分布を図 2-2 に示した。

#### 2-1-2. 栽培管理

水稻は山形県の主要栽培品種であるはえぬき（山形県農林水産部農畜産振興課 2001）を供試した。供試圃場への水稻移植は各供試圃場農家慣行で行った。供試圃場農家への聞き取り調査より、移植日は 5 月 3 日～5 月 14 日であり、平均すると 5 月 9 日であった。圃場内の試験区の水稲は 5 月 18 日に移植した。以下、移植後日数は試験区の水稲移植日（5 月 18 日）から計算する。試験区への移植は苗質、植え込み本数、植付け深度をそろえるため手植えで行った。栽植密度、施肥管理、水管理、雑草や害虫防除などの栽培方法は各圃場の農家慣行に従った。

#### 2-1-3. 試料採取および分析方法

水稻茎数は 6 月 7 日、6 月 17 日、6 月 27 日（移植 20 日後、30 日後、40 日後）に 1 圃場につき 10 株ずつ計測した。水稻は茎数計

測日に 1 圃場につき 10 株ずつ採取し、通風乾燥機により 80 °C で 48 時間乾燥し、乾物重を測定した（河野 1983）。収穫期（9 月 8 日）に穂数と精玄米収量を調査した。

## 2-2. 2000 年

### 2-2-1. 供試圃場

1999 年と同様である。

### 2-2-2. 栽培管理

水稻ははえぬきを供試した。供試圃場の水稻栽培管理はすべて各供試圃場農家慣行で行った。供試圃場農家への聞き取り調査より、移植日は 5 月 6 日～5 月 20 日であり、平均すると 5 月 12 日であった。

### 2-2-3. 試料採取および分析方法

各供試圃場で生育調査株を設定し、試験区とした。水稻の茎数と草丈は 5 月 31 日、6 月 12 日、6 月 19 日、6 月 28 日、7 月 21 日、8 月 3 日に 1 圃場につき 10 株ずつ計測した。草丈は 8 月 10 日にも 1 圃場につき 10 株ずつ計測した。水稻の葉色は 7 月 21 日、8 月 3 日、8 月 10 日、8 月 22 日に SPAD(葉緑素計 SPAD-502, MINOLTA) と葉色板 (Fujihira Industry) で測定した。収穫期 (9 月 8 日) に穂数と精玄米収量を調査した。

## 2-3. NDVI

使用した衛星画像データは宇宙開発事業団提供の LANDSAT の TM (Thematic Mapper) センサと SPOT (Systeme Probatoire d'Observation de la Terre) の HRV (High Resolution Visible) センサによるものである。1999年と2000年の水稲栽培期間中で雲量が少ない画像データを解析に使用した。使用した衛星画像データを表4-1に示した。地上分解能はLANDSAT TMが30mであり、SPOT HRVが20mである。観測幅はLANDSAT TMが185kmであり、SPOT HRVが60kmである。画像データは幾何補正を行い(日本リモートセンシング研究会1998)、各画像データの近赤外域と赤色域のバンドの反射値からNDVIを求めた(NDVIの算出方法は第一章を参照)。

## 2-4. 統計解析

相関分析、分散分析はSASを用いた(SAS Institute 1988; 高橋ら1989; 市川ら1993)。

## 3. 結果および論議

### 3-1. 地形区分地域と水田のNDVIの関係

#### 3-1-1. 水稲の生育初期について

1999年の5月13日のLANDSAT画像から求められたNDVI、6月14日のLANDSAT画像から求められたNDVI、6月21日のSPOT



表4-1. 使用した衛星画像データ

撮影年月日	衛星名	センサ名	シーン番号
1999年5月13	LANDSAT 5	TM	108-33
1999年6月14	LANDSAT 5	TM	108-33
1999年6月21日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
1999年7月7日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
1999年8月1日	LANDSAT 5	TM	108-33
1999年8月2日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
2000年5月30日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
2000年6月15日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
2000年6月16日	LANDSAT 5	TM	108-33
2000年7月21日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
2000年8月3日	LANDSAT 5	TM	108-33
2000年8月5日	SPOT 2	HRV-HX	329-272
2000年8月14日	SPOT 4	HRVIR-XI	329-272
2000年8月19日	LANDSAT 5	TM	108-33

画像から求められた NDVI、2000 年の 5 月 30 日の SPOT 画像から求められた NDVI、6 月 15 日の SPOT 画像から求められた NDVI、6 月 16 日の LANDSAT 画像から求められた NDVI に対する第三章で求められた地形区分の影響を検討した（表 4-2-1、表 4-2-2）。各 NDVI はそれぞれ地形区分地域間で有意水準 0.1%の有意な差が認められた。1999 年の 5 月 13 日、6 月 14 日、6 月 21 日、2000 年の 5 月 30 日、6 月 15 日、6 月 16 日の各地形区分地域の NDVI 平均値を表 4-3 に示した。1999 年 5 月 13 日の NDVI はどの地形区分地域の平均値もマイナスを示した。水面での NDVI はマイナスを示すため（Hoffer and Johannsen 1969; Lindenlaub 1976; 武内・恒川 1994）、1999 年 5 月 13 日の鶴岡市水田は水稻よりも田面水の被覆割合が高かったために NDVI がマイナスを示したと考えられた。

1999 年 5 月 13 日で NDVI の平均値が有意に最も高い値を示した地形区分地域は流域 C-1 であり、次いで流域 A-4 が高い値を示した（表 4-3）。NDVI の平均値が有意に最も低い値を示した地形区分地域は流域 A-1、流域 B-1 であり、次いで流域 A-2、流域 B-2 が低い値を示した。2000 年 5 月 30 日で NDVI の平均値が有意に最も高い値を示した地形区分地域は流域 C-1、流域 A-4 であった。NDVI の平均値が有意に最も低い値を示した地形区分地域は流域 A-1 であり、次いで流域 A-2、流域 B-2 の順で低い値を示した。

供試圃場農家への聞き取り調査により、1999 年の移植日は 5 月 3 日～5 月 14 日であり、平均で 5 月 9 日、2000 年の移植日は 5 月 6 日～5 月 20 日であり、平均で 5 月 12 日であった。そのため、1999

表4-2-1. 1999年の6月以前（水稻生育初期）の各衛星画像から求められたNDVIに対する地形区分の影響

1. 1999年5月13日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	5.05	0.7210	341	0.0001
誤差	27502	58.2	0.0021		
全体	27509	63.2			

2. 1999年6月14日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	3.20	0.4575	324	0.0001
誤差	27373	38.62	0.0014		
全体	27380	41.82			

3. 1999年6月21日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	8.2	1.1690	301	0.0001
誤差	78528	304.7	0.0039		
全体	78535	312.9			

表4-2-2. 2000年の6月以前（水稻生育初期）の各衛星画像から求められたNDVIに対する地形区分の影響

4. 2000年5月30日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	24.2	3.4622	1493	0.0001
誤差	62786	145.6	0.0023		
全体	62793	169.9			

5. 2000年6月15日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	2.7	0.3839	139	0.0001
誤差	68617	190.0	0.0028		
全体	68624	192.7			

6. 2000年6月16日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	5.25	0.74965	762	0.0001
誤差	20188	19.87	0.00098		
全体	20195	25.11			

表4-3. 1999年、1999年、2000年の水稻生育初期における各地形区分地域のNDVI平均値の差の検定

5月13日 (LANDSAT) <sup>a</sup>			6月14日 (LANDSAT)			6月21日 (SPOT)		
地形区分地域	NDVI <sup>b</sup>	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数
C-1	-0.0100 a	6009	C-1	0.1207 a	6296	A-4	0.3135 a	4121
A-4	-0.0274 b	1425	A-4	0.1192 a	1470	C-1	0.3124 a	16053
B-3	-0.0295 b	1763	A-3	0.1130 b	919	A-1	0.3073 b	16206
A-3	-0.0303 b	960	A-1	0.1052 c	5708	A-3	0.3047 b	2458
B-2	-0.0376 c	5132	B-3	0.1034 c	1797	B-3	0.2989 c	4668
A-2	-0.0410 c	5720	B-1	0.1016 cd	679	A-2	0.2967 c	18261
B-1	-0.0471 d	682	A-2	0.0988 d	5575	B-1	0.2966 c	1885
A-1	-0.0472 d	5819	B-2	0.0902 e	4937	B-2	0.2839 d	14884
2. 2000年								
5月30日 (SPOT)			6月15日 (SPOT)			6月16日 (LANDSAT)		
地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数
C-1	0.1420 a	13692	B-1	0.0955 a	1669	C-1	0.1021 a	4286
A-4	0.1409 a	3415	A-3	0.0879 b	2295	A-4	0.0936 b	843
B-3	0.1277 b	3948	A-4	0.0873 b	3683	A-3	0.0877 c	407
A-3	0.1266 b	2130	C-1	0.0854 b	14716	B-1	0.0845 c	575
B-1	0.1154 c	1553	B-3	0.0783 c	4103	B-3	0.0684 d	1210
B-2	0.1118 d	11510	A-1	0.0754 cd	14260	B-2	0.0660 de	4218
A-2	0.1007 e	13353	A-2	0.0735 d	15017	A-2	0.0638 ef	4134
A-1	0.0901 f	13193	B-2	0.0722 d	12882	A-1	0.0619 f	4523

<sup>a</sup> 観測日 (観測衛星名)

<sup>b</sup> 各地形区分地域のNDVIの平均値。  
各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

年の 5 月 13 日は水稻の移植期にあたり、2000 年の 5 月 30 日は水稻の生育極初期にあたり、分けつが開始されていない。したがって、この時期の水田の NDVI が高くなる原因として、圃場的水稻の植え込み本数が多いこと、栽植密度が高いこと、葉令の進んだ苗を移植すること等の移植時の栽培条件が考えられる。鶴岡市の水稲栽培農家では播種や移植を機械で行っているために植え込み本数や栽植密度に大きな差が生じることはない。農家への聞き取り調査の結果、流域 C-1 の北側半分を占める菱津地区では地区内の水田の 40% が葉令 5.0 以上の成苗を移植していることが明らかになった。これらのことは、流域 A-4、流域 C-1 の移植時の栽培条件には他の地形区分地域と比較して NDVI を高くする要因があることを示唆する。

1999 年の 6 月 14 日の NDVI と 6 月 21 日の NDVI は流域 A-4 での平均値と流域 C-1 での平均値が有意に最も高い値を示した。2000 年の 6 月 15 日の NDVI は流域 B-1 での平均値が有意に最も高い値を示し、次いで流域 A-3、流域 A-4、流域 C-1 での平均値が高い値を示した。2000 年の 6 月 16 日の NDVI は流域 C-1 での平均値が有意に最も高い値を示し、次いで流域 A-4 での平均値が有意に高い値を示した。以上のことから、流域 A-4、流域 C-1 での 6 月の水田の NDVI は 1999 年、2000 年ともに他の地形区分地域と比較して大きいことが明らかになった。流域 A-4、流域 C-1 は 1999 年 5 月 13 日と 2000 年 5 月 30 日での NDVI も他の地形区分地域と比較して高い値を示していることから、移植時の水田の NDVI を高くする栽培条件は水稻の初期生育を促進し、生育初期の水田の NDVI を高めたと

考えられた。

一方、1999年の6月14日のNDVIと6月21日のNDVIは流域B-2での平均値が有意に最も低い値を示し、次いで流域A-2、流域B-1での平均値が低い値を示した。2000年の6月15日のNDVIは流域B-2、流域A-2、流域A-1の平均値の順で低い値を示した。2000年の6月16日のNDVIは流域A-1、流域A-2、流域B-2の平均値の順で低い値を示した。以上のことから、流域A-2、流域B-2での6月の水田のNDVIは1999年、2000年ともに他の地形区分地域と比較して小さいことが明らかになった。また、1999年では流域B-1での水田のNDVIが比較的小さく、2000年では流域A-1での水田のNDVIが比較的小さいことも示された。1999年5月13日と2000年5月30日で最も低い値を示した流域A-1について6月のNDVIを検討すると、1999年の6月では他の地域と比較して中間的な値を示し、2000年の6月では低い値を示した。1999年5月13日と2000年5月30日で流域A-1に次いで低い値を示した流域A-2、流域B-2について6月のNDVIを検討すると、1999年、2000年ともに低い値を示した。したがって、1999年、2000年の流域A-2、流域B-2と2000年の流域A-1では、移植時の水田のNDVIを低くする栽培条件が水稻の初期生育を抑制し、生育初期の水田のNDVIを低下させたと考えられた。

### 3-1-2. 水稻の幼穂形成期以降について

1999年の7月7日のSPOT画像から求められたNDVI、8月1日

の LANDSAT 画像から求められた NDVI、8 月 2 日の SPOT 画像から求められた NDVI、2000 年の 7 月 21 日の SPOT 画像から求められた NDVI、8 月 3 日の LANDSAT 画像から求められた NDVI、8 月 5 日の SPOT 画像から求められた NDVI、8 月 14 日の SPOT 画像から求められた NDVI、8 月 19 日の LANDSAT 画像から求められた NDVI に対する地形区分の影響を検討した(表 4-4-1、表 4-4-2)。各 NDVI はそれぞれ地形区分地域間で有意水準 0.1%の有意な差が認められた。

幼穂形成期～穂ばらみ期である 7 月上旬から 8 月上旬までの NDVI について地形区分との関係を検討した(表 4-5)。1999 年の 7 月 7 日の NDVI、8 月 1 日の NDVI、8 月 2 日の NDVI は流域 A-4 での平均値が比較的高い値を示した。2000 年の 7 月 21 日の NDVI、8 月 3 日の NDVI、8 月 5 日の NDVI は流域 A-1 での平均値が比較的高い値を示した。2000 年の流域 A-4 での NDVI の平均値は他の地形区分地域と比較して中程度または低い値を示した。1999 年の流域 A-1 での NDVI の平均値は中程度または低い値を示した。また、1999 年、2000 年ともにこの時期の流域 A-2 での NDVI の平均値は有意に最も低い値を示した。

次に、出穂期～登熟初期である 8 月中旬の NDVI について地形区分との関係を検討した(表 4-6)。2000 年の 8 月 14 日の NDVI は流域 C-1 での平均値が有意に最も高い値を示した。8 月 19 日の NDVI は流域 A-1 での平均値が有意に最も高い値を示し、次いで流域 C-1 での平均値が高い値を示した。また、どちらの NDVI も流域 A-2 で



表4-4-1. 1999年の7月以降（水稻幼穂形成期以降）の各衛星画像から求められたNDVIに対する地形区分の影響

1. 1999年7月7日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	3.7	0.5315	195	0.0001
誤差	52066	141.6	0.0027		
全体	52073	145.3			

2. 1999年8月1日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	0.41	0.0583	33.2	0.0001
誤差	26219	46.04	0.0018		
全体	26226	46.45			

3. 1999年8月2日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	4.46	0.6375	1162.51	0.0001
誤差	48916	26.82	0.0005		
全体	48923	31.29			

表4-4-2. 2000年の7月以降（水稻幼穂形成期以降）の各衛星画像から求められたNDVIに対する地形区分の影響

4. 2000年7月21日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	2.2	0.3123	193	0.0001
誤差	63385	102.7	0.0016		
全体	63392	104.9			

5. 2000年8月3日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	0.80	0.1149	87.6	0.0001
誤差	22374	29.33	0.0013		
全体	22381	30.14			

6. 2000年8月5日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	15.05	2.15014	2560	0.0001
誤差	49229	41.35	0.00084		
全体	49236	56.40			

7. 2000年8月14日のSPOT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	3.56	0.5084	390	0.0001
誤差	59689	77.86	0.0013		
全体	59696	81.41			

8. 2000年8月19日のLANDSAT画像から求めたNDVIについての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	1.16	0.1657	93.7	0.0001
誤差	32496	57.43	0.0018		
全体	32503	58.59			

表4-5. 1999年、2000年の水稻幼穂形成期～穂ばらみ期における各地形区分地域のNDVI平均値の差の検定

1. 1999年		8月1日 (LANDSAT)				8月2日 (SPOT)			
地形区分地域	NDVI <sup>b</sup>	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	
A-4	0.5028 a	3277	A-3	0.6691 a	921	C-1	0.6566 a	12807	
A-3	0.4947 b	1783	B-1	0.6677 ab	662	A-4	0.6561 a	2931	
A-1	0.4938 b	11529	A-4	0.6674 ab	1421	B-1	0.6489 b	1338	
B-1	0.4916 bc	1572	A-1	0.6659 ab	5283	A-3	0.6448 c	1912	
C-1	0.4881 cd	12701	C-1	0.6658 ab	5913	B-3	0.6439 c	3296	
B-3	0.4874 d	3387	B-3	0.6652 ab	1670	B-2	0.6421 d	8791	
B-2	0.4768 e	11369	B-2	0.6644 b	4830	A-1	0.6376 e	9693	
A-2	0.4743 e	6456	A-2	0.6564 c	5527	A-2	0.6302 f	8156	

2. 2000年		8月3日 (LANDSAT)				8月5日 (SPOT)			
地形区分地域	NDVI <sup>b</sup>	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	
A-3	0.5679 a	1858	C-1	0.6333 a	4722	B-2	0.5585 a	10164	
C-1	0.5635 b	15035	A-1	0.6285 ab	5257	B-1	0.5584 a	1378	
A-1	0.5618 b	11439	B-3	0.6277 b	1574	A-1	0.5569 a	11610	
B-1	0.5586 c	1608	A-3	0.6264 b	302	B-3	0.5485 b	3128	
A-4	0.5579 c	3083	B-2	0.6245 bc	4723	C-1	0.5363 c	10276	
B-2	0.5575 c	12618	A-4	0.6244 bc	668	A-4	0.5198 d	1714	
B-3	0.5543 d	3843	B-1	0.6201 cd	617	A-3	0.5181 d	1404	
A-2	0.5482 e	13909	A-2	0.6156 d	4519	A-2	0.5145 e	9563	

<sup>a</sup> 観測日（観測衛星名）

<sup>b</sup> 各地形区分地域のNDVIの平均値。

各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表4-6. 2000年の水稻出穂期～登熟初期における各地形区分地域のNDVI平均値の差の検定

地形区分地域	8月14日 (SPOT) <sup>a</sup>			8月19日 (LANDSAT)		
	NDVI <sup>b</sup>	サンプル数	地形区分地域	NDVI	サンプル数	地形区分地域
C-1	0.4717 a	13788	A-1	0.5678 a	6589	
A-4	0.4703 ab	3261	C-1	0.5637 b	7136	
B-3	0.4695 ab	3747	B-3	0.5608 bc	1959	
A-3	0.4689 b	2151	A-3	0.5605 bcd	1072	
A-1	0.4681 b	12085	B-1	0.5598 bcd	815	
B-1	0.4628 c	1482	A-4	0.5595 cd	1720	
B-2	0.4599 d	10922	B-2	0.5568 d	6030	
A-2	0.4510 e	12261	A-2	0.5509 e	7183	

<sup>a</sup> 観測日 (観測衛星名)

<sup>b</sup> 各地形区分地域のNDVIの平均値。  
各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5 %で有意な差があることを示している。

の平均値が有意に最も低い値を示し、次いで流域 B-2 での平均値が低い値を示した。

生育初期で 1999 年、2000 年ともに他の地形区分地域と比較して高い NDVI を示した流域 A-4、流域 C-1 について幼穂形成期以降の NDVI の変化を検討した。幼穂形成期～穂ばらみ期の流域 A-4 での NDVI の平均値は 1999 年では高く維持され、2000 年では中程度または低い値を示した。出穂期～登熟初期の流域 A-4 での NDVI の平均値は 2000 年 8 月 14 日では高い値を示し、2000 年 8 月 19 日では低い値を示した。幼穂形成期以降の流域 C-1 での NDVI の平均値は 1999 年 8 月 2 日、2000 年 7 月 21 日、8 月 3 日、8 月 14 日、8 月 19 日で高い値を示し、1999 年 7 月 7 日、8 月 1 日、2000 年 8 月 5 日で低い値を示した。流域 C-1 での NDVI の平均値は年次、観測日、観測衛星により一定の傾向が認められなかった。

生育初期で 1999 年、2000 年ともに他の地形区分地域と比較して低い NDVI を示した流域 A-2、流域 B-2 について幼穂形成期以降の NDVI の変化を検討した。1999 年、2000 年ともに流域 A-2 での NDVI の平均値は幼穂形成期以降も低く維持された。1999 年の流域 B-2 での NDVI の平均値は幼穂形成期～穂ばらみ期でも低く維持された。2000 年の流域 B-2 での NDVI の平均値は幼穂形成期～穂ばらみ期では他の地形区分地域と比較して中程度または高くなり、出穂期～登熟初期では再び低下した。

1999 年の生育初期で小さい NDVI を示した流域 B-1 は幼穂形成期以降では他の地形区分地域と比較して高い値を示した。2000 年の

生育初期で小さい NDVI を示した流域 A-1 は幼穂形成期以降では他の地形区分地域と比較して高い値を示した。

水田の NDVI を水稻の生育の空間変動の推定に利用するためには、水田の NDVI と現地の水稻の生育との関係を検討する必要がある。水田の NDVI に地形区分地域による差が認められたことから、地形区分地域間差を持つ水稻の生育について水田の NDVI との関係を検討する必要があると考えられた。

### 3-2. 水田の NDVI と水稻の生育の関係

#### 3-2-1. 水稻の品種による葉色の違いが水田の NDVI に与える影響

鶴岡市で作付けされている水稻品種は大部分がはえぬきであるが、その他にひとめぼれ、ササニシキ、コシヒカリ、どまんなか、あきたこまち等がある。これらの葉色は展示圃場および定点圃場の調査の結果より、はえぬき>あきたこまち>どまんなか>ひとめぼれ>ササニシキ>コシヒカリである。葉色が濃いほど、つまりクロロフィル含量が多いほど、NDVI は高くなる。そこで、地形区分地域ごとの水田の NDVI の差を水稻の葉色から検討した。鶴岡市で栽培されている水稻品種の地域による偏りを検討するために、主な栽培品種の地区ごとの作付け面積と作付け割合を 1999 年は表 4-7 に 2000 年は表 4-8 に示した。鶴岡市の地区は地形区分地域と一致していないため、その対応表を表 4-9 に示した。流域 A-1 は鶴岡地区、栄地区、京田地区に認められる。流域 A-2 は京田地区、大泉地区、大山地区に認められる。流域 A-3、流域 A-4 は大泉地区のみに認められ

表4-7. 鶴岡市で栽培されている主な水稻品種の地区ごとの作付け面積と作付け割合（1999年）

品種	地区名							計
	鶴岡	栄	京田	大泉	西郷	大山	上郷	
	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>
はえぬき	2.81 (63%)	2.22 (57%)	2.67 (66%)	4.55 (66%)	4.78 (65%)	2.28 (54%)	1.97 (59%)	21.27
ひとめぼれ	0.91 (20%)	1.03 (26%)	1.23 (30%)	1.95 (29%)	1.23 (17%)	1.36 (32%)	0.17 (5%)	7.88
ササニシキ	0.48 (11%)	0.56 (14%)	0.07 (2%)	0.15 (2%)	1.25 (17%)	0.14 (3%)	0.14 (4%)	2.79
コシヒカリ	0.24 (5%)	0.07 (2%)	0.03 (1%)	0.15 (2%)	0.06 (1%)	0.38 (9%)	0.40 (12%)	1.34
どまんなか	0.03 (1%)	0.03 (1%)	0 (0%)	0.03 (0%)	0 (0%)	0.01 (0%)	0.07 (2%)	0.17
あきたこまち	0 (0%)	0.01 (0%)	0.03 (1%)	0.06 (1%)	0 (0%)	0.03 (1%)	0.57 (17%)	0.70
その他	0.02 (0%)	0 (0%)	0.01 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0.02
計	4.48	3.91	4.04	6.89	7.31	4.21	3.33	34.17

(鶴岡市農協調査結果より作成)

表4-8. 鶴岡市で栽培されている主な水稻品種の地区ごとの作付け面積と作付け割合（2000年）

品種	地区名							計
	鶴岡	栄	京田	大泉	西郷	大山	上郷	
	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>	km <sup>2</sup>
はえぬき	3.35 (74%)	2.81 (72%)	3.04 (77%)	4.75 (69%)	5.58 (76%)	2.38 (58%)	2.31 (69%)	24.22
ひとめぼれ	0.74 (16%)	0.87 (22%)	0.73 (19%)	1.78 (26%)	1.09 (15%)	1.28 (31%)	0.20 (6%)	6.69
ササニシキ	0.10 (2%)	0.11 (3%)	0.03 (1%)	0.07 (1%)	0.63 (9%)	0.08 (2%)	0.07 (2%)	1.08
コシヒカリ	0.29 (7%)	0.11 (3%)	0.14 (3%)	0.23 (3%)	0.07 (1%)	0.39 (9%)	0.48 (14%)	1.71
どまんなか	0.01 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0.02 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0.06 (2%)	0.09
あきたこまち	0 (0%)	0 (0%)	0.03 (1%)	0.04 (1%)	0 (0%)	0.01 (0%)	0.24 (7%)	0.31
その他	0.02 (0%)	0 (0%)	0.01 (0%)	0.02 (0%)	0 (0%)	0.01 (0%)	0 (0%)	0.05
計	4.51	3.90	3.96	6.90	7.37	4.14	3.36	34.15

(鶴岡市農協調査結果より作成)



表4-9. 鶴岡市の地区名と各地区に存在する地形区分地域

地区名	地区に存在する地形区分地域			
鶴岡	A-1			
栄	A-1			
京田	A-1	A-2		
大泉	A-2	A-3	A-4	
西郷	B-1	B-2		
大山	A-2	B-3	C-1	
上郷	C-1			

る。流域 B-1、流域 B-2 は西郷地区のみに認められる。流域 B-3 は大山地区に認められる。流域 C-1 は大山地区と上郷地区に認められる。

作付け品種による葉色の違いが NDVI を決定する場合、どの年次や生育時期においても同様の品種間差を示すと考えられる。流域 A-2 での NDVI 平均値は 1999 年、2000 年ともに生育時期に関係なく最も低い値を示したため、流域 A-2 の NDVI 平均値は作付け品種の葉色による影響を強く受けている可能性がある。そこで、流域 A-2 が存在する地区と存在しない地区での品種構成を比較した。流域 A-2 が存在する京田地区、大泉地区、大山地区は 1999 年のはえぬきの作付け割合が京田地区で 66%、大泉地区で 66%、大山地区で 54%、ひとめぼれの作付け割合が京田地区で 30%、大泉地区で 29%、大山地区で 32%となった。2000 年のはえぬきの作付け割合は京田地区で 77%、大泉地区で 69%、大山地区で 58%、ひとめぼれの作付け割合は京田地区で 19%、大泉地区で 26%、大山地区で 31%であった。1999 年と比較して 2000 年で各地区のはえぬきの作付け割合が増加し、ひとめぼれの作付け割合が減少する傾向にあった。京田地区、大泉地区、大山地区の作付け品種構成はほぼ同等であり、はえぬきが 50%以上、ひとめぼれが 15~30%、はえぬきとひとめぼれ以外の品種が 10%以下であることが明らかになった。

流域 A-2 が存在しない地区の中で、鶴岡地区、栄地区、西郷地区はササニシキの作付け割合が他の地区と比較して最も高い値を示した。1999 年のはえぬきの作付け割合は鶴岡地区で 63%、栄地区で

57%、西郷地区で 65%であり、ひとめぼれの作付け割合は鶴岡地区で 20%、栄地区で 26%、西郷地区で 17%であり、ササニシキの作付け割合が鶴岡地区で 11%、栄地区で 14%、西郷地区で 17%であった。これらの地区以外の 1999 年のササニシキ作付け面積は 5%以下であった。2000 年のはえぬきの作付け割合は鶴岡地区で 74%、栄地区で 72%、西郷地区で 76%、ひとめぼれの作付け割合は鶴岡地区で 16%、栄地区で 22%、西郷地区で 15%であり、ササニシキの作付け割合が鶴岡地区で 2%、栄地区で 3%、西郷地区で 9%であった。これらの地区以外の 2000 年のササニシキ作付け面積は 2%以下であった。1999 年と比較して 2000 年で各地区のはえぬきの作付け割合が増加し、ひとめぼれとササニシキの作付け割合が減少する傾向にあった。鶴岡地区、栄地区、西郷地区のはえぬき、ひとめぼれ、ササニシキ以外の品種の作付け割合は 1999 年、2000 年ともに 10%以下であった。

流域 A-2 が存在しない地区の中で、上郷地区はコシヒカリとあきたこまちの作付け面積がそれぞれ他の地区と比較して最も高い値を示した。1999 年の上郷地区のコシヒカリ作付け面積が 12%、あきたこまち作付け面積が 17%であるのに対して、他の地区は 10%以下であった。2000 年の上郷地区のコシヒカリ作付け面積が 14%であるのに対して他の地区は 10%以下であり、上郷地区のあきたこまち作付け面積が 7%であるのに対して他の地区は 1%以下であった。上郷地区の 1999 年のはえぬきの作付け割合は 59%であり、2000 年のはえぬきの作付け割合は 69%であった。上郷地区のはえぬき、コシ

ヒカリ、あきたこまち以外の品種の作付け割合は 1999 年、2000 年ともに 10%以下であった。

葉色が最も濃い品種であるはえぬきの作付け割合は 1999 年、2000 年ともにどの地区でも 50%以上であったことから、地区ごとの葉色の差は葉色の薄い品種の作付け割合に左右される可能性が高い。流域 A-2 が存在しない地区の中で、鶴岡地区、栄地区、西郷地区はササニシキの作付け割合が他の地区と比較して最も高く、上郷地区はコシヒカリとあきたこまちの作付け面積がそれぞれ他の地区と比較して最も高い特徴が認められた。ササニシキとコシヒカリは葉色が薄い品種であり、流域 A-2 が存在しない地区の方が存在する地区よりも葉色の薄い品種の作付け割合が高いことになる。以上のことから、地形区分地域の NDVI 平均値の差は作付けされている水稻の品種による葉色の差が影響を与えたものではないと考えられた。

### 3-2-2. 水稻の初期生育が水田の NDVI に与える影響

生育初期の水稻は茎数 (Yoshida and Hayakawa 1970; 安藤ら 1978; 山本ら 1978; 後藤・星川 1988a, b, 1989a, b, c, d; Wada et al. 1989; Wada et al. 1991)、乾物重 (木根渕 1969; 山本ら 1978; 伊藤 1992)、草丈 (山本ら 1978)、葉面積 (山本ら 1978) が指数的に増加する。そのため、水田の NDVI は水稻の生育量の変化量に左右されると考えられる。水稻の生育量の指標として、1999 年は茎数、乾物重を検討し、2000 年は茎数、草丈、茎数と草丈を掛け合わせた値を検討した。1999 年は供試圃場内に試験区を設定し、水稻を

採取し乾物重を測定した。一方、2000年は供試圃場内に試験区を設定せず、非破壊的方法で水稻の茎数と草丈を測定した。

1999年、2000年の生育初期の水稻の生育量に対する地形区分の影響を検討した（表 4-10-1、表 4-10-2、表 4-11-1、表 4-11-2、表 4-11-3）。1999年の6月7日と6月27日の水稻茎数は地形区分地域間で有意な差のあることが明らかになった（表 4-10-1）。この他の1999年の茎数、1999年の乾物重、2000年の茎数と草丈は地形区分地域間で有意な差が認められなかった。1999年水稻茎数について各地形区分地域の平均値の差を検定した（表 4-12）。その結果、1999年6月27日でのみ地形区分地域間の水稻茎数の平均値に差が認められた。流域 A-3 の茎数の平均値が 868 本  $m^{-2}$  で最も高い値を示し、流域 A-1 の茎数の平均値が 529 本  $m^{-2}$  で最も低い値を示した。1999年6月21日での流域 A-1 と流域 A-3 の NDVI の平均値は同程度であり、有意な差が認められなかった（表 4-3）。したがって、1999年6月27日での茎数の地形区分地域間差は NDVI の地形区分地域間差と関係がないと考えられた。以上のことから、水田の NDVI によって説明される生育初期の水稻の生育量を特定することができなかった。

### 3-2-3. 水稻の幼穂形成期以降の生育が水田の NDVI に与える影響

2000年の幼穂形成期以降の水稻の生育に対する地形区分の影響を検討した（表 4-13-1、表 4-13-2、表 4-13-3）。水稻の生育量として茎数、草丈、茎数と草丈を掛け合わせた値を検討した。ここで、

表4-10-1. 1999年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(生育初期)

1. 水稻茎数の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 6月7日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	19024	3171	3.30	0.0181
誤差	22	21143	961		
全体	28	40167			

(2) 6月17日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	59722	9954	2.11	0.0932
誤差	22	103821	4719		
全体	28	163543			

(3) 6月27日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	165472	27579	3.81	0.0094
誤差	22	159246	7238		
全体	28	324718			

表4-10-2. 1999年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(生育初期)

2. 水稻乾物重の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 6月7日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	50	8	2.18	0.0848
誤差	22	84	4		
全体	28	134			

(2) 6月17日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	992	165	1.61	0.1918
誤差	22	2260	103		
全体	28	3251			

(3) 6月27日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	6986	1164	2.14	0.0886
誤差	22	11942	543		
全体	28	18928			

表4-11-1. 2000年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(生育初期)

1. 水稻茎数の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 5月31日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	6173	1029	2.37	0.0627
誤差	23	9988	434		
全体	29	16160			

(2) 6月12日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	39236	6539	0.46	0.8292
誤差	23	325740	14163		
全体	29	364975			

(3) 6月19日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	59402	9900	0.67	0.6764
誤差	23	340963	14824		
全体	29	400365			

(4) 6月28日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	22971	3828	0.31	0.9267
誤差	23	286533	12458		
全体	29	309503			



表4-11-2. 2000年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(生育初期)

2. 水稻草丈の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 5月31日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	119.32	19.89	1.42	0.2504
誤差	23	322.52	14.02		
全体	29	441.83			

(2) 6月12日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	25.75	4.29	0.56	0.7537
誤差	23	174.73	7.60		
全体	29	200.49			

(3) 6月19日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	7.11	1.19	0.09	0.9968
誤差	23	305.00	13.26		
全体	29	312.11			

(4) 6月28日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	9.02	1.50	0.17	0.9828
誤差	23	205.75	8.95		
全体	29	214.77			

表4-11-3. 2000年の水稲の生育に対する地形区分の影響（生育初期）

3. 水稲の茎数×草丈の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 5月31日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	3318031	553005	1.19	0.3465
誤差	23	10691036	464828		
全体	29	14009067			

(2) 6月12日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	34440166	5740028	0.34	0.9102
誤差	23	391787950	17034259		
全体	29	426228116			

(3) 6月19日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	77803324	12967221	0.41	0.8648
誤差	23	727613441	31635367		
全体	29	805416765			

(4) 6月28日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	61901545	10316924	0.25	0.9533
誤差	23	940489810	40890861		
全体	29	1002391355			

表4-12. 1999年の各地形区分地域の水稻茎数平均値の差の検定

地形区分地域	6月7日の茎数 (本 m <sup>-2</sup> )	6月17日の茎数 (本 m <sup>-2</sup> )	6月27日の茎数 (本 m <sup>-2</sup> )
A-1	139 a	375 a	529 b
A-2	161 a	384 a	617 ab
A-3	226 a	538 a	868 a
A-4	230 a	511 a	770 ab
B-1	-	-	-
B-2	143 a	351 a	633 ab
B-3	191 a	448 a	686 ab
C-1	160 a	391 a	633 ab

各列の数字は茎数の平均値を示す。

各列の異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表4-13-1. 2000年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(幼穂形成期以降)

1. 水稻茎数の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 7月11日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	62350	10392	1.59	0.1955
誤差	23	150460	6542		
全体	29	212810			

(2) 7月21日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	36342	6057	0.84	0.5492
誤差	23	165041	7176		
全体	29	201382			

(3) 8月3日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	34665	5778	1.26	0.3129
誤差	23	105283	4578		
全体	29	139949			

(4) 水稻穂数の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	21142	3524	0.86	0.5384
誤差	23	94238	4097		
全体	29	115379			

表4-13-2. 2000年の水稻の生育に対する地形区分の影響  
(幼穂形成期以降)

2. 水稻草丈の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 7月11日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	53	8.8	1.14	0.3710
誤差	23	177	7.7		
全体	29	230			

(2) 7月21日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	102	16.9	1.04	0.4233
誤差	23	373	16.2		
全体	29	475			

(3) 8月3日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	100	16.6	0.47	0.8250
誤差	23	816	35.5		
全体	29	916			

(4) 8月10日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	323	53.8	1.60	0.1914
誤差	23	772	33.5		
全体	29	1094			

表4-13-3. 2000年の水稲の生育に対する地形区分の影響（幼穂形成期以降）

3. 水稲の莖数×草丈の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 7月11日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	290178042	48363007	1.39	0.2592
誤差	23	797936089	34692873		
全体	29	1088114131			

(2) 7月21日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	327406084	54567681	1.05	0.420
誤差	23	1195530518	51979588		
全体	29	1522936602			

(3) 8月3日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	298062763	49677127	0.96	0.4742
誤差	23	1191750549	51815241		
全体	29	1489813312			

(4) 8月10日の穂数×草丈の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	322124722	53687454	0.98	0.4624
誤差	23	1262838843	54906037		
全体	29	1584963565			

表4-14-1. 2000年の水稻の葉色に対する地形区分の影響

1. SPADで測定した葉色の地形区分地域間差についての分散分析表  
(1) 7月21日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	14.98	2.50	0.21	0.9703
誤差	23	274.85	11.95		
全体	29	289.83			

(2) 8月3日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	39.76	6.63	1.05	0.4224
誤差	23	145.76	6.34		
全体	29	185.51			

(3) 8月10日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	11.14	1.86	0.21	0.9699
誤差	23	203.31	8.84		
全体	29	214.46			

(4) 8月22日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	54.71	9.12	0.71	0.6421
誤差	23	293.77	12.77		
全体	29	348.49			

表4-14-2. 2000年の水稻の葉色に対する地形区分の影響

2. 葉色版で測定した葉色の地形区分地域間差についての分散分析表

(1) 7月21日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	1.88	0.31	1.61	0.1893
誤差	23	4.47	0.19		
全体	29	6.34			

(2) 8月3日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	1.48	0.25	1.21	0.3384
誤差	23	4.69	0.20		
全体	29	6.17			

(3) 8月10日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	0.75	0.13	0.46	0.8281
誤差	23	6.22	0.27		
全体	29	6.97			

(4) 8月22日

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	1.14	0.19	1.03	0.4315
誤差	23	4.24	0.18		
全体	29	5.38			



8月10日の莖数は穂数とほぼ同一であると考え、穂数を用いた。また、供試圃場における実際の水稻の葉色を測定し、単一水稻品種での葉色の地形区分地域間差を検討した（表4-14-1、表4-14-2）。検討したすべての生育量で地形区分地域間差が認められなかった。したがって、水田のNDVIによって説明される水稻の生育を特定することができなかった。

水稻の生育の空間変動を推定し、その後の生育を予測した情報は、適切な時期に適切な量の施肥を行うための圃場管理モデルを作成するために必要である。したがって、今後さらに、水田のNDVIの地形区分地域間差に影響を与える要因として水稻の生育の空間変動を検討し、水田のNDVIから水稻の生育の空間変動を推定する方法を明らかにする必要があると考えられた。また、鶴岡市における各水稻栽培農家の栽培技術は地形区分地域間および地形区分地域内で異なると考えられる。そのため、聞き取り調査等により各水稻栽培農家の栽培技術を把握し、水稻栽培農家の地形区分地域内および地形区分地域間の栽培技術の空間変動と水田のNDVIの空間変動の関係を検討することも重要である。

#### 4. 要約

水稻の生育の空間変動を推定し、その後の生育を予測することは、適切な時期に適切な量の施肥を行うための圃場管理モデルを作成するために必要である。衛星リモートセンシングのデータを水田の植

生の解析に利用することで、水稻の生育・収量の空間変動を経時的に推定または予測できると考えられる。第三章で水系網から求められた地形区分地域は空間依存性を考慮した母集団の平均値を推定することが可能な範囲で区分されている。そこで、各地形区分地域における水田の NDVI と水稻の生育の関係を検討し、地形区分地域を用いて水田の NDVI により水稻の生育の空間変動を推定する方法を検討した。

- (1) どの生育時期の水田の NDVI も地形区分地域により異なることが明らかになった。
- (2) 移植時の水田の NDVI を高くする栽培条件は水稻の初期生育を促進し、生育初期の水田の NDVI を高めたと考えられた。移植時の水田の NDVI を低くする栽培条件は水稻の初期生育を抑制し、生育初期の水田の NDVI を低下させたと考えられた。
- (3) 水田の NDVI の地形区分地域間差には地形区分地域間の作付け水稻品種による葉色の差、水稻の初期生育の差、水稻の幼穂形成期以降の生育の差による影響が認められなかった。そのため、どの生育時期においても水田の NDVI の空間変動と水稻の生育の空間変動との関係を明らかにすることができなかった。
- (4) 今後さらに、水田の NDVI の地形区分地域間差に影響を与える要因として水稻の生育の空間変動を検討し、水田の NDVI から水稻の生育の空間変動を推定する方法を明らかにする必要があると考えられた。また、聞き取り調査等により各水稻栽培農家の栽培技術を把握し、水稻栽培農家の地形区分地域内および地

形区分地域間の栽培技術の空間変動と水田の NDVI の空間変動  
の関係を検討する必要があると考えられた。

## 第五章 土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期茎数との関係

### 1. 序論

東北地方のような寒冷地において水稻の単位面積あたり収量をも高める精密農業を構築するためには、水稻の初期茎数の空間変動と空間変動の成立要因を解析し、初期茎数を確保するための圃場管理モデルを作成することが重要である。精密農業の圃場管理モデルは試験対象地域で認められる様々な異なる栽培技術や環境条件のもとで利用できる形であることが必要である。また、様々な異なる栽培技術や環境条件のもとで生じる土壌の化学性や作物の生育・収量の空間変動および空間変動の成立要因を検討することは、圃場管理モデルの試験対象地以外の地域への適用も可能にする。したがって、一定の広がりを持った地域を対象として複数の供試圃場における水稻の初期茎数の圃場間差と圃場間差が生じる原因を検討し、水稻の初期茎数の空間変動と空間変動の成立要因を明らかにする必要がある。

作物の単位面積あたり生産量は作物の遺伝的特性、栽培技術、環境条件によって支配される（寺尾 1935；野口 1985）。生育初期における単位面積あたり水稻茎数を左右する栽培技術は品種と苗質（三本 1983；後藤・星川 1989c；山本 1997）、栽植密度（安藤 1913；神田・柿崎 1956；Yamada et al. 1960；神田・西沢 1967；石井ら 1972；山本 1997）、一株あたりの植え込み本数（安藤 1913；太田ら 1971；角田ら 1971；石井ら 1972；山本 1997）、植え付け

深度（太田ら 1968; 木根渕 1969; 山本ら 1978; 山本 1997）、養分（関谷 1963a, b, 1967, 1968）、田面水深（関谷 1951; 太田ら 1968; 木根渕 1969; 錦ら 1988）、田面水深や水稲の生育量に影響される茎基部付近の水温や地温（松島ら 1964b, 1965; 角田 1964; 田中ら 1968; 柿崎 1988）等があげられる。一方、環境条件としては気象要因と土壌要因がある。気象要因には温度、日射、降水、風等が考えられる（羽根田 1978; Yoshida 1981; Mikkelsen and De Datta 1991）。土壌要因には二価鉄量（Ponnamperuma et al. 1955; 瀧嶋 1961; 但野 1970, 1974, 1976）、交換性アンモニア態窒素量（庄子ら 1971; 和田ら 1971a; 高橋ら 1973; Shoji et al. 1974; 高橋ら 1976a; Shoji et al. 1986; Wada et al. 1989）、土壌溶液中アンモニア態窒素量（安藤ら 1988; 鳥山 1994; Ando et al. 1996）等が考えられる。水稲の生育・収量を高めるためには窒素肥料の使用が不可欠である（Yoshida 1981; Velk and Byrnes 1986）。また、栽培条件や気象条件が同一で、他の養分による過剰障害や欠乏障害がない場合、水稲の生育に対して最も重要な養分はアンモニア態窒素である（Murayama 1979; Yoshida 1981）。

水田土壌中のアンモニア態窒素は土壌の陽イオン交換基に吸着しているか土壌溶液中に存在している。土壌中交換性アンモニア態窒素量と水稲の茎数や窒素吸収量の関係は多くの圃場実験で検討されている（庄子ら 1971; 和田ら 1971a; 和田ら 1971b; 高橋ら 1973; Shoji et al. 1974; 高橋ら 1976a; Shoji et al. 1986; Wada et al. 1989）。しかしながら、水稲の茎数や窒素吸収量の圃場間差は土壌

中交換性アンモニア態窒素量の圃場間差と関係が認められない（安藤ら 1978; 武田ら 1984）。一方、環境条件を統一したポット実験で同一土壌の土壌溶液中アンモニア態窒素量を高めると生育初期の水稻茎数や窒素吸収量が高まることが明らかにされている（安藤ら 1988; 鳥山 1994; Ando et al. 1996）。また、安藤ら（1988）は圃場実験において、移植後 20 日間の最高気温平均値が 18.0 °C、最低気温平均値が 9.7 °C の年次では CEC と水稻の初期茎数の間に有意な負の相関が認められ、移植後 20 日間の最高気温平均値が 21.0 °C、最低気温平均値が 11.4 °C の年次では CEC と初期茎数の間に有意な相関が認められないことを明らかにした。CEC の高い土壌では土壌溶液中アンモニア態窒素量が低くなることが知られている（Shoji et al. 1974; 安藤ら 1988; Ando et al. 1996）。そのため、圃場条件下においても土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期茎数の間に正の相関が成り立つ可能性がある。しかしながら、安藤ら（1988）の報告では土壌溶液中アンモニア態窒素量が水稻の初期茎数に与える影響を直接は検討していない。圃場実験で土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係を検討した報告は他になく、実際に土壌溶液中アンモニア態窒素量によって水稻の茎数や窒素吸収量の圃場間差が説明されるかどうかは明らかではない。

そこで本章では、複数の供試圃場における水稻の初期茎数の圃場間差、圃場間差が生じる原因、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期茎数の関係を検討した。

## 2. 材料および方法

### 2-1. 1996 年

#### 2-1-1. 供試圃場

鶴岡市民田、酒田市本楯、遊佐町藤井の農家の水稻栽培圃場を供試した。供試圃場の土壌の化学性を表 5-1 に示した。土壌の化学性は水稻収穫後に採取した土壌で測定し、pH はガラス電極法で測定、CEC はショーレンベルガー法で定量、交換性陽イオン (Ca, Mg, K) 量はショーレンベルガー法により抽出して原子吸光を用いて定量、リン酸吸収係数はリン酸アンモニウム溶液を用いた定量、可給態リン酸はトルオーグ法で定量した (山形県農林水産部農業技術課 1999)。

#### 2-1-2. 試料採取および分析方法

1996 年 6 月 17 日に圃場から土壌溶液と土壌を採取し、アンモニア態窒素量の分析に供試した。土壌溶液および土壌は各供試圃場の試験区の中から 1 圃場につき 20 ヶ所をランダムに選び、隣り合った水稻 4 株の条間と株間が交差する中心位置から採取した (鳥山・石田 1987)。

土壌溶液は外径 6 mm、長さ 4 cm の素焼き管をシリコンチューブでシリンジに接続させ、吸引法 (鳥山・石田 1987; 鳥山 1988) により表層から 4 cm の深さまでの土壌から採取した。土壌溶液は採取日に冷凍保存した。土壌溶液中アンモニア態窒素量はインドフェ

表5-1. 1996年供試圃場の土壌の化学性の記述統計量

圃場名	pH (1 : 2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)
鶴岡市民田	5.0	15.2	1.41	19.9
酒田市本楯	5.1	34.9	2.98	34.3
遊佐町藤井	5.1	30.4	2.81	32.1

圃場名	交換性Ca量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性Mg量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	交換性K量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	塩基飽和度 (%)
鶴岡市民田	0.89	0.18	0.02	39.8
酒田市本楯	2.87	0.43	0.13	53.2
遊佐町藤井	2.37	0.57	0.26	58.8



ノール・ブルー法で比色定量した (Scheiner 1976)。

土壌は内径 7 cm、高さ 4 cm のポリ塩化ビニル製のコアを用いて表層から 4 cm の深さまで採取した。土壌は採取日に pH 7.0 の 1 M 塩化カリウム溶液で抽出し、ろ過した抽出液を常温で保存した。土壌中交換性アンモニア態窒素量は水蒸気蒸留法で定量した (Keeney and Nelson 1982)。

## 2-2. 1998 年、1999 年

### 2-2-1. 供試圃場

鶴岡市の農家の水稲栽培圃場から、1998 年は 19 圃場 (表 5-2)、1999 年は 35 圃場 (表 5-3) を供試した。1999 年供試圃場は第二章で粘土鉱物組成の同定に供試した土壌の採取圃場と同一のものであり、第四章の 1999 年供試圃場と同一のものである。供試土壌の土壌統群は礫質灰色低地土壌灰色系 (1998 年 0 圃場、1999 年 2 圃場)、細粒灰色低地土壌灰褐色系 (1998 年 1 圃場、1999 年 2 圃場)、中粗粒強グライ土壌 (1998 年 2 圃場、1999 年 7 圃場)、細粒強グライ土壌 (1998 年 13 圃場、1999 年 20 圃場)、泥炭土壌 (1998 年 3 圃場、1999 年 4 圃場) である (山形県企画調整部土地対策課 1978, 1991)。供試圃場の分布を 1998 年については図 5-1 に示し、1999 年については図 2-2 に示した。

### 2-2-2. 栽培管理

水稲は山形県の主要栽培品種であるはえぬき (山形県農林水産部

表5-2. 1998年供試圃場の土壌統群、地形区分地域、受水している灌漑水の河川

No.	圃場名	土壌統群名	統名	地形区分地域	河川名
1	大広	細粒強グライ土壌	富曾亀	C-1	大山川
2	中沢 1	泥炭土壌	長富	C-1	大戸川
3	中沢 2	泥炭土壌	長富	C-1	大戸川
4	西目	細粒強グライ土壌	富曾亀	C-1	大山川
5	下小中	細粒強グライ土壌	西山	C-1	大山川
6	菱津	泥炭土壌	長富	C-1	大戸川
7	栃屋	細粒強グライ土壌	西山	C-1	大山川
8	中柳原	細粒強グライ土壌	西山	B-3	大山川
9	中清水	細粒強グライ土壌	富曾亀	A-4	赤川
10	清水新田 2	細粒強グライ土壌	富曾亀	A-3	赤川
11	井岡	細粒強グライ土壌	西山	-	赤川
12	岡山	細粒強グライ土壌	富曾亀	-	赤川
13	林崎	細粒強グライ土壌	西山	A-2	赤川
14	小京田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	赤川
15	本田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	赤川
16	播磨	細粒強グライ土壌	西山	A-1	赤川
17	中京田	細粒強グライ土壌	西山	A-1	赤川
18	民田	細粒強グライ土壌	西山	D-1	赤川
19	高坂	細粒灰色低地土壌	灰褐系 金田	D-1	赤川

表5-3. 1999年供試圃場の土壌統群、地形区分地域、粘土鉱物組成型

No.	圃場名	土壌統群名	統名	地形区分地域	粘土鉱物組成型
1	大広	細粒強グライ土壌	富曽亀	C-1	A
2	中沢1	泥炭土壌	長富	C-1	A
3	中沢2	泥炭土壌	長富	C-1	A
4	西目	細粒強グライ土壌	富曽亀	C-1	B
5	下小中	細粒強グライ土壌	西山	C-1	B
6	菱津	泥炭土壌	長富	C-1	B
7	栃屋	細粒強グライ土壌	西山	C-1	C
8	向町	細粒灰色低地土壌	灰褐色系 諸橋	B-3	C
9	中柳原	細粒強グライ土壌	西山	B-3	C
10	下川	中粗粒強グライ土壌	琴浜	B-2	C
11	千安京田	細粒強グライ土壌	西山	B-2	C
12	中清水	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-4	B
13	清水新田1	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-4	B
14	清水新田2	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-3	C
15	下清水	泥炭土壌	岩沼	A-2	B
16	寺田	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-2	C
17	井岡	細粒強グライ土壌	西山	-	C
18	上柳原	細粒強グライ土壌	西山	A-2	C
19	西京田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-2	C
20	北京田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-2	C
21	林崎	細粒強グライ土壌	西山	A-2	C
22	福田1	細粒強グライ土壌	西山	A-2	C
23	福田2	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	C
24	小京田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	C
25	本田	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	C
26	播磨	細粒強グライ土壌	西山	A-1	C
27	中京田	細粒強グライ土壌	西山	A-1	C
28	文下	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-1	C
29	茅原	細粒強グライ土壌	富曽亀	A-1	C
30	新形	中粗粒強グライ土壌	琴浜	A-1	C
31	日枝	細粒強グライ土壌	富曽亀	D-1	C
32	高坂	細粒灰色低地土壌	灰褐色系 金田	D-1	C
33	寿	細粒強グライ土壌	東浦	D-1	C
34	我老林	礫質灰色低地土壌	灰色系 国領	D-1	C
35	勝福寺	礫質灰色低地土壌	灰色系 国領	D-1	C

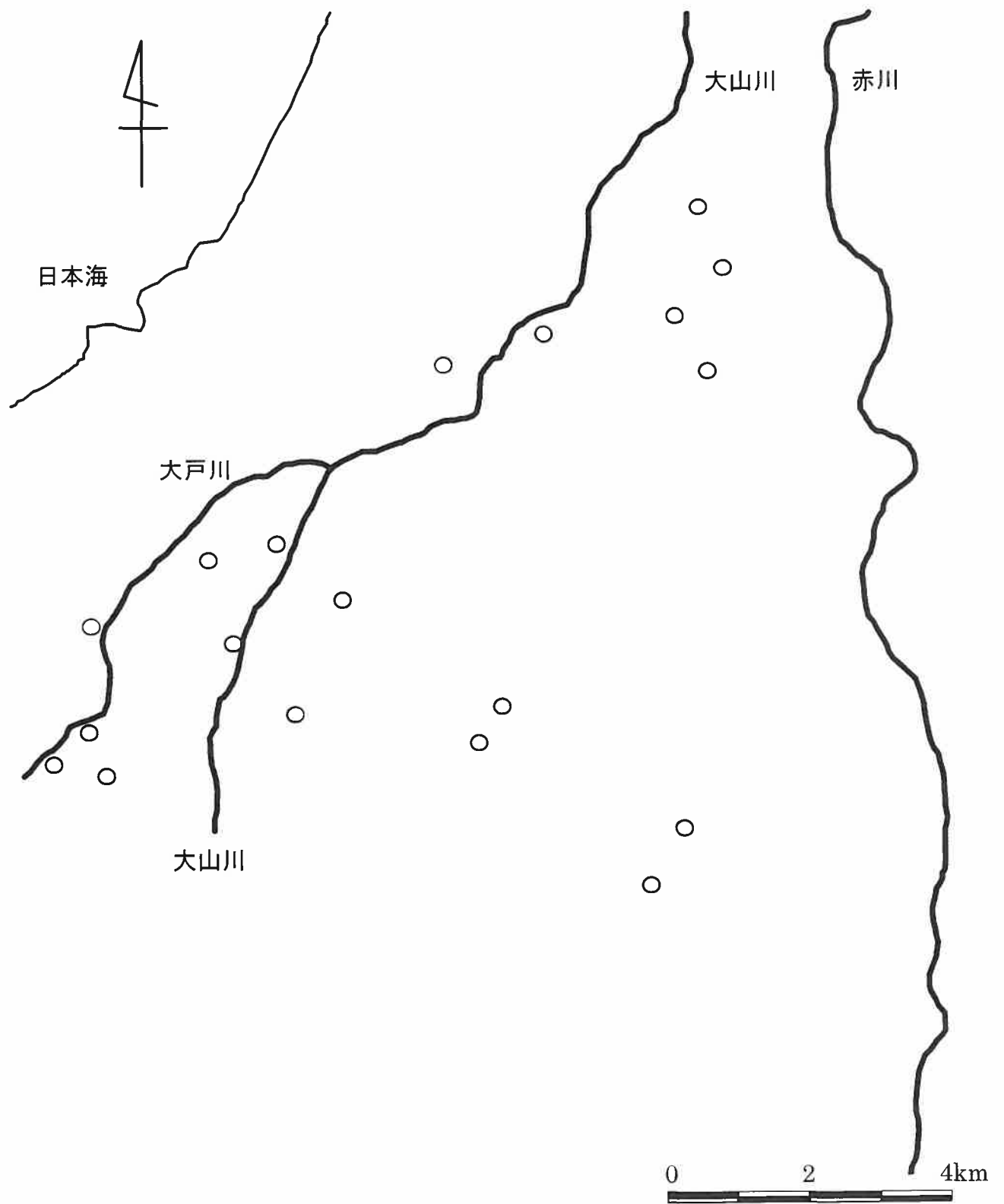


図5-1. 1998年供試圃場

農畜産振興課 2001) を供試した。供試圃場への水稻移植は各供試圃場農家慣行で行い、圃場内の試験区的水稻は 1998 年の 5 月 15 日、1999 年の 5 月 18 日に移植した。以下、移植後日数は試験区的水稻移植日から計算する。試験区への移植は苗質、植え込み本数、植付け深度をそろえるため手植えで行った。1998 年の試験区の移植苗は苗質の異なる次の 2 種類を用いた。山形県農業試験場庄内支場慣行で育苗した苗（健苗）と育苗期間を通して遮光率 50%の寒冷紗により遮光処理を行った苗（遮光苗）である。1999 年の試験区の移植苗は山形県農業試験場庄内支場慣行で育苗した苗（健苗）のみを用いた。移植直前に苗質調査を行った。健苗、遮光苗とも 150 本ずつ供試し、苗地上部について苗丈、葉令、乾物重、窒素含有率、窒素含量を調査した。

栽植密度、施肥管理、水管理、雑草や害虫防除などの栽培方法は各圃場の農家慣行に従った。

### 2-2-3. 試料採取および分析方法

水稻茎数は 1998 年、1999 年ともに移植 20 日後（1998 年は 6 月 4 日、1999 年は 6 月 7 日）に 1 圃場につき 10 株ずつ計測した。1998 年は各苗質につき 10 株ずつ計測した。水稻は茎数計測日に 1 圃場につき（1998 年は各苗質につき）10 株ずつ採取し、通風乾燥機により 80 °C で 48 時間乾燥し、乾物重を測定した（河野 1983）。乾燥した水稻はセミ・マイクロ・ケルダール法により窒素含量を定量し、窒素含有率、窒素吸収量を求めた（Bremner and Mulvaney 1982）。

土壌試料は、1998年は移植時（5月15日）、移植20日後（6月4日）、30日後（6月14日）、1999年は移植時（5月18日）、移植20日後（6月7日）、30日後（6月17日）、40日後（6月27日）に採取した。土壌試料は内径5 cm、高さ10 cmのポリ塩化ビニル製のコアを用いて土壌表層から10 cmまでの深さを採取した。土壌試料は各供試圃場の試験区の中から1圃場につき5ヶ所をランダムに選び、隣り合った水稻4株の条間と株間が交差する中心位置から採取した（鳥山・石田 1987）。各圃場の5つの土壌試料はよく混合し、土壌溶液中アンモニア態窒素量、土壌溶液中陽イオン（Ca, Mg, Na, K）量、土壌中交換性アンモニア態窒素量、土壌中二価鉄量の分析に供試した。

土壌採取日に供試土壌の一部を3000 rpmで10分間遠心分離し、ろ過した土壌溶液を冷凍保存した。また、供試土壌の一部をpH 7.0の1 M塩化カリウム溶液で抽出し、またはpH 3.0の1 M酢酸ナトリウム溶液で抽出し、ろ過した抽出液をそれぞれ常温で保存した。土壌溶液中アンモニア態窒素量はインドフェノール・ブルー法で比色定量した（Scheiner 1976）。土壌溶液中陽イオン（Ca, Mg, Na, K）量はICP発光分光分析法により定量した（村本ら 1987）。1 M塩化カリウム溶液で抽出した土壌中交換性アンモニア態窒素量は水蒸気蒸留法で定量した（Keeney and Nelson 1982）。1 M酢酸ナトリウム溶液で抽出した土壌中二価鉄量（高井ら 1958）は*o*-フェナントロリン比色法で定量した（AOAC 1959）。

1998年は各供試圃場で田面水深、灌漑水温、田面水温、5 cmの

深さにおける地温を測定した。田面水深は5月19日、25日、27日、28日、6月4日に測定しその平均値を解析に用いた。灌漑水温、田面水温、5 cm 地温は移植後20日間の晴天の日の正午に硝子温度計で測定した。灌漑水温は5月19日、21日、27日、28日に測定した。田面水温、5 cm 地温は5月19日、27日、28日に測定した。1999年は供試圃場の中の2圃場で灌漑水温、田面水温、5 cm 地温の推移をメモリーセンサー（小糸工業）を用いて10分間隔で測定した。測定は5月30日～6月30日に行った。測定に供試した圃場は赤川から灌漑水を引いていると考えられた圃場（鶴岡市茅原）と大山川から灌漑水を引いていると考えられた圃場（鶴岡市大山）である。

水稻収穫後に表層から10 cm までの深さの土壌を採取し、化学性を測定した。土壌は1圃場につき5ヶ所から採取し、風乾後、2mmで篩別し測定に供試した（安西 1997）。pH はガラス電極法で測定した（森・嶋田 1978）。CEC は酢酸カルシウム溶液を用いて定量した（Wada and Harada 1969）。全窒素量はセミ・マイクロ・ケルダール法により定量した（Bremner and Mulvaney 1982）。リン酸吸収係数はリン酸アンモニウム溶液を用いて定量した（関谷 1978）。可給態リン酸はトルオーグ法で定量した（Truog 1930; 関谷 1978）。遊離酸化鉄量は $\text{Na}_2\text{S}_2\text{O}_4$ -EDTA法で定量した（Asami and Kumada 1959）。

## 2-3. 2000 年

### 2-3-1. 供試圃場

1999 年供試圃場と同様である。

### 2-3-2. 試料採取および分析方法

2000 年 6 月 12 日に水稻（はえぬき）栽培圃場から土壤溶液を採取した。土壤溶液は外径 6 mm、長さ 4 cm の素焼き管をシリコンチューブでシリンジに接続させ、吸引法（鳥山・石田 1987; 鳥山 1988）により表層から 4 cm の深さまでの土壤から採取した。土壤溶液は各供試圃場の試験区の中から 1 圃場につき 1 ヶ所から採取した。採取直後の土壤溶液に pH 3.0 の 1 M 酢酸ナトリウム溶液を添加し、*o*-フェナントロリン比色法で土壤溶液中溶存鉄量を定量した（AOAC 1959）。

### 2-4. 統計解析

相関分析、分散分析、回帰分析、重回帰分析は SAS を用いた（SAS Institute 1988; 高橋ら 1989; 市川ら 1993; 芳賀ら 1996）。

## 3. 結果および論議

### 3-1. 水稻の初期生育の圃場間差

1998 年、1999 年移植 20 日後の水稻の生育の記述統計量を表 5-4 に示した。水稻茎数は 1998 年の健苗が 125~305 本  $m^{-2}$  で、平均



表5-4. 1998年、1999年移植20日後の水稻の生育の記述統計量

	茎数 (本 m <sup>-2</sup> )	乾物重 (g m <sup>-2</sup> )	窒素含有率 (%)	窒素吸収量 (g m <sup>-2</sup> )
1998年 (健苗)				
平均値	222	15.1	3.2	0.49
最大値	305	17.2	4.2	0.71
最小値	125	10.5	2.9	0.33
変動係数 (%)	19.4	14.1	12.7	22.6
1998年 (遮光苗)				
平均値	123	10.6	3.2	0.34
最大値	184	13.2	4.1	0.42
最小値	83	7.2	2.8	0.25
変動係数 (%)	19.6	15.6	10.9	16.4
1999年 (健苗)				
平均値	163	9.9	4.1	0.41
最大値	243	15.7	4.8	0.73
最小値	90	5.8	2.0	0.15
変動係数 (%)	22.8	21.2	16.0	31.0

値は 222 本  $m^{-2}$  であり、1998 年の遮光苗が 83~184 本  $m^{-2}$  で、平均値は 123 本  $m^{-2}$  であり、1999 年の健苗が 90~243 本  $m^{-2}$  で、平均値は 163 本  $m^{-2}$  であった。水稻乾物重は 1998 年の健苗が 10.5~17.2  $g m^{-2}$  で、平均値は 15.1  $g m^{-2}$  であり、1998 年の遮光苗が 7.2~13.2  $g m^{-2}$  で、平均値は 10.6  $g m^{-2}$  であり、1999 年の健苗が 5.8~15.7  $g m^{-2}$  で、平均値は 9.9  $g m^{-2}$  であった。水稻の窒素含有率は 1998 年の健苗が 2.9~4.2% で、平均値は 3.2% であり、1998 年の遮光苗が 2.8~4.1% で、平均値は 3.2% であり、1999 年の健苗が 2.0~4.8% で、平均値は 4.1% であった。水稻の窒素吸収量は 1998 年の健苗が 0.33~0.71  $g m^{-2}$  で、平均値は 0.49  $g m^{-2}$  であり、1998 年の遮光苗が 0.25~0.42  $g m^{-2}$  で、平均値は 0.34  $g m^{-2}$  であり、1999 年の健苗が 0.15~0.73  $g m^{-2}$  で、平均値は 0.41  $g m^{-2}$  であった。水稻茎数、乾物重、窒素吸収量は 1998 年の異なる苗質の間で比較すると健苗の方が遮光苗よりも高い値を示した。1998 年と 1999 年の間で比較すると 1998 年の健苗の方が 1999 年の健苗よりも高い値を示した。

1998 年、1999 年移植 20 日後の水稻の生育の空間的な変動の大きさを変動係数で検討した (表 5-4)。水稻茎数の圃場間の変動係数は 1998 年の健苗で 19.4%、1998 年の遮光苗で 19.6%、1999 年の健苗で 22.8% であった。水稻乾物重の圃場間の変動係数は 1998 年の健苗で 14.1%、1998 年の遮光苗で 15.6%、1999 年の健苗で 21.2% であった。水稻の窒素含有率の圃場間の変動係数は 1998 年の健苗で 12.7%、1998 年の遮光苗で 10.9%、1999 年の健苗で 16.0% であっ

た。水稻の窒素吸収量の圃場間の変動係数は1998年の健苗で22.6%、1998年の遮光苗で16.4%、1999年の健苗で31.0%であった。1998年の健苗、遮光苗、1999年の健苗の水稻茎数、乾物重、窒素含有率、窒素吸収量の変動係数はすべて10%以上を示した。1998年の水稻茎数と乾物重の変動係数は遮光苗の方が健苗よりも高い値を示し、窒素含有率と窒素吸収量の変動係数は健苗の方が遮光苗よりも高い値を示した。また、1999年の水稻茎数、乾物重、窒素含有率、窒素吸収量の変動係数は1998年の変動係数と比較して高い値を示した。これらのことから、移植20日後の水稻の生育の空間的分布には変動があり、この変動は年次により異なるものと推測された。

### 3-2. 水稻の初期茎数に圃場間差が生じる原因

#### 3-2-1. 栽培要因

本研究は生育初期における単位面積あたり水稻茎数に影響を与える栽培技術の中で水稻品種、苗質、植え込み本数、植付け深度を統一している。移植時の苗質を表5-5に示した。移植時の葉令は1998年の健苗が3.4、1998年の遮光苗が3.2、1999年の健苗が3.7の稚苗であった。苗100本あたりの乾物重は1998年の健苗が1.35g、1998年の遮光苗が0.89g、1999年の健苗が1.38gであり、苗丈は1998年の健苗が11.4cm、1998年の遮光苗が15.1cm、1999年の健苗が11.8cmであった。健全な稚苗は苗100本あたりの乾物重が1g以上、苗丈が11~13cmである(山形県農業技術普及会1986)。したがって、1998年と1999年の健苗はほぼ同質の健全な稚苗であ

表5-5. 1998年、1999年に供試した水稻苗の苗質

苗質	1998年		1999年
	健苗	遮光苗	健苗
葉令	3.4	3.2	3.7
苗100本あたり乾物重 (g)	1.35	0.89	1.38
苗丈 (cm)	11.4	15.1	11.8
窒素含有率 (%)	3.21	4.18	4.13
苗100本あたり窒素含量 (mg)	43.4	37.2	57.0

ったといえる。1998年の遮光苗は乾物重が小さく、徒長した稚苗であったといえる。また、栽植密度、施肥管理、水管理、雑草や害虫防除等の栽培方法は各圃場の農家慣行に従った。1998年の栽植密度は条間方向で27.8~30.0 cm hill<sup>-1</sup>、平均で29.0 cm hill<sup>-1</sup>、株間方向で14.1~18.9 cm hill<sup>-1</sup>、平均で15.5 cm hill<sup>-1</sup>であり、圃場間で大きな差は認められなかった。1999年の栽植密度は条間方向で27.8~29.4 cm hill<sup>-1</sup>、平均で28.4 cm hill<sup>-1</sup>、株間方向で12.2~18.5 cm hill<sup>-1</sup>、平均で15.3 cm hill<sup>-1</sup>、であり、1998年と同様に圃場間で大きな差は認められなかった。基肥窒素施用量（活着期追肥を含む）は供試圃場の農家への聞き取り調査より、1998年が4.0~11.7 g m<sup>-2</sup>、平均で6.6 g m<sup>-2</sup>であり、1999年が3.4~7.9 g m<sup>-2</sup>、平均で5.8 g m<sup>-2</sup>であった。基肥窒素施肥量が多いほど土壌中交換性アンモニア態窒素量が高まり、水稻の単位面積あたり窒素吸収量が増加する（Shoji et al. 1974; Wada et al. 1989）。そのため、基肥窒素施用量の圃場間差は後述の土壌中交換性アンモニア態窒素量の圃場間差として水稻の初期茎数の圃場間差との関係を検討できると考えた。一方、水管理方法の圃場間差は田面水深、茎基部付近の水温や地温を変化させる要因となる。そこで、栽培要因の圃場間差が水稻の初期茎数の圃場間差に与える影響として、田面水深、灌漑水温、田面水温、5 cmの深さにおける地温の圃場間差が移植20日後の水稻茎数の圃場間差に与える影響を検討した。

1998年の移植後20日の間に測定した田面水深を表5-6に示した。各圃場の各測定日の田面水深は0~11 cmであり、各圃場の測定し

表5-6. 供試圃場の田面水深

No.	圃場名	田面水深 (cm)					5日間平均値 <sup>a</sup>
		5月19日	5月25日	5月27日	5月28日	6月4日	
1	大広	nd <sup>b</sup>	5	4	5	4	5
2	中沢1	5	5	4	6	6	5
3	中沢2	nd	10	7	7	5	7
4	西目	nd	7	5	7	5	6
5	下小中	nd	10	5	4	5	6
6	菱津	7	9	8	5	10	8
7	栃屋	nd	8	4	2	4	5
8	中柳原	nd	6	3	2	7	4
9	中清水	nd	10	6	7	3	7
10	清水新田2	2	7	3	5	6	5
11	井岡	3	11	11	5	4	7
12	岡山	nd	8	0	3	0	3
13	林崎	nd	5	4	2	5	4
14	小京田	nd	10	5	4	6	6
15	本田	nd	7	5	5	4	5
16	播磨	7	10	6	6	5	7
17	中京田	nd	9	7	5	7	7
18	民田	2	9	5	5	4	5
19	高坂	nd	7	6	4	5	5

<sup>a</sup> 1998年5月19日、25日、27日、28日、6月4日測定値の平均値。

<sup>b</sup> nd 測定していない。

た 5 日間の平均値は 3~8 cm であった。各測定日を反復とした田面水深の圃場間差を検討した結果、圃場ごとの田面水深に差がないことが明らかになった(表 5-7)。また、各圃場の田面水深の平均値と移植 20 日後の水稻莖数の関係を検討した結果、健苗、遮光苗ともに両者の間に有意な相関が認められなかった(図 5-2)。したがって、本研究における供試圃場の田面水深は水稻莖数の圃場間差に影響を与えていないと考えられた。

1998 年に測定した灌漑水温を表 5-8 に示した。測定した供試圃場は各測定日の灌漑水温が 10~15 °C であり、その 4 日間の平均値が 12~13 °C であった圃場と、各測定日の灌漑水温が 15~21 °C であり、その 4 日間の平均値が 15~20 °C であった圃場に分けられた。1998 年に測定した田面水温を表 5-9 に示した。各圃場の田面水温は測定した 3 日間の平均値で 30~34 °C であった。田面水温は測定日ごとに比較すると 5 °C ずつの圃場間差が認められたが、圃場ごとに比較すると測定日を通した田面水温の変化に一定の特徴は認められなかった。1998 年に測定した 5 cm 地温を表 5-10 に示した。各圃場の 5 cm 地温は測定した 3 日間の平均値で 22~28 °C であった。5 cm 地温は測定日ごとに比較すると 4~8 °C の圃場間差が認められたが、圃場ごとに比較すると測定日を通した地温の変化に一定の特徴は認められなかった。各測定日を反復とし、灌漑水温、田面水温、5 cm 地温の圃場間差を検討した(表 5-11)。灌漑水温は有意水準 0.1% で有意な圃場間差が認められ、田面水温と 5 cm 地温は圃場により有意な差が認められなかった。有意な圃場間差が認められた灌

表5-7. 田面水深に対する圃場間差の影響

田面水深の圃場間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	18	126.1	7.01	1.36	0.1854
誤差	63	325.2	5.16		
全体	81	451.4			



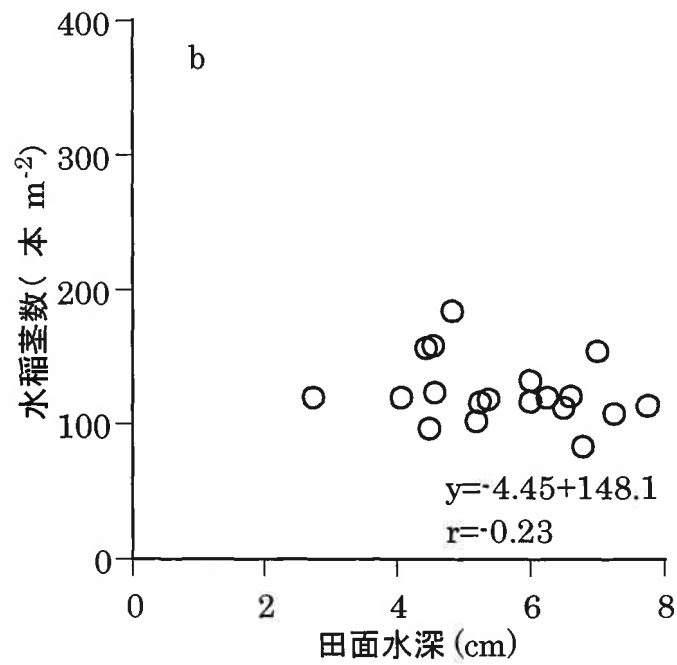
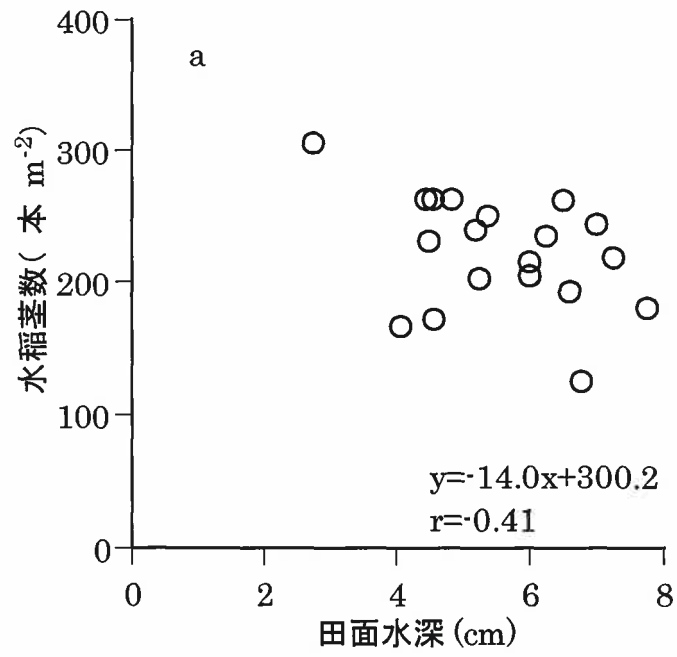


図5-2. 田面水深の平均値と移植20日後の水稻莖数の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

表5-8. 供試圃場の灌漑水温（供試圃場は灌漑水温平均値の低い順に並べ替えてある）

圃場名	灌漑水温 (°C)				
	5月19日	5月21日	5月27日	5月28日	4日間平均値 <sup>a</sup>
中京田	nd <sup>b</sup>	12	nd	nd	12 e
中清水	nd	nd	12	12	12 e
清水新田 2	10	nd	13	14	12 e
民田	11	11	nd	14	12 e
本田	nd	nd	12	14	13 de
林崎	nd	nd	13	14	13 de
井岡	12	11	13	15	13 de
播磨	12	13	13	15	13 de
高坂	nd	nd	13	14	13 cde
中柳原	nd	nd	16	15	15 bcde
西目	nd	17	15	17	16 abcd
下小中	nd	18	17	17	17 abc
菱津	18	18	17	17	18 ab
中沢 1	17	19	18	19	18 ab
栃屋	nd	nd	18	19	19 ab
中沢 2	nd	19	19	19	19 ab
大広	nd	21	20	20	20 a
岡山	nd	nd	nd	nd	nd
小京田	nd	nd	nd	nd	nd

<sup>a</sup> 1998年5月19日、21日、27日、28日測定値の平均値。

<sup>b</sup> nd 測定していない。

平均値の列の異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表5-9. 供試圃場の田面水温（供試圃場は表5-8 と同一の順で並べてある）

圃場名	田面水温 (°C)			
	5月19日	5月27日	5月28日	3日間平均値 <sup>a</sup>
中京田	nd <sup>b</sup>	29	31	30
中清水	nd	32	34	33
清水新田 2	28	31	34	31
民田	30	32	33	31
本田	nd	30	32	31
林崎	nd	31	30	31
井岡	28	31	33	31
播磨	28	32	29	30
高坂	nd	32	34	33
中柳原	nd	33	33	33
西目	nd	34	33	34
下小中	nd	31	33	32
菱津	26	32	31	30
中沢 1	31	34	33	33
栃屋	nd	31	32	32
中沢 2	nd	33	32	32
大広	nd	31	33	32
岡山	nd	nd	34	34
小京田	nd	31	31	31

<sup>a</sup> 1998年5月19日、27日、28日測定値の平均値。

<sup>b</sup> nd 測定していない。

表5-10. 供試圃場の5 cm地温（供試圃場は表5-8 と同一の順で並べてある）

圃場名	5 cm地温 (°C)			
	5月19日	5月27日	5月28日	3日間平均値 <sup>a</sup>
中京田	nd <sup>b</sup>	23	27	25
中清水	nd	24	26	25
清水新田 2	28	26	27	27
民田	28	23	27	26
本田	nd	24	30	27
林崎	nd	27	28	27
井岡	27	23	24	25
播磨	28	24	28	27
高坂	nd	24	26	25
中柳原	nd	27	29	28
西目	nd	26	28	27
下小中	nd	23	22	22
菱津	22	26	23	24
中沢 1	28	24	25	26
栃屋	nd	26	27	27
中沢 2	nd	24	26	25
大広	nd	25	27	26
岡山	nd	24	26	25
小京田	nd	24	27	25

<sup>a</sup> 1998年5月19日、27日、28日測定値の平均値。

<sup>b</sup> nd 測定していない。

表5-11. 灌漑水温、田面水温、5 cm地温に対する圃場間差の影響

1. 灌漑水温の圃場間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	16	365.0	22.82	18.08	0.0001
誤差	30	37.9	1.26		
全体	46	402.9			

2. 田面水温の圃場間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	18	67.4	3.75	1.19	0.3406
誤差	24	75.6	3.15		
全体	42	143.0			

3. 5cm地温の圃場間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	18	76.7	4.26	1.13	0.3796
誤差	25	94.0	3.76		
全体	43	170.7			

漑水温について、各圃場の漑水温の平均値の差を検討した（表 5-8）。各測定日の漑水温を圃場ごとに平均した値には有意な差が認められた。

鶴岡市の水田は漑水を赤川、大山川、大戸川のいずれかから受水している（八沢川土地改良区 1986, 1998; 青龍寺川土地改良区 1998）。大戸川は大山川の中流域で合流して大山川となるため、供試圃場を赤川から漑水を引いている圃場と大山川および大戸川から漑水を引いている圃場にわけて（表 5-2）、漑河川の違いが各圃場の漑水温の平均値に与える影響を解析した（表 5-12）。その結果、各圃場の漑水温の平均値は漑河川により有意な差が認められ、赤川の漑水温の平均値は 13 °C、大山川および大戸川の漑水温の平均値は 18 °C であった。各河川の受益区域を図 2-12 に示した。主に、赤川は赤川と大山川の間地域に漑水として受水され、大山川は大山川の西側と大戸川との間地域に漑水として受水され、大戸川は大戸川の西側地域に漑水として受水されている。漑水温測定圃場と各圃場の漑水温の平均値を図 5-3 に示した。漑水を赤川から引いている地域の各圃場の漑水温の平均値は 12~13 °C、漑水を大山川または大戸川から引いている地域の各圃場の漑水温の平均値は 15~20 °C であった。したがって、漑水温の圃場間差は漑河川の違いにより生じていたことが明らかになった。赤川の上流は年間降水量が約 3000 mm の積雪量の多い朝日連峰であり、赤川は水稻生育期間中に大量の雪解け水が流れ、水量が多い（佐藤・志村 1966）。一方、大山川流域の年間降水量は

表5-12. 灌漑水温平均値に対する灌漑河川の影響

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	1	111.7	111.72	91.36	0.0001
誤差	15	18.3	1.22		
全体	16	130.1			

灌漑河川	灌漑水温平均値* (°C)
赤川	13 b
大山川および大戸川	18 a

\* 1998年5月19日、21日、27日、28日測定値の平均値をさらに河川ごとに平均した値。異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

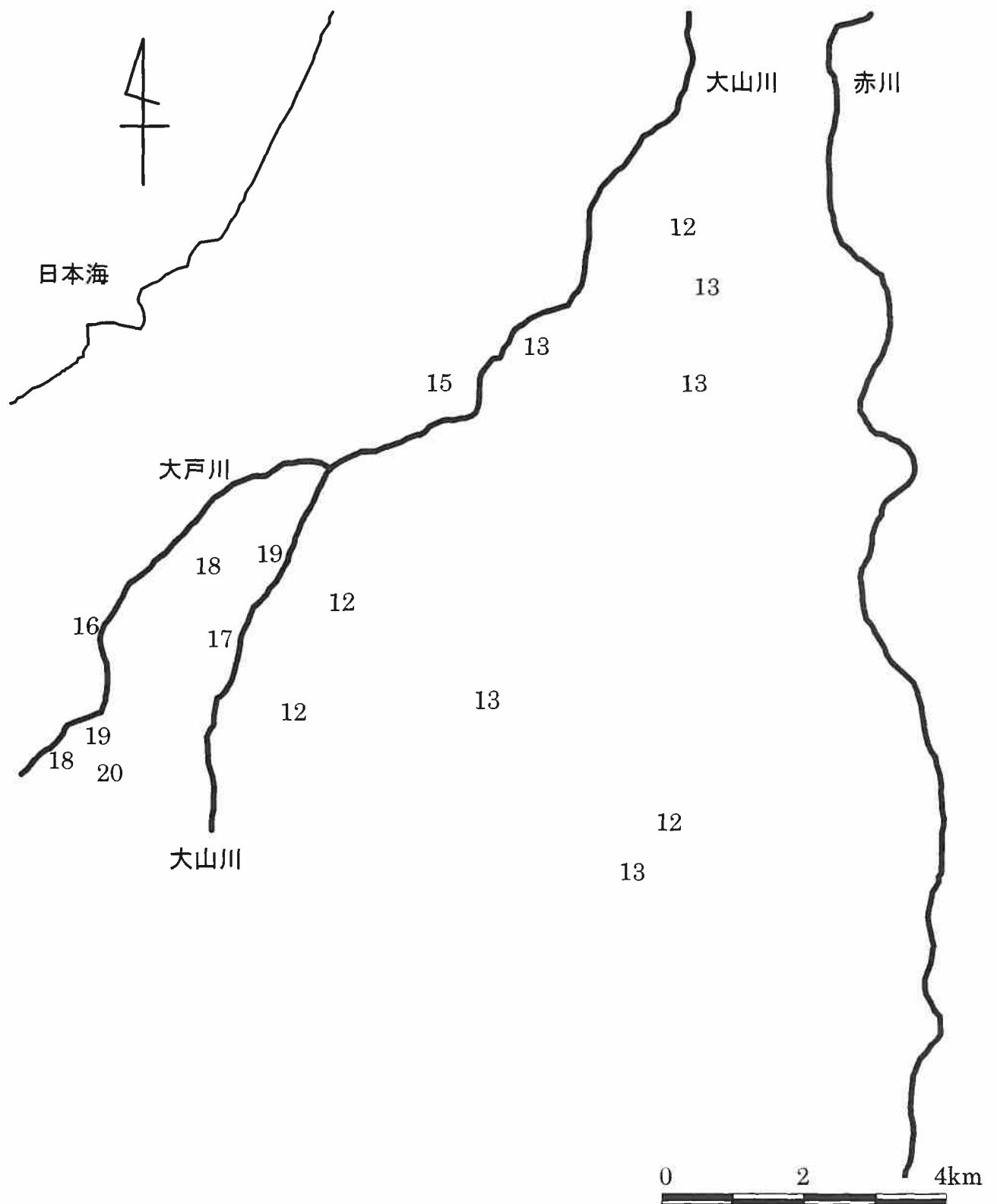


図5-3. 灌漑水温測定圃場と測定圃場の灌漑水温平均値

図中の数字は測定圃場における各測定日の灌漑水温を平均した値。



2000～2500 mmであり、大山川は標高の低い鶴岡市の西南方の山々を水源としているために雪解け水が少なく、水量が少ない（八沢川土地改良区史編纂委員会 1997）。そのため、赤川水系の水温は大山川水系の水温よりも低くなったと考えられた。

灌漑水温はすべての供試圃場で田面水温と 5 cm 地温よりも低かったことから（表 5-8、表 5-9、表 5-10）、灌漑水温が低い圃場は灌漑水温が高い圃場と比較して圃場への灌漑水入水直後の田面水温と 5 cm 地温が低くなると推測された。晴天の日の正午に測定した田面水温と 5 cm 地温には圃場間差が認められなかったことから（表 5-11）、灌漑水温の低い圃場は灌漑水温の高い圃場と比較して灌漑水入水直後の田面水温、地温とその後温められた田面水温、地温との温度較差が大きくなると推測された。水稻の分けつ芽の分化は低温により促進され、分けつの伸長は高温により促進されるため（松島ら 1965）、茎基部付近の水温や地温の温度較差が大きいほど分けつ数は増加する（角田 1964；松島ら 1965；田中ら 1968）。したがって、灌漑水温の温度差は水稻の初期茎数に影響を与えたと考えられた。

河川による灌漑水入水直後の田面水温および地温の差を明らかにするために、1999年に5月30日～6月6日の灌漑水温、田面水温、5 cm 地温の推移を連続測定した。測定は1998年に灌漑水温が低かった地域（赤川地域）の中の1圃場と灌漑水温が高かった地域（大山川地域）の中の1圃場で行った。この期間の灌漑水温の推移を図 5-4、田面水温の推移を図 5-5、5 cm 地温の推移を図 5-6 に示した。

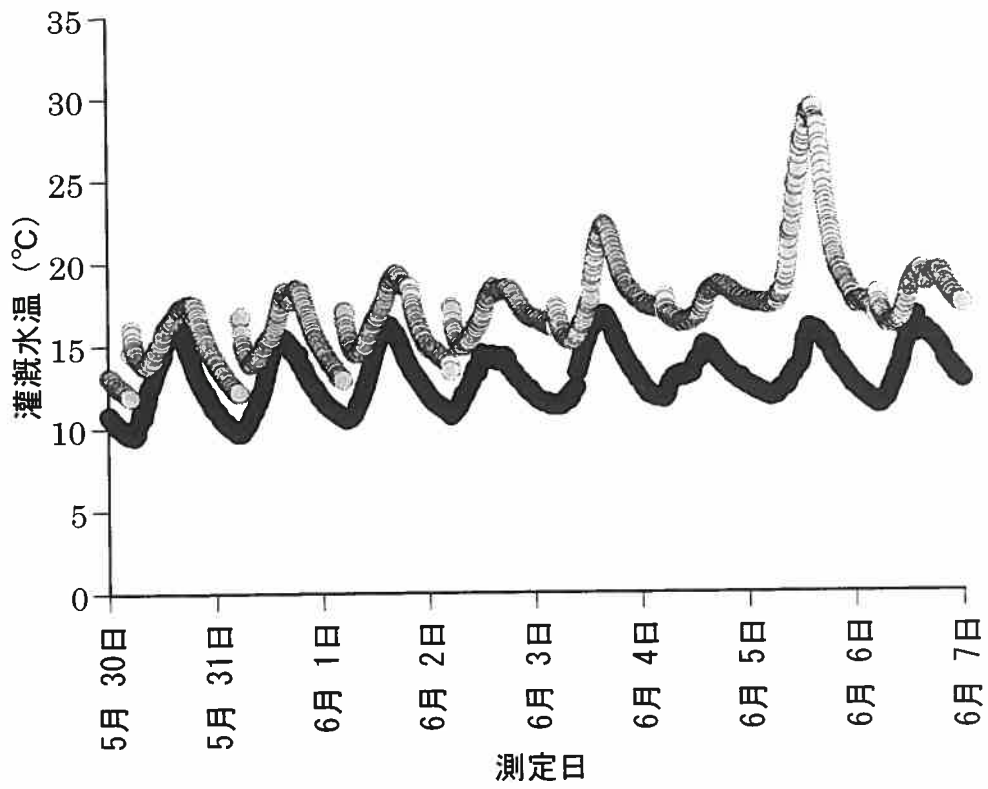


図5-4. 5月30日から6月6日までの灌漑水温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域

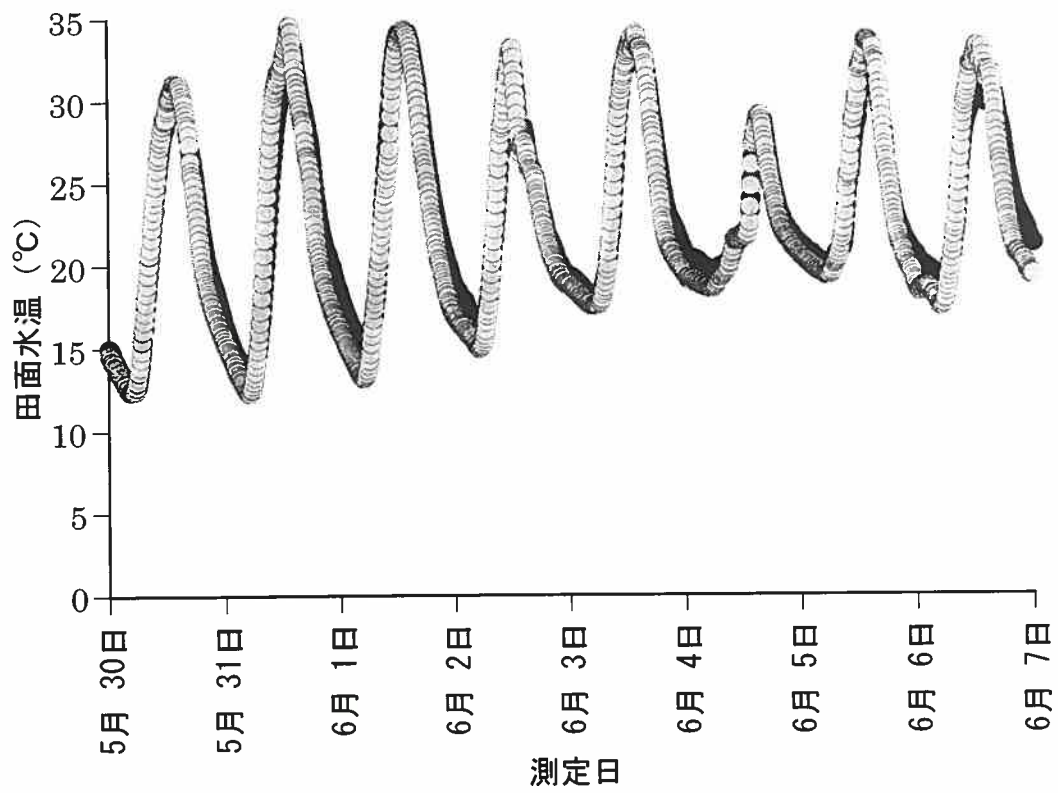


図5-5. 5月30日から6月6日までの田面水温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域

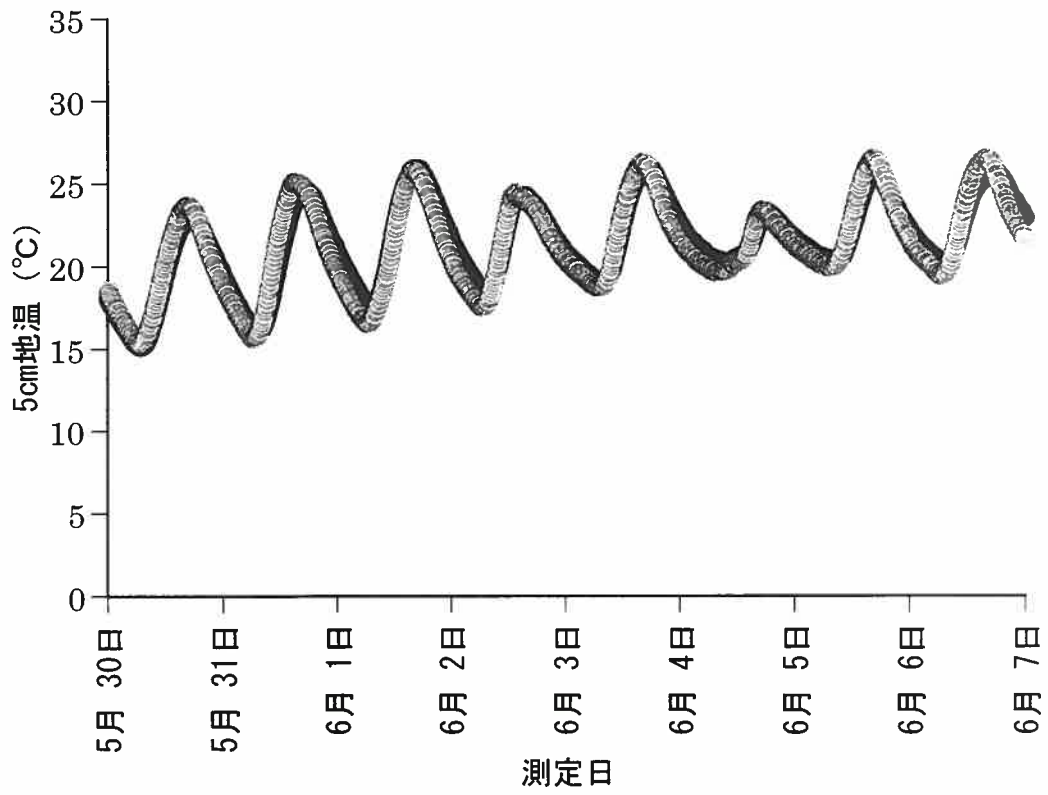


図5-6. 5月30日から6月6日までの5cm地温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域

赤川地域、大山川地域の灌漑水温、田面水温、5 cm 地温はいずれも同様の日変化を示した。5月30日～6月6日における10分間隔の灌漑水温の温度変化は赤川地域が10～17℃、大山川地域が12～29℃であった。田面水温の温度変化は赤川地域が13～34℃、大山川地域が12～35℃であり、5 cm 地温の温度変化は赤川地域が15～26℃、大山川地域が15～27℃であった。1998年の結果と同様に、赤川の灌漑水温は大山川の灌漑水温より常に低く推移したが、田面水温と5 cm 地温の推移には河川による差が認められなかった。また、灌漑水温は田面水温よりも常に低く推移した。田面水温と地温の推移が常に灌漑水温の推移と同様であり、田面水温と5 cm 地温の推移に河川による差が認められなかったことから、圃場への灌漑水入水日および入水時間を特定することができなかった。

5月30日～6月6日の短い期間内では圃場への灌漑水の入水がなかった可能性も考えられる。そこで、圃場への灌漑水入水日および入水時間を特定するために、さらに長い期間で灌漑水温、田面水温、5 cm 地温の推移を測定した。5月30日～6月30日における灌漑水温の推移を図5-7、田面水温の推移を図5-8、5 cm 地温の推移を図5-9に示した。灌漑水温の温度変化は赤川地域が10～20℃、大山川地域が12～30℃であった。5月30日～6月6日（図5-4、図5-5、図5-6）の結果と同様に、赤川の灌漑水温は大山川の灌漑水温より常に低く推移した。しかしながら、田面水温と5 cm 地温の推移に河川による差が生じる点はなく、圃場への灌漑水入水日および入水時間を特定することができなかった。

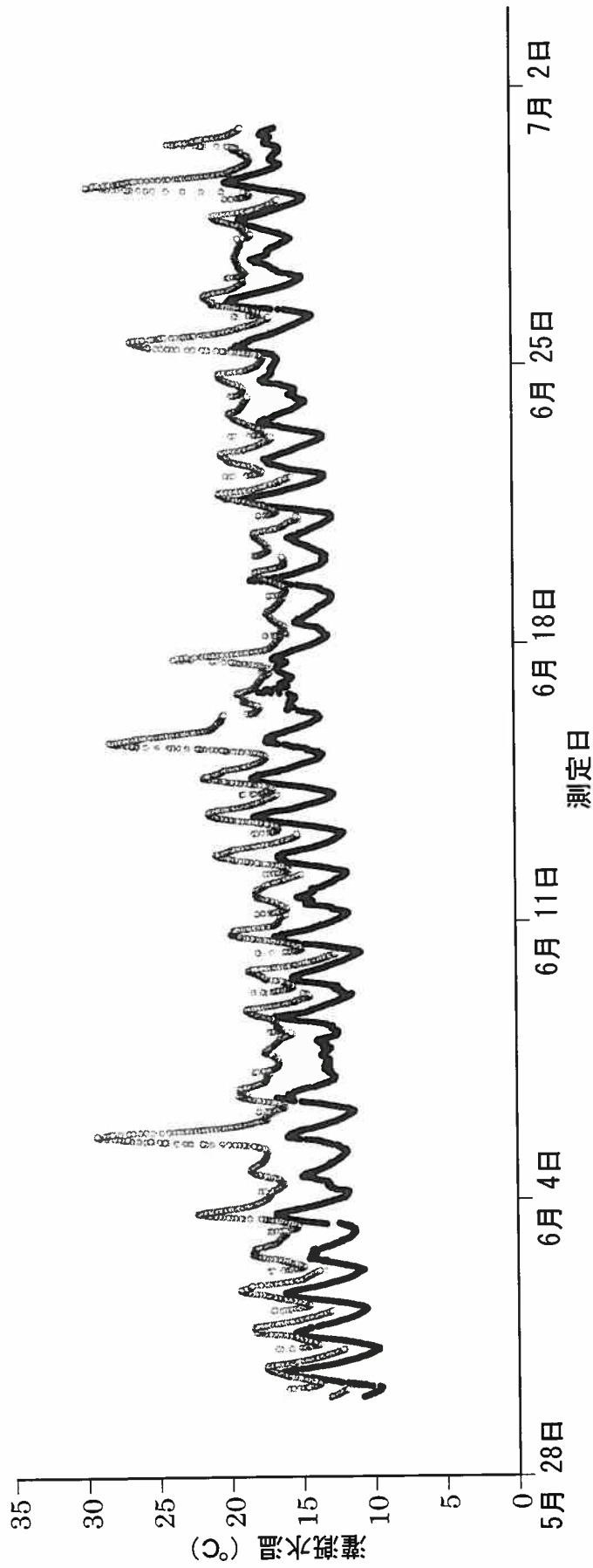


図5-7. 5月30日から6月30日までの灌漑水温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域

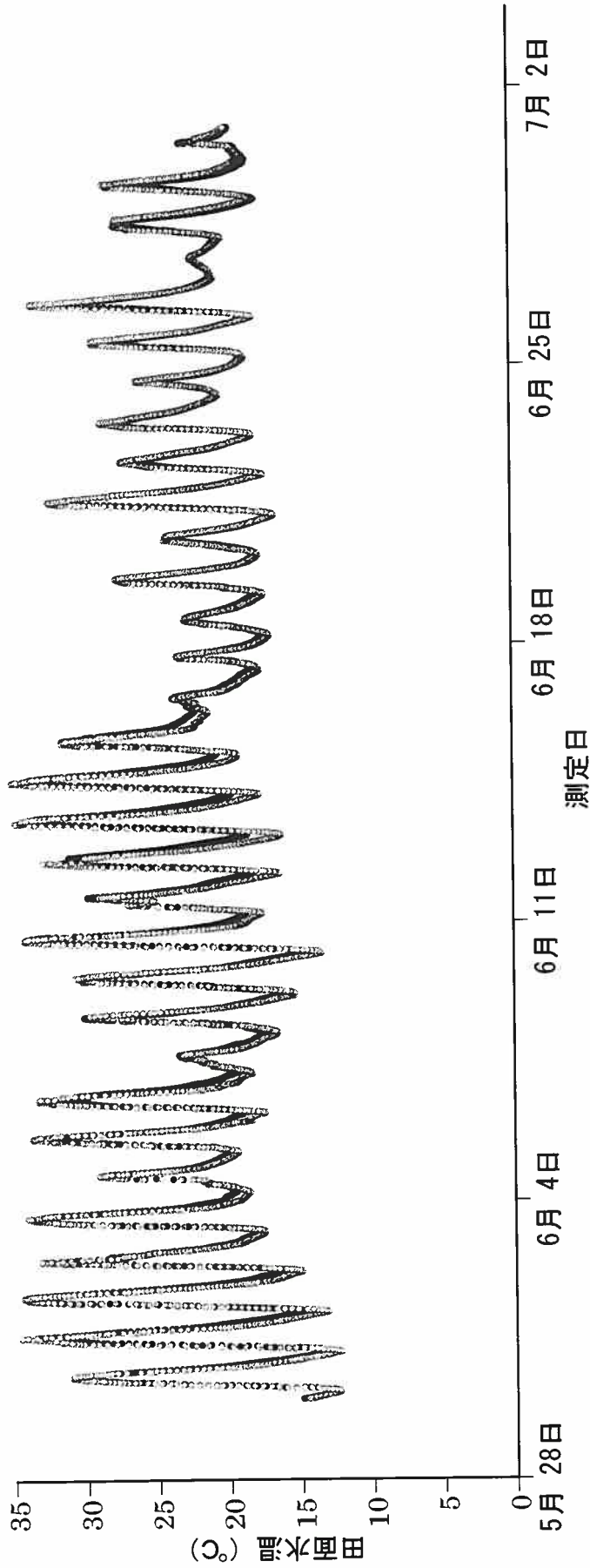


図5-8. 5月30日から6月30日までの田圃水温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域

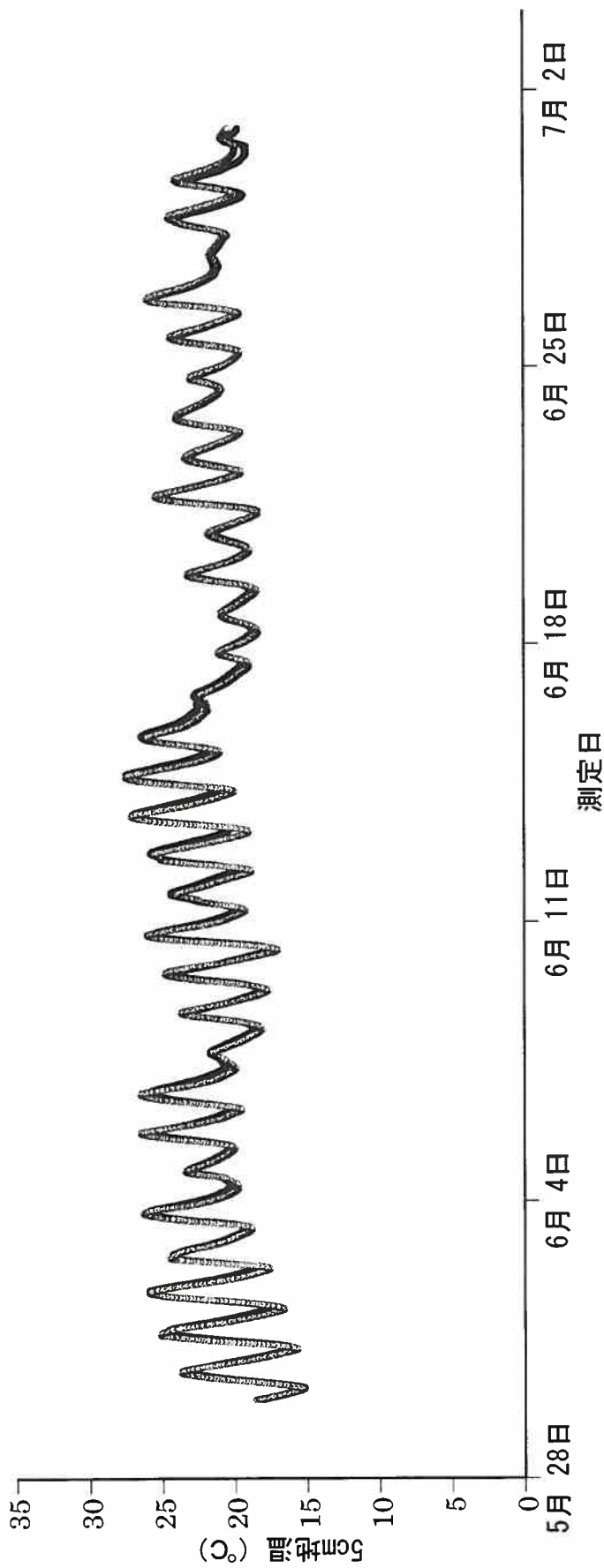


図5-9. 5月30日から6月30日までの5cm地温の推移

● : 赤川地域、● : 大山川地域



5月30日～6月30日の間に温度測定圃場で一度も灌漑水の入水がなかったとは考えられない。そのため、河川による灌漑水温の差は灌漑水入水直後でも田面水温と5 cm地温に影響を与えなかったと考えられた。これらのことは、河川による灌漑水温の差が圃場の水温の温度較差に影響せず、水稻莖数の圃場間差に影響を与えないことを示唆するものである。

以上より、栽培要因（田面水深、灌漑水温、田面水温、地温）の圃場間差は本研究における移植20後の水稻莖数の圃場間差に影響を与えていないと考えられた。

### 3-2-2. 環境要因

1998年と1999年の鶴岡地域における気象条件として、移植後20日間の気温平均値・全天日射量平均値・積算日照時間、移植日の日平均風速・日最大瞬間風速、移植後一週間の日平均風速・日最大瞬間風速の平均値を表5-13に示した（気象庁1998, 1999）。移植20日間の日最高気温の平均値は1998年、1999年ともに22.4℃、日最低気温の平均値は1998年が13.6℃、1999年が13.5℃であった。日最高気温の平均値、日最低気温の平均値は1998年、1999年ともに平年値（1961年から1990年までの30年間の気温を平均した値）より高い値であった。移植後20日間の気温の平均値、全天日射量の平均値、積算日照時間に年次間差は認められなかった。移植日の日平均風速は1998年が2.1 m s<sup>-1</sup>、1999年が3.7 m s<sup>-1</sup>であり、日最大瞬間風速は1998年が6.7 m s<sup>-1</sup>、1999年が12.3 m s<sup>-1</sup>であった。

表5-13. 1998年、1999年の水稲生育初期の鶴岡地域における気象条件

気象条件	1998	平年値 <sup>e</sup>	1999	平年値 <sup>f</sup>
気温 (°C) <sup>a</sup>				
日平均気温	18.0		18.0	
日最高気温	22.4	20.4	22.4	20.9
日最低気温	13.6	11.8	13.5	12.3
全天日射量 (MJ m <sup>-2</sup> day <sup>-1</sup> ) <sup>a</sup>	19.7		19.3	
積算日照時間 (hours) <sup>b</sup>	144.3		148.1	
移植日の風速 (m s <sup>-1</sup> ) <sup>c</sup>				
日平均風速	2.1		3.7	
日最大瞬間風速	6.7		12.3	
移植後一週間の風速 (m s <sup>-1</sup> ) <sup>d</sup>				
日平均風速	2.7		5.3	
日最大瞬間風速	8.7		16.7	

<sup>a</sup> 各年次における移植後20日間の平均値

<sup>b</sup> 各年次における移植後20日間の積算値

<sup>c</sup> 各年次における移植日の値

<sup>d</sup> 各年次における移植後7日間の平均値

<sup>e</sup> 5月15日から6月3日までの平年気温平均値  
(平年値は1961年から1990年までの30年間の気温を平均した値)

<sup>f</sup> 5月18日から6月6日までの平年気温平均値  
(平年値は1961年から1990年までの30年間の気温を平均した値)

移植後一週間の日平均風速の平均値は 1998 年が  $2.7 \text{ m s}^{-1}$ 、1999 年が  $5.3 \text{ m s}^{-1}$  であり、日最大瞬間風速の平均値は 1998 年が  $8.7 \text{ m s}^{-1}$ 、1999 年が  $16.7 \text{ m s}^{-1}$  であった。移植日の日平均風速、日最大瞬間風速、移植後一週間の日平均風速の平均値、日最大瞬間風速の平均値は 1999 年の方が高い値であった。以上より、1998 年と 1999 年の気象条件は風速に年次間差が認められるものの、大きな差はないと考えられた。本研究では試験地域の気象条件はほぼ同一であり、気象条件が水稻の初期莖数の圃場間差に与える影響は小さいと考えている。そこで以下では、環境要因の圃場間差として土壌条件の圃場間差が水稻の初期莖数の圃場間差に与える影響を検討した。

1998 年供試圃場の土壌の化学性を表 5-14 に示し、1999 年の供試圃場の化学性を表 5-15-1 と表 5-15-2 に示した。1998 年、1999 年供試圃場の土壌の化学性の記述統計量は表 5-16 に示した。1998 年供試圃場の pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water) は 4.6~5.6、平均値は 4.9 であった。1999 年供試圃場の pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water) は 4.9~6.0、平均値は 5.3 であった。1998 年供試圃場の CEC は 10.1~38.5 cmol(+) kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 20.1 cmol(+) kg<sup>-1</sup> dry soil であった。1999 年供試圃場の CEC は 8.6~39.0 cmol(+) kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 18.0 cmol(+) kg<sup>-1</sup> dry soil であった。1998 年供試圃場の全窒素量は 1.95~5.97 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 3.25 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。1999 年供試圃場の全窒素量は 1.70~5.32 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 2.95 g kg<sup>-1</sup> dry soil であった。1998 年供試圃場のリン酸吸収係数は 0.93~3.58 g kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均

表5-14. 1998年供試圃場の土壌の化学性

No.	圃場名	pH (1:2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	遊離酸化鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
1	大広	4.9	30.1	3.04	1.60	41.2	13.4
2	矢引	4.8	38.5	4.65	2.75	56.2	16.1
3	中沢	4.6	35.9	3.63	3.58	15.6	18.2
4	山口	5.1	35.1	3.09	3.43	43.6	18.1
5	下小中	4.9	24.9	3.47	3.34	92.6	12.0
6	菱津	4.6	23.8	5.47	2.53	47.0	9.1
7	栃屋	5.3	19.3	3.05	2.61	90.8	5.4
8	中柳原	5.1	13.9	2.52	1.45	28.1	10.7
9	中清水	4.8	25.7	3.22	2.69	17.6	10.6
10	清水新田2	4.9	16.2	2.53	2.38	41.0	11.5
11	井岡	4.7	14.6	3.17	1.04	90.1	6.7
12	岡山	4.7	22.6	5.97	1.63	50.2	11.4
13	林崎	5.6	11.0	2.96	1.05	49.7	4.6
14	小京田	5.2	10.3	2.30	0.93	63.4	6.4
15	本田	5.2	10.1	2.42	1.00	45.6	5.5
16	播磨	5.0	13.4	3.19	1.11	55.4	4.3
17	中京田	4.8	12.2	2.58	1.15	44.0	7.7
18	民田	4.9	11.1	1.95	1.07	36.1	6.8
19	高坂	4.8	13.1	2.52	1.25	36.5	8.4

表5-15-1. 1999年供試圃場の土壌の化学性

No.	圃場名	pH (1:2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	遊離酸化鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
1	大広	5.4	32.3	2.80	3.16	31.5	14.7
2	中沢 1	5.0	39.0	4.50	3.74	64.1	17.8
3	中沢 2	4.9	35.7	3.51	3.64	27.8	17.0
4	西目	5.1	32.0	2.81	3.22	27.4	22.2
5	下小中	5.5	27.5	3.32	2.68	43.1	10.4
6	菱津	5.0	26.8	5.32	3.24	24.2	14.8
7	栃屋	5.5	17.8	3.46	2.00	56.6	5.4
8	向町	5.2	17.7	3.86	2.19	38.7	10.1
9	中柳原	5.2	13.9	2.58	1.84	27.2	10.2
10	下川	5.2	17.9	2.72	2.25	28.3	18.7
11	千安京田	5.5	11.4	2.34	1.56	33.0	8.9
12	中清水	5.4	26.2	2.73	2.78	31.4	11.1
13	清水新田 1	5.5	26.4	3.25	2.69	41.0	9.7
14	清水新田 2	5.5	15.9	2.87	2.08	55.6	8.7
15	下清水	5.3	31.0	4.11	3.12	28.5	17.2
16	寺田	5.2	19.0	3.56	2.58	15.2	22.9
17	井岡	5.2	17.8	3.30	1.91	72.0	6.0

表5-15-2. 1999年供試圃場の土壌の化学性

No.	圃場名	pH (1 : 2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	遊離酸化鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
18	上柳原	5.5	12.7	2.59	1.66	67.2	4.8
19	西京田	5.3	13.2	2.37	1.57	32.7	5.2
20	北京田	5.1	15.0	3.01	1.99	31.3	17.3
21	林崎	5.8	9.7	2.20	1.18	106.1	3.6
22	福田 1	5.5	11.6	2.74	1.27	125.7	3.5
23	福田 2	5.8	15.8	3.07	1.59	104.5	4.7
24	小京田	6.0	11.1	1.92	1.43	122.1	6.5
25	本田	5.3	8.6	2.30	1.43	80.1	4.5
26	播磨	5.4	13.3	3.24	1.52	94.7	5.1
27	中京田	5.6	13.0	2.63	1.63	68.3	8.0
28	文下	5.4	9.2	3.42	2.08	58.6	10.2
29	茅原	5.8	14.1	3.05	2.07	69.0	10.3
30	新形	5.2	9.4	1.70	1.24	41.9	5.4
31	日枝	5.1	13.4	2.48	2.01	46.6	10.9
32	高坂	5.1	13.2	2.60	1.86	38.6	10.1
33	寿	5.1	11.5	1.90	1.75	57.6	7.2
34	我老林	5.1	16.0	2.33	2.27	40.9	10.5
35	勝福寺	4.9	11.4	2.54	1.87	100.3	6.5

表5-16. 1998年、1999年供試圃場の土壌の化学性の記述統計量

	pH (1:2.5 w v <sup>-1</sup> water)	CEC (cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)	全窒素量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	リン酸吸収係数 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	可給態リン酸量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	遊離酸化鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
1998年						
平均値	4.9	20.1	3.25	1.92	49.7	9.8
最大値	5.6	38.5	5.97	3.58	92.6	18.2
最小値	4.6	10.1	1.95	0.93	15.6	4.3
変動係数 (%)	4.9	46.8	32.5	48.2	44.2	43.8
1999年						
平均値	5.3	18.0	2.95	2.14	55.2	10.3
最大値	6.0	39.0	5.32	3.74	125.7	22.9
最小値	4.9	8.6	1.70	1.18	15.2	3.5
変動係数 (%)	5.0	46.2	25.2	32.3	53.7	51.9

値は  $1.92 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。1999 年供試圃場のリン酸吸収係数は  $1.18 \sim 3.74 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $2.14 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。1998 年供試圃場の可給態リン酸量は  $15.6 \sim 92.6 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $49.7 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。1999 年供試圃場の可給態リン酸量は  $15.2 \sim 125.7 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $55.2 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。1998 年供試圃場の遊離酸化鉄量は  $4.3 \sim 18.2 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $9.8 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。1999 年供試圃場の遊離酸化鉄量は  $3.5 \sim 22.9 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $10.3 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。

日本の水田土壌の平均的な化学性は  $\text{pH}(1 : 2.5 \text{ w v}^{-1} \text{ water})$  が 5.8、CEC が  $18.4 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、全窒素量が  $2.44 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、可給態リン酸量が  $58.0 \text{ mg kg}^{-1} \text{ dry soil}$  である（日本土壌協会 1992）。農林水産省の水田に対する土壌改善目標値での遊離酸化鉄量は  $8 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  以上である（山形県農業技術普及会 1986）。供試圃場の pH は日本の水田土壌の平均値と比較して 1998 年供試圃場の平均値、1999 年供試圃場の平均値ともに低い値を示した。CEC は 1998 年の供試圃場の平均値で日本の水田土壌の平均的な値よりも高い値を示し、1999 年供試圃場の平均値で日本の水田土壌の平均的な値とほぼ同程度であった。可給態リン酸量は日本の水田土壌の平均値と比較して 1998 年供試圃場の平均値、1999 年供試圃場の平均値ともにわずかに低い値を示した。遊離酸化鉄量は土壌改善目標値と比較して 1998 年供試圃場の平均値、1999 年供試圃場の平均値ともに高い値を示した。供試圃場の土壌の化学性の平均値は日



本の水田土壌の平均値や土壌改善目標値と比較して大きな違いは認められなかったことから、本研究の化学性の値は一般的な値といえる。

土壌の化学性の空間的な変動の大きさを変動係数で比較した（表 5-16）。1998 年供試圃場間の土壌の化学性の変動係数は pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water)が 4.9%、CEC が 46.8%、全窒素量が 32.5%、リン酸吸収係数が 48.2%、可給態リン酸量が 44.2%、遊離酸化鉄量 43.8%であった。1999 年供試圃場間の土壌の化学性の変動係数は pH(1 : 2.5 w v<sup>-1</sup> water)が 5.0%、CEC が 46.2%、全窒素量が 25.2%、リン酸吸収係数が 32.3%、可給態リン酸量が 53.7%、遊離酸化鉄量 51.9%であった。1998 年、1999 年ともに pH を除いた土壌の化学性は変動係数が高く、pH 以外の土壌の化学性の圃場間の変動は大きいと考えられた。

生育初期における単位面積あたりの水稻莖数に影響を与える土壌要因には、土壌溶液中アンモニア態窒素量以外に二価鉄量（Ponnamperuma et al. 1955; 瀧嶋 1961; 但野 1970, 1974, 1976）、交換性アンモニア態窒素量（庄子ら 1971; 和田ら 1971a; 高橋ら 1973; Shoji et al. 1974; 高橋ら 1976a; Shoji et al. 1986; Wada et al. 1989）が考えられる。そこで、土壌中二価鉄量、土壌中交換性アンモニア態窒素量の圃場間差が移植 20 日後の水稻莖数に与える影響を検討した。

1998 年、1999 年移植 20 日後の土壌中二価鉄量の記述統計量を表 5-17 に示した。1998 年の土壌中二価鉄量は 1.80 ~ 11.39 g kg<sup>-1</sup> dry

表5-17. 1998年、1999年移植20日後の土壤中二価鉄量、土壤中交換性アンモニア態窒素量、土壤溶液中アンモニア態窒素量の記述統計量

	土壤中 二価鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)	土壤中交換性 アンモニア態窒素量 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	土壤溶液中 アンモニア態窒素量 (mg L <sup>-1</sup> )
1998年			
平均値	4.21	56.2	3.44
最大値	11.39	103.0	5.52
最小値	1.80	31.1	1.97
変動係数 (%)	62.6	31.5	30.8
1999年			
平均値	3.58	67.8	3.44
最大値	11.27	115.2	7.58
最小値	1.11	20.5	1.55
変動係数 (%)	69.7	32.4	33.0

soil であり、平均値は  $4.21 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、変動係数は 62.6%であった。1999 年の土壌中二価鉄量は  $1.11 \sim 11.27 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、平均値は  $3.58 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、変動係数は 69.7%であった。これは、本研究における土壌中二価鉄量は圃場間の変動が大きいことを示している。湛水土壌中での二価鉄の生成量は遊離酸化鉄量、易分解性有機物量、遊離酸化鉄量と易分解性有機物量の相対的な割合に支配される（浅見 1970a, b, c; 浅見・高井 1970）。供試圃場の土壌の化学性の変動係数から、遊離酸化鉄量の圃場間の変動は大きいことが明らかにされている（表 5-16）。そのため、土壌中の遊離酸化鉄量の圃場間の変動が二価鉄量の圃場間の変動を大きくしたと考えられた。

二価鉄は水稻の生育に対して促進要因または阻害要因として働く（瀧嶋 1961）。水稻は培養液中の二価鉄量が  $10 \text{ mg L}^{-1}$  以下の場合には積極的吸収により二価鉄を吸収し、 $50 \text{ mg L}^{-1}$  以上の場合には排除する（但野 1970, 1974, 1976）。すなわち、水稻の生育が阻害される培養液中の限界二価鉄量は  $10 \sim 50 \text{ mg L}^{-1}$  である（Ponnamperuma et al. 1955; 瀧嶋 1961; 但野 1970, 1974, 1976）。1999 年供試圃場と同一圃場における土壌溶液中溶存鉄量を 2000 年 6 月 12 日に測定した（表 5-18）。その結果、供試圃場の土壌溶液中溶存鉄量は  $1.8 \sim 141.0 \text{ mg L}^{-1}$  であり、平均値は  $33.2 \text{ mg L}^{-1}$ 、変動係数は 83.1%であった。35 供試圃場の中で土壌溶液中溶存鉄量が  $10 \text{ mg L}^{-1}$  以下であったのは 3 圃場、 $10 \sim 50 \text{ mg L}^{-1}$  であったのは 27 圃場、 $50 \text{ mg L}^{-1}$  以上であったのは 5 圃場であった。溶

表5-18. 土壤溶液中溶存鉄量とその度数分布

土壤溶液中溶存鉄量 (mg L <sup>-1</sup> )	
平均値	33.2
最大値	141.0
最小値	1.8
変動係数 (%)	83.1

階級値 (mg L <sup>-1</sup> )	頻度
1.8~9.9	3
10.0~19.9	9
20.0~29.9	8
30.0~39.9	5
40.0~49.9	5
50.0~141.0	5

存鉄には二価鉄、三価鉄、鉄錯化合物が含まれる（日本分析化学会北海道支部 1981）。これらのことは、本研究における土壌中および土壌溶液中二価鉄量の圃場間の変動は大きく、土壌中二価鉄量の圃場間差は移植 20 日後の水稲茎数の圃場間差に影響を与える可能性を示唆する。

そこで、1998 年、1999 年の移植 20 日後の土壌中二価鉄量と水稲茎数の関係を検討した（図 5-10、図 5-11）。1998 年の健苗、1998 年の遮光苗、1999 年の健苗いずれも土壌中二価鉄量と水稲茎数の間に有意な相関は認められず、本研究の移植 20 日後における土壌中二価鉄量の圃場間差は水稲茎数の圃場間差に影響を与えていないと考えられた。しかしながら、2000 年に測定した土壌溶液中溶存鉄量から考えると（表 5-18）、鶴岡市水田土壌における土壌中の二価鉄が水稲の生育に影響を与える可能性は否定できない。

水田土壌は湛水期間が長く、積算温度が高まるに従い二価鉄量が増加する（本村 1969; 浅見 1970a, b; 浅見・高井 1970; 高橋ら 1973; 庄子ら 1976; 土屋ら 1986）。水稲栽培圃場は耕起後に入水し、移植前に一度落水する。その後、移植日から有効分げつ終止期までは常時湛水にする（山形県農林水産部 1996）。そのため、移植 20 日後の水稲茎数計測日（1998 年 6 月 4 日、1999 年 6 月 7 日）は土壌溶液中溶存鉄量を測定するための土壌溶液採取日（2000 年 6 月 12 日）よりも湛水期間が短く、積算温度が低かった可能性がある。供試圃場は試験区の水稲移植日より農家による水稲移植日の方が早いため、本研究では農家による水稲移植日を湛水開始日と考え

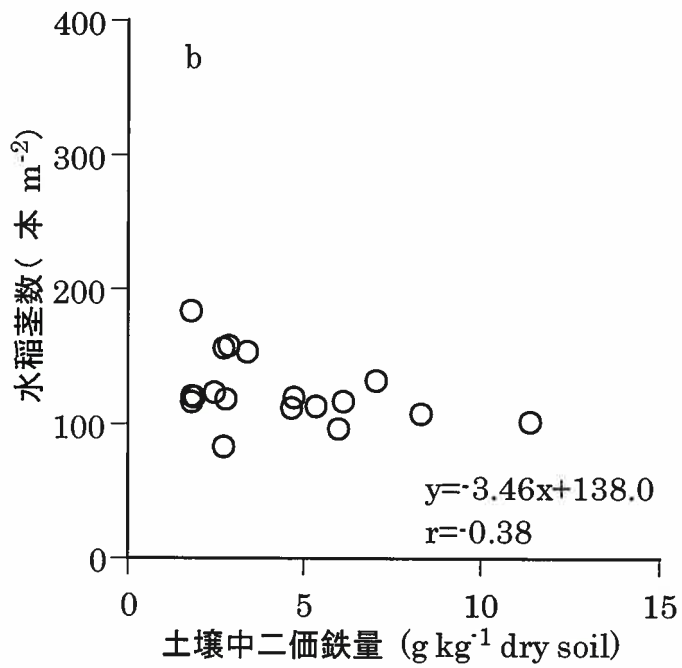
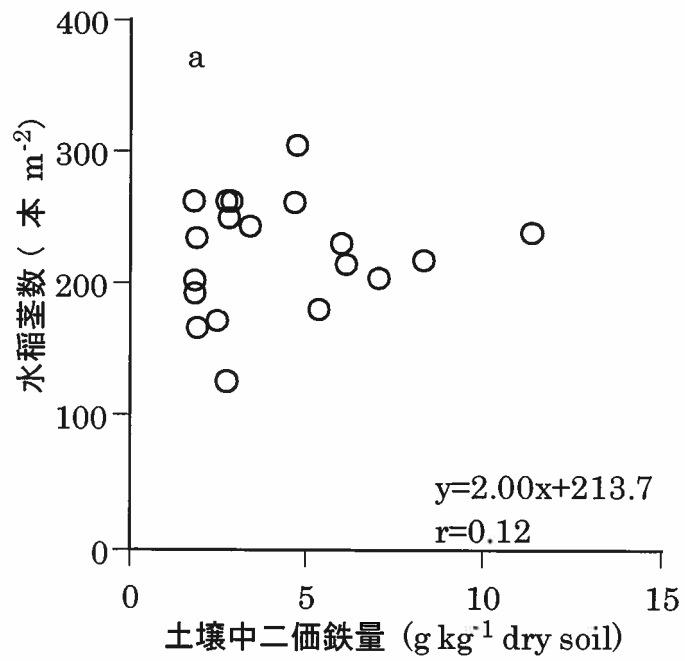


図5-10. 1998年移植20日後の土壌中二価鉄量と水稲莖数の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

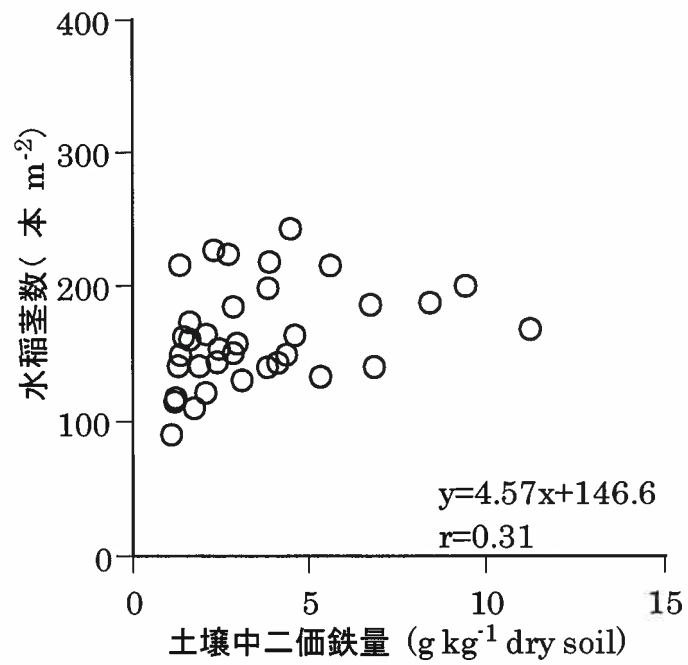


図5-11. 1999年移植20日後の土壤中二価鉄量と水稻莖数の関係

た。この湛水開始日から 1998 年、1999 年移植 20 日後の水稲莖数計測日までの気温の平均値と土壤溶液中溶存鉄量測定のための土壤溶液採取日までの気温の平均値を表 5-19 に示した。1998 年と 1999 年の水稲莖数計測日までの日平均気温の平均値は 17.2 °C、16.8 °C であり、2000 年の土壤溶液採取日までの 17.3 °C と比較して低い傾向が認められた。日最高気温の平均値も同様に 1998 年と 1999 年が 21.5 °C、21.1 °C であり、2000 年の 21.5 °C と比較して低い傾向が認められた。日最低気温の平均値も同様に 1998 年と 1999 年が 12.9 °C、12.4 °C であり、2000 年の 14.0 °C と比較して低い傾向が認められた。したがって、1998 年と 1999 年の移植 20 日後の圃場における土壤溶液中溶存鉄量は 2000 年に測定した土壤溶液中溶存鉄量よりも低い可能性がある。これらのことから、鶴岡市水田土壤においても湛水期間が長い場合や積算温度が高い場合には、土壤中二価鉄量の圃場間差が水稲の生育に与える影響を考慮する必要があることが示された。

1998 年、1999 年移植 20 日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量の記述統計量を表 5-17 に示した。1998 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量は 31.1~103.0 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 56.2 mg kg<sup>-1</sup> dry soil、変動係数は 31.5%であった。1999 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量は 20.5~115.2 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であり、平均値は 67.8 mg kg<sup>-1</sup> dry soil、変動係数は 32.4%であった。本研究における土壤中交換性アンモニア態窒素量は圃場間で大きな変動があると考えられた。



表5-19. 圃場湛水開始日（農家による水稻移植日）から移植後20日（水稻茎数計測日）までの期間の気温と土壤溶液中溶存鉄量測定日までの期間の気温

	期間	期間中平均気温 (°C)		
		日平均気温	日最高気温	日最低気温
1998年	5月10日 <sup>a</sup> - 6月4日 <sup>b</sup>	17.2	21.5	12.9
1999年	5月9日 <sup>a</sup> - 6月7日 <sup>b</sup>	16.8	21.1	12.4
2000年	5月12日 <sup>a</sup> - 6月12日 <sup>c</sup>	17.3	21.5	14.0

<sup>a</sup> 各年次、各供試圃場での農家移植日の平均値（農家への聞き取り調査による）。

<sup>b</sup> 移植20日後の水稻採取日（試験範囲での移植20日後）

<sup>c</sup> 土壤溶液中溶存鉄量測定のための土壤溶液採取日

そこで、1998年、1999年の移植20日後の土壌中交換性アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係を検討した（図5-12、図5-13）。1998年の健苗、1998年の遮光苗、1999年の健苗いずれも土壌中交換性アンモニア態窒素量と水稻莖数の間に有意な相関が認められなかった。したがって、移植20日後において土壌中交換性アンモニア態窒素量の圃場間差は水稻莖数の圃場間差に影響を与えていないと考えられた。これは水稻莖数の圃場間差が土壌中交換性アンモニア態窒素量で説明されないことを明らかにした他の報告（安藤ら1978；武田ら1984）と一致する。水田土壌中のアンモニア態窒素は土壌の陽イオン交換基に吸着しているか土壌溶液中に存在している。したがって、この結果は水田土壌中のアンモニア態窒素を交換基に吸着している量と土壌溶液中に存在している量に区分し、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係を検討することの重要性を示唆する。

以上より、土壌要因（二価鉄量、交換性アンモニア態窒素量）の圃場間差は本研究における移植20日後の水稻莖数の圃場間差に影響を与えていないと考えられた。

### 3-3. 複数の供試圃場における土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期莖数の関係

#### 3-3-1. 土壌溶液採取方法

土壌溶液の採取方法には実験室内で採取する方法と圃場条件下で採取する方法がある。実験室内での採取方法として利用されている

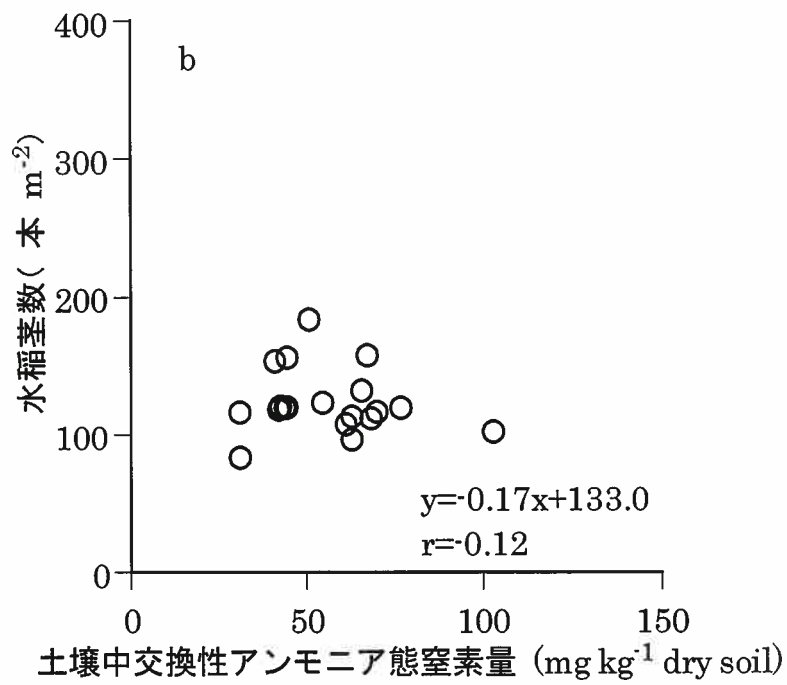
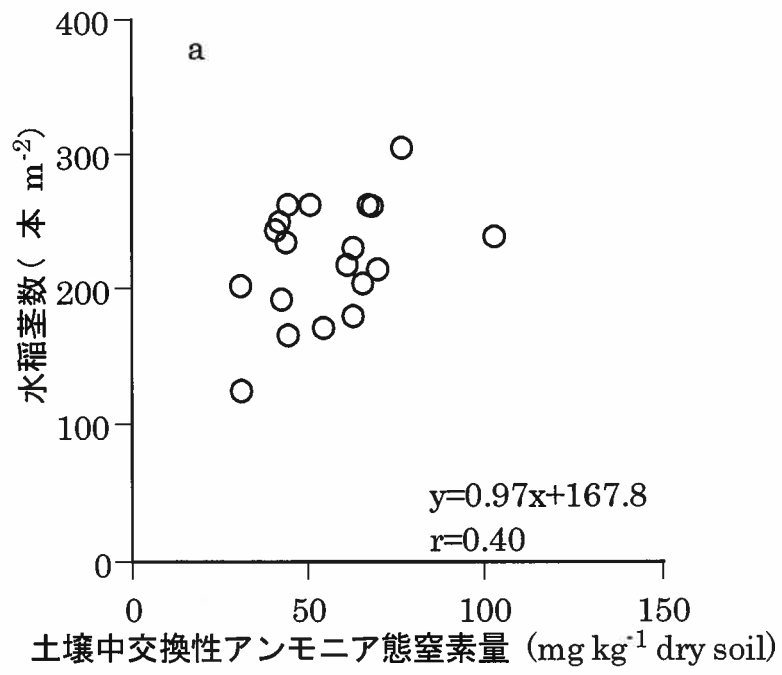


図5-12. 1998年移植20日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

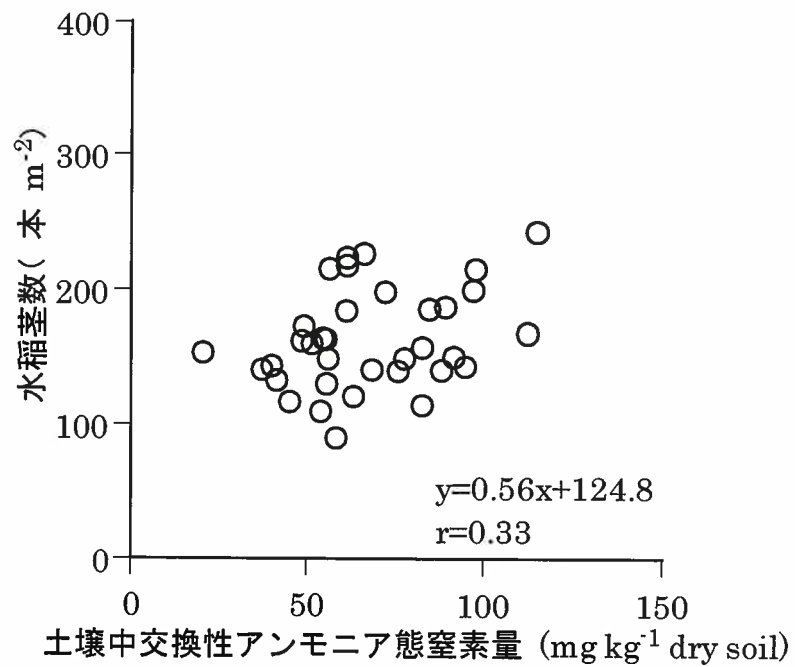


図5-13. 1999年移植20日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係

方法には置換法、加圧法、遠心法がある（山崎 1970; Wolt 1994）。置換法は供試土壌をカラム中に充填し、上から土壌中の孔隙に流体または気体を浸入させることによって孔隙内に存在する土壌溶液を浸出させ、採取する方法であり（Parker 1921; Adams et al. 1980）、さらに下から吸引（Wolt and Gravelle 1986）、または上から加圧（Ross and Bartlett 1990）して置換液体（気体）の浸入速度を早める方法もある。置換法で土壌溶液中のイオン濃度、組成を変化させずに土壌溶液を採取できる土壌水分は土壌水ポテンシャル（ $\phi$ ）で  $\phi=0\sim-600$  kPa（最大容水量から初期萎凋点まで）である（加藤 1997）。置換法はカラムへの土壌の充填に相当の注意と熟練を必要とし、一点の土壌溶液の採取に数時間かかるという問題点がある（山崎 1970; Wolt 1994）。加圧法はチャンバーに充填した土壌を窒素ガスで加圧し、ステンレス鋼の網に支えられた素焼き製、繊維製、ガラス繊維製のフィルター（加圧板法）、またはセロファン等の半透膜（加圧膜法）を通して土壌溶液を採取する方法である（Richards 1941; Reitemeier and Richards 1944）。加圧板法で土壌溶液を採取できる土壌水分は  $\phi=0\sim-50$  kPa（最大容水量から水分当量まで）、加圧膜法で土壌溶液を採取できる土壌水分は  $\phi=0\sim-1500$  kPa（最大容水量から永久萎凋点まで）である（山崎 1970; 波多野 1997）。遠心法は遠心分離機を用いて供試土壌から土壌溶液を分離し、採取する方法である（Davies and Davies 1963; 山崎・木下 1969; Gillman 1976; Adams et al. 1980; Reynolds 1984; Aitken and Outhwaite 1987; Elkhatib et al. 1987; Ross and Bartlett 1990）。

遠心法で土壤溶液を採取できる土壤水分は  $\phi = 0 \sim -1500$  kPa (最大容水量から永久萎凋点まで) である (加藤 1997)。遠心法は簡便、容易、迅速に土壤溶液を採取できるため (山崎 1970; Wolt 1994)、実験室内での採取方法として最も有効であると考えられる。

圃場条件下での土壤溶液の採取方法として利用されている方法には吸引法がある (山崎 1970; Wolt 1994)。吸引法は土壤中に素焼き製や焼結ガラス製のポーラスカップを挿入して減圧し、土壤溶液を採取する方法である (MacLeod 1964; Reeve and Doering 1965; 村山 1977; 鳥山・石田 1987; 鳥山 1988; Rasmussen 1989; Morrison and Lowery 1990; Wolt 1994)。吸引法で土壤溶液を採取できる土壤水分は  $\phi = 0 \sim -100$  kPa (最大容水量から毛管連絡切断含水量まで) であり、現地圃場において連続した採取が可能である (山崎 1970)。

土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻の生育を比較する目的で土壤溶液を採取する場合、水稻生育期間中の圃場の土壤構造を壊さずに連続して土壤溶液を採取できる吸引法は有効な方法であると考えられている (MacLeod 1964; Reeve and Doering 1965; 山崎 1970; 村山 1977; 鳥山・石田 1987; 鳥山 1988; Rasmussen 1989; Morrison and Lowery 1990; Wolt 1994)。一方、実験室内で簡便、容易、迅速に土壤溶液を採取できる遠心法は供試土壤を直径 5 cm 程度のコアで採取する (出井 1978) ため、吸引法が土壤溶液を直径 3 mm 程度のポーラスカップで採取する (鳥山・石田 1987; 鳥山 1988) のと比較して一点の試料 (土壤または土壤溶液) 採取に

関わる土壌体積が大きい。このことは、吸引法で土壌溶液を採取した土壌溶液中アンモニア態窒素量はコア法で土壌を採取した土壌中交換性アンモニア態窒素量やコア法で採取した土壌の土壌溶液中アンモニア態窒素量と比較して同一圃場内での変動が大きくなりやすいこと示唆する。

窒素が施肥された水稻栽培圃場の水稻生育初期における土壌中交換性アンモニア態窒素量の変動係数は20～70%であり、土壌中交換性アンモニア態窒素量の空間的分布は地力由来アンモニア態窒素量の空間的分布よりも基肥由来アンモニア態窒素量の空間的分布に強く支配されることが明らかにされている(安藤 1984)。一方、水稻収穫後の水田土壌の全窒素量の変動係数が10%以下であることが明らかにされている(金沢ら 1981)。また、基肥施用前の水田土壌の全窒素量の変動係数が5%以下、pH 7.0のリン酸緩衝液による抽出窒素量の変動係数が10%以下であることが明らかにされている(樋口ら 1983)。これらのことは、窒素施肥条件下の水田土壌において施肥窒素量の空間的な変動が土壌中のアンモニア態窒素量の変動を大きくしていることを示唆する。したがって、施肥などの人為的な栽培条件のばらつきの影響を受ける要因の空間的な変動は人為的な影響を受けない要因よりも大きな変動となる可能性が高く、変動の大きさを考慮して試料を採取する必要があると考えられた。

標本調査法の単純任意抽出法では調査個体数が次式で近似的に求められる(松島・岡部 1954; 松島 1957; 柳沢・高橋 1964; 河野 1983; 楠田 1990)。

$$N = t^2 (\alpha, \infty) C^2 P^{-2}$$

ここで  $N$  は標本数、 $t(\alpha, \infty)$  は危険率  $\alpha\%$  で自由度無限大における統計量  $t$  の値、 $C$  は母集団の変動係数、 $P$  は許容誤差率（許容する誤差の平均値に対する相対的比率）である。すなわち、変動係数が異なる試料について同じ目標精度で母集団の平均値を推定するためには変動係数の大きい試料ほど採取個体数が多く必要になる。そのため、同じ反復数でより精度を高く母集団の平均値を推定するためには、できるだけ変動係数の低い試料採取方法を選択する必要がある。

1996年と1997年は土壌溶液中アンモニア態窒素量を測定するためにポーラスカップで土壌溶液を採取し、土壌中交換性アンモニア態窒素量を測定するためにコアで土壌を採取した。この吸引法に用いるポーラスカップで採取した土壌溶液と遠心法に用いるコアで採取した土壌のアンモニア態窒素量の変動を比較した（表 5-20）。ポーラスカップを用いて採取した土壌溶液中のアンモニア態窒素量の圃場内の変動係数は 41.7～58.2%であった。一方、コアを用いて採取した土壌中の交換性アンモニア態窒素量の圃場内の変動係数は 26.3～37.7%であった。コアを用いて採取した土壌中の交換性アンモニア態窒素量の変動係数はポーラスカップを用いて採取した土壌溶液中のアンモニア態窒素量の変動係数より低いことが示された。土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量の測定中に生じる変動の大きさに差はないとすると、土壌溶液中アンモニア態窒素量の変動はポーラスカップで採取した場合のアンモ



表5-20. 土壤溶液中アンモニア態窒素量、土壤中交換性アンモニア態窒素量の圃場内の変動係数

圃場名	土壤溶液中アンモニア態窒素量 <sup>a</sup>	
	平均値 (mg L <sup>-1</sup> )	変動係数 (%)
鶴岡市民田	5.29	43.9
酒田市本楯	2.98	41.7
遊佐町藤井	1.63	58.2

圃場名	土壤中交換性アンモニア態窒素量 <sup>b</sup>	
	平均値 (mg kg <sup>-1</sup> dry soil)	変動係数 (%)
鶴岡市民田	59.7	35.9
酒田市本楯	30.0	37.7
遊佐町藤井	35.1	26.3

<sup>a</sup> 土壤溶液は外径3 mm、長さ4 cmの素焼き管を用いて吸引法（鳥山・石田1987; 鳥山1988）で表層から4 cmの深さまでの土壤から採取した（20反復で測定）。

<sup>b</sup> 土壤は内径7 cm、高さ4 cmのポリ塩化ビニル製のコアを用いて表層から4 cmの深さまで採取した（20反復で測定）。

ニア態窒素量の変動を示し、土壌中交換性アンモニア態窒素量の変動はコアで採取した場合のアンモニア態窒素量の変動を示すことになる。これらのことは、コアを用いて採取したアンモニア態窒素量の圃場内の変動がポーラスカップを用いて採取したアンモニア態窒素量の圃場内の変動よりも低くなることを示唆する。そこで、1998年と1999年はコアを用いて採取した土壌の土壌溶液中アンモニア態窒素量を測定し、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係を検討した。

### 3-3-2. 土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期莖数の関係

1998年、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量の記述統計量を表5-17に示した。1998年の土壌溶液中アンモニア態窒素量は1.97~5.52 mg L<sup>-1</sup>であり、平均値は3.44 mg L<sup>-1</sup>、変動係数は30.8%であった。1999年の土壌溶液中アンモニア態窒素量は1.55~7.58 mg L<sup>-1</sup>であり、平均値は3.44 mg L<sup>-1</sup>、変動係数は33.0%であった。本研究における土壌溶液中アンモニア態窒素量は圃場間で大きな変動があると考えられた。

1998年、1999年の移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係を検討した(図5-14、図5-15)。1998年の健苗、1998年の遮光苗、1999年の健苗いずれも土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の間に有意な正の相関が認められた。安藤ら(1988)は昼温20℃、夜温10℃でのポット実験において土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期莖数の間に正の相関を認めた。

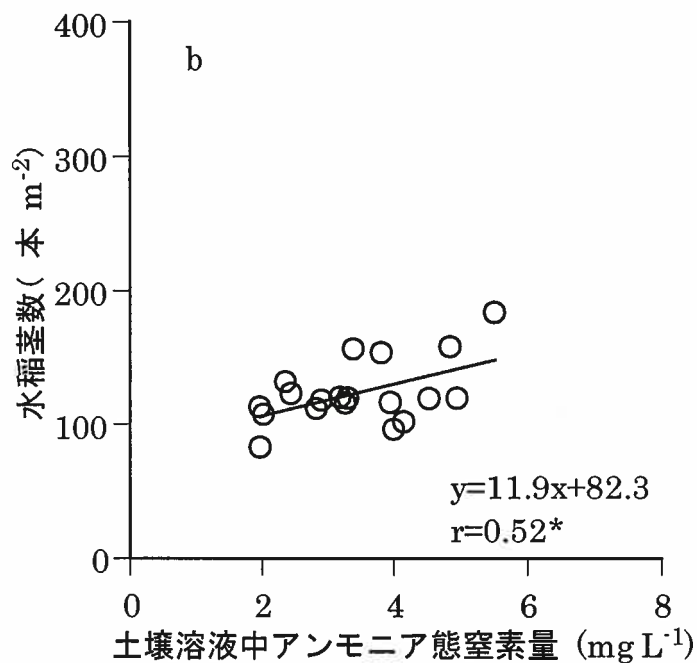
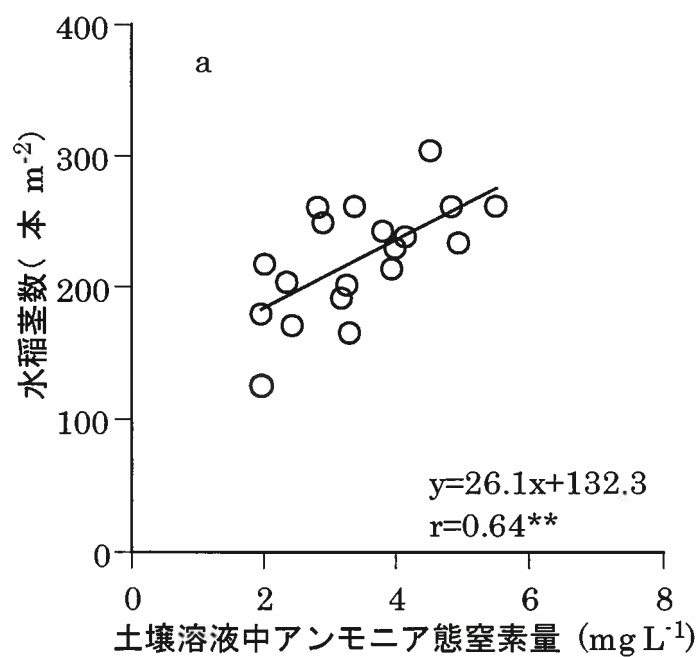


図5-14. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稲茎数の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

\*\* : 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

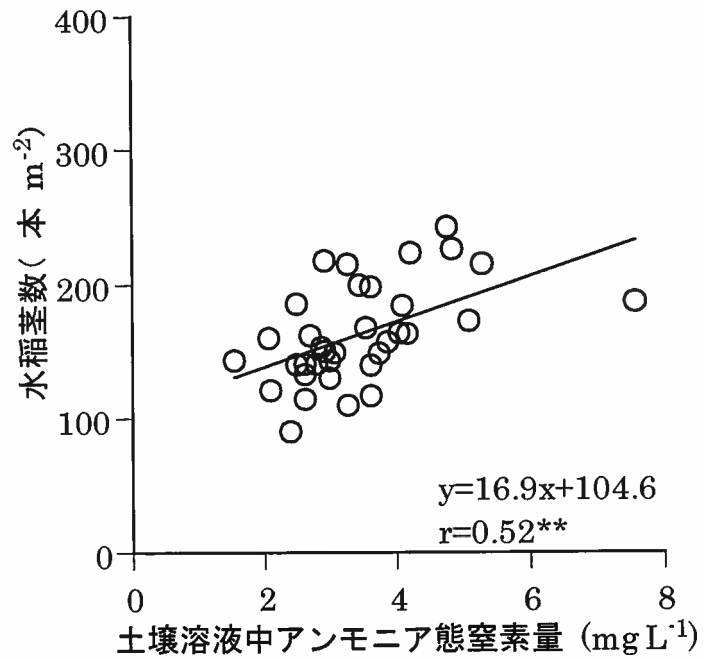


図5-15. 1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係

\*\* : 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

一方、昼温 25 °C、夜温 15 °C でのポット実験において土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期茎数の間には一定の関係が認められなかった。本研究における移植後 20 日間の鶴岡地域の最高気温平均値は 22.4 °C、最低気温平均値は 13.5~13.6°C であった（表 5-13）。したがって、移植後 20 日間の最高気温の平均値が 25 °C 以下で最低気温の平均値が 15 °C 以下の場合、移植 20 日後の水稻茎数の圃場間差は土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差により説明されると考えられた。移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は水稻茎数を推定し、肥培管理方法を決定するための指標値となる可能性がある。

土壤溶液中アンモニア態窒素量から水稻茎数を推定するためには、土壤溶液中アンモニア態窒素量に対応する水稻茎数の値を知ることと、この対応関係が常に一定であることが必要である。また、土壤溶液中アンモニア態窒素量を調節することにより水稻茎数を調節するためには、土壤溶液中アンモニア態窒素量の変化量に対応する水稻茎数の変化量を知ることと、この対応関係が常に一定であることが必要である。これらの対応関係を示すものは土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係を示す回帰式であると考えられる。図 5-14、図 5-15 に示した関係は栽培年次と苗質が同一の圃場間での土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差と水稻茎数の圃場間差の関係を検討したものである。移植 20 日後の水稻茎数は土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差に関わらず栽培年次や苗質により変化すると考えられる。その結果として、土壤溶液中アンモニア態窒

素量（変化量）と水稻莖数（変化量）の対応関係は栽培年次間や異なる苗質の間で変化すると考えられる。また、第三章で水系網から求められた地形区分地域や土壌の化学性のクラスター分析により求められた化学性グループの違いは移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量、水稻莖数、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の対応関係をそれぞれ変化させることが考えられる。そこで、栽培年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いが移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係に与える影響を以下で検討した。

#### 3-4. 栽培年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いが土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期莖数の関係に与える影響

##### 3-4-1. 栽培年次の違い

1998 年と 1999 年の移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と健苗の水稻莖数の関係を図 5-16 に示した。土壌溶液中アンモニア態窒素量は表 5-17 にも示したように、1998 年が 1.97~5.52 mg L<sup>-1</sup>、1999 年が 1.55~7.58 mg L<sup>-1</sup>であり、1998 年と比較して 1999 年で広く分布する傾向が認められた。水稻莖数は表 5-4 にも示したように、1998 年が 125~305 本 m<sup>-2</sup>、1999 年が 90~243 本 m<sup>-2</sup>であり、1998 年と比較して 1999 年で低く分布する傾向が認められた。回帰直線の傾きは両年とも同程度であり、回帰直線の y 切片は 1998 年の方が 1999 年よりも高い位置に示された。

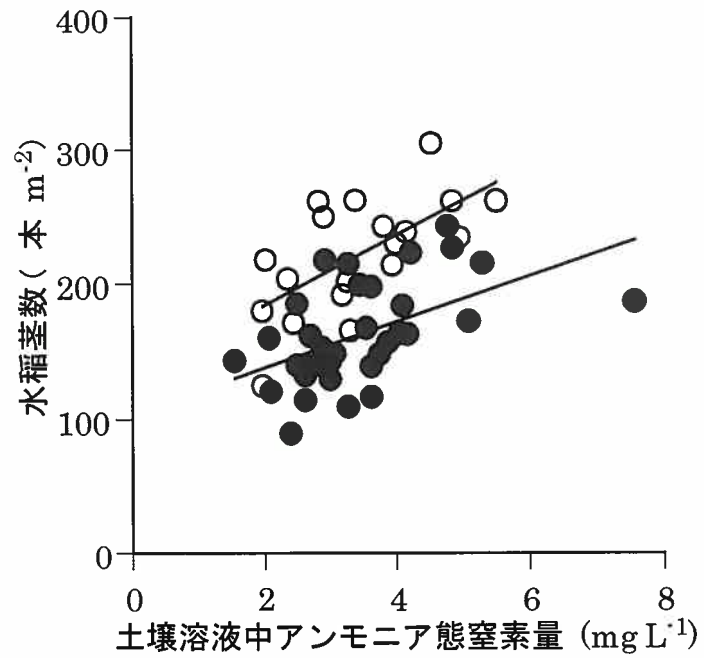


図5-16. 移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数（健苗）の関係

○：1998年、●：1999年

移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量の年次間差と健苗の水稲茎数の年次間差を 1998 年と 1999 年で比較した（表 5-21）。土壌溶液中アンモニア態窒素量には有意な年次間差が認められなかった。水稲茎数には有意水準 0.1%で有意な年次間差が認められた。1998 年の移植 20 日後の水稲茎数の平均値は 222 本  $m^{-2}$  であり、1999 年の茎数平均値の 163 本  $m^{-2}$  と比較して有意に高い値を示した。これらのことは、鶴岡市水田土壌で移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は年次により大きく変化せず、水稲茎数は年次により変化することを示している。

土壌溶液中アンモニア態窒素量に対応する水稲茎数の値を知るため、または土壌溶液中アンモニア態窒素量の変化量に対応する水稲茎数の変化量を知るために、移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲茎数の関係を示す回帰直線の年次間差を検討した（表 5-22）（スネデカー・コクラン 1972; 芳賀ら 1996）。初めに、1998 年と 1999 年の回帰直線の残差平均平方を検討した。各年の残差平均平方をそれぞれ求め、両側 F 検定で比較した。F 値は 1.12 であり、自由度 17 と 33 で有意な差は認められなかった。すなわち、1998 年と 1999 年の残差平均平方には有意差がないことが明らかになった。そこで、1998 年と 1999 年の年次間差を回帰直線の傾きにより検討した。1998 年と 1999 年の回帰直線から求められた残差平方和と自由度を合計し、各年で回帰直線を求めた場合の残差平均平方を算出した。この残差平均平方は各年の回帰直線を共通の傾きを持つ式にあてはめて求めた残差平均平方と両側 F 検定により比較さ



表5-21. 移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量および水稻莖数（健苗）に対する年次の影響

1. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の年次間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	1	0.000044	0.000044	0	0.9953
誤差	52	64.14	1.23		
全体	53	64.14			

2. 水稻莖数（健苗）の年次間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	1	43072	43072	27.85	0.0001
誤差	52	80418	1547		
全体	53	123491			

各年次の水稻莖数平均値

(本 m<sup>-2</sup>)

1998年	222 a
1999年	163 b

異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表5-22. 1998年、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数（健苗）の関係を示した  
回帰直線の年次間差

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F	回帰直線の型 傾き	切片
1998年データの回帰							
モデル	1	13762	13762	11.80	0.0032		
残差	17	19826	1166				
全体	18	33588					
1999年データの回帰							
モデル	1	12603	12603	12.15	0.0014		
残差	33	34227	1037				
全体	34	46830					
1998年と1999年の合計							
残差	50	54054	1081	1.12 <sup>ns</sup>		年次別	年次別
1998年、1999年データ の単一の式での回帰							
モデル	1	25264	25264	13.38	0.0006		
残差	52	98226	1889			共通	共通
全体	53	123491					
1998年、1999年データ の傾きを共通とする回帰							
モデル	2	68282	34141	31.54	0.0001		
残差	51	55209	1083			共通	年次別
全体	53	123491					
回帰直線の傾きの比較（自由度 = 1, 50）： $F = ((55209 - 54054) / 1) / ((54054 / 50) = 1.07^{ns}$ 回帰直線の切片の比較（自由度 = 1, 51）： $F = ((98226 - 55209) / 1) / ((55209 / 51) = 39.74^{***}$							

<sup>ns</sup> 両側F検定の有意水準5%で有意な差がないことを示す。

<sup>\*\*\*</sup> 両側F検定の有意水準0.1%で有意な差があることを示す。

れた。F 値は 1.07 であり、自由度 1 と 50 で有意な差は認められなかった。すなわち、1998 年と 1999 年の回帰直線の傾きには有意差がないことが明らかになった。1998 年と 1999 年の回帰直線の傾きに差がないことから、年次間差を回帰直線の y 切片により検討した。両年の回帰直線を単一の式にあてはめて求めた残差平均平方を傾きが共通である式にあてはめて求めた残差平均平方と両側 F 検定で比較した。F 値は 39.74 であり、自由度 1 と 51 について有意水準 0.1% で有意な差が認められた。すなわち、1998 年と 1999 年の回帰直線の y 切片には有意差があることが明らかになった。

1998 年と 1999 年の回帰直線の y 切片に認められた年次間差は、移植 20 日後の水稲莖数の年次間差が土壌溶液中アンモニア態窒素量では説明できず、土壌溶液中アンモニア態窒素量から水稲莖数を推定することはできないことを示唆する。一方、1998 年と 1999 年の回帰直線で残差平均平方と回帰直線の傾きに年次間差が認められなかったことは、土壌溶液中アンモニア態窒素量の増加量が年次に関係しない一定の割合で水稲莖数を増加させることを示唆する。したがって、土壌溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稲莖数を調節できると考えられた。

### 3-4-2. 苗質の違い

1998 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と健苗、遮光苗の水稲莖数の関係を図 5-17 に示した。土壌溶液中アンモニア態窒素量は圃場ごとの測定値であり、健苗と遮光苗で同一である。水

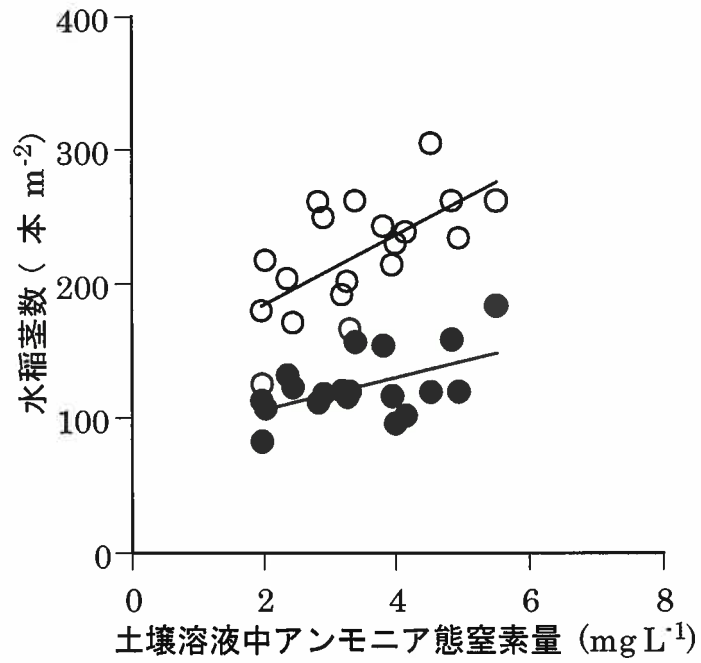


図5-17. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係

○：健苗、●：遮光苗

稲茎数は表 5-4 にも示したように、健苗が 125~305 本  $m^{-2}$ 、遮光苗が 83~184 本  $m^{-2}$  であり、健苗と比較して遮光苗で低く分布する傾向が認められた。回帰直線は両苗質とも同程度の傾きを示し、健苗の回帰直線は高い位置に、遮光苗の回帰直線は低い位置に示された。

移植 20 日後の水稻茎数の苗質による差を健苗と遮光苗で比較した（表 5-23）。水稻茎数には有意水準 0.1% で有意な苗質による差が認められた。健苗の移植 20 日後の水稻茎数の平均値は 222 本  $m^{-2}$  であり、遮光苗の茎数平均値の 123 本  $m^{-2}$  と比較して有意に高い値を示した。このことは、鶴岡市水田土壌で同一圃場内の水稻茎数は苗質により変化することを示している。

同一圃場内での苗質の違いによる水稻茎数の違いは圃場ごとに測定した土壌溶液中アンモニア態窒素量により説明することはできない。したがって、土壌溶液中アンモニア態窒素量から苗質の異なる水稻茎数を推定することは難しい。一方、土壌溶液中アンモニア態窒素量により水稻茎数を調節するためには、土壌溶液中アンモニア態窒素量の増加量に対する水稻茎数の変化量を知る必要がある。そこで、移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係を示す回帰直線の苗質による差を検討した（表 5-24）（スネデカー・コクラン 1972; 芳賀ら 1996）。初めに、健苗と遮光苗の回帰直線の残差平均平方を検討した。各年の残差平均平方をそれぞれ求め、両側 F 検定で比較した。F 値は 2.60 であり、自由度 17 と 17 で有意水準 5% で有意な差が認められた。これは測定値と予測した

表5-23. 1998年移植20日後の水稻茎数に対する苗質の影響

茎数の苗質差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	1	92513	92513	75.54	0.0001
誤差	36	44091	1225		
全体	37	136604			

各苗質の水稻茎数平均値

(本 m<sup>2</sup>)

健苗	222 a
遮光苗	123 b

異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表5-24. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係を示した回帰直線の苗質による差

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F	回帰直線の型 傾き 切片
<b>健苗データの回帰</b>						
モデル	1	13762	13762	11.80	0.0032	
残差	17	19826	1166			
全体	18	33588				
<b>遮光データの回帰</b>						
モデル	1	2883	2883	6.431	0.0213	
残差	17	7621	448			
全体	18	10503				
<b>健苗と遮光苗の合計</b>						
残差	34	27447	807	2.60 *		年次別 年次別
<b>健苗、遮光苗データの単一の式での回帰</b>						
モデル	1	14621	14621	4.315	0.045	
残差	36	121984	3388			共通 共通
全体	37	136604				
<b>健苗、遮光苗データの傾きを共通とする回帰</b>						
モデル	2	107134	53567	63.617	0.0001	
残差	35	29471	842			共通 年次別
全体	37	136604				
$\text{回帰直線の傾きの比較 (自由度 = 1, 34) : } F = ((29471 - 27447) / 1) / (27447 / 34) = 2.51^{ns}$ $\text{回帰直線の切片の比較 (自由度 = 1, 35) : } F = ((121984 - 29471) / 1) / (29471 / 35) = 109.87^{***}$						

<sup>ns</sup> 両側F検定の有意水準5%で有意な差がないことを示す。

\* 両側F検定の有意水準5%で有意な差があることを示す。

\*\*\* 両側F検定の有意水準0.1%で有意な差があることを示す。

回帰式との関係が苗質により異なることを示す。しかしながら、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係より（図 5-17）、測定値と回帰直線との関係には苗質による違いが認められなかった。次に、健苗と遮光苗の苗質による差を回帰直線の傾きにより検討した。健苗と遮光苗の回帰直線から求められた残差平方和と自由度を合計し、各苗質で回帰直線を求めた場合の残差平均平方を算出した。この残差平均平方は各苗質の回帰直線を共通の傾きを持つ式にあてはめて求めた残差平均平方と両側 F 検定により比較された。F 値は 2.51 であり、自由度 1 と 34 で有意な差は認められなかった。すなわち、健苗と遮光苗の回帰直線の傾きには有意差がないことが明らかになった。健苗と遮光苗の回帰直線の傾きに差がないことから、苗質による差を回帰直線の y 切片により検討した。両苗質の回帰直線を単一の式にあてはめて求めた残差平均平方を傾きが共通である式にあてはめて求めた残差平均平方と両側 F 検定で比較した。F 値は 109.87 であり、自由度 1 と 35 について有意水準 0.1% で有意な差が認められた。すなわち、健苗と遮光苗の回帰直線の y 切片には有意差があることが明らかになった。

健苗と遮光苗の回帰直線の y 切片に認められた苗質による差は、移植 20 日後の水稻莖数の苗質による差が土壌溶液中アンモニア態窒素量では説明できず、土壌溶液中アンモニア態窒素量から水稻莖数を推定することはできないという前述の考えと一致する。一方、健苗と遮光苗の回帰直線の傾きに苗質による差が認められなかったことは、土壌溶液中アンモニア態窒素量の増加量が苗質に関係しな



い一定の割合で水稻莖数を増加させることを示唆する。したがって、土壤溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稻莖数を調節できると考えられた。

### 3-4-3. 地形区分地域の違い

第三章では微地形の解析を鶴岡市水田土壤の高位デルタ地帯（河間低地）で行い、扇状地を除いた地域で地形区分地域を設定した。ここでは、鶴岡市水田土壤全体を検討対象地域とするために扇状地を一つの地形区分地域、流域 D-1 として、以下の検討を行う。

1998 年、1999 年の移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と健苗の水稻莖数の関係を地形区分地域に分けて図 5-18 に示した。地形区分地域ごとの回帰直線は表 5-25 に示した。回帰直線はサンプル数が 3 点以上の地形区分地域で求めた。どの地形区分地域でも移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数（健苗）の間に有意な相関は認められなかった。これは、移植 20 日後の水稻莖数の圃場間差に影響を与えていた土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差が地形区分地域内の圃場間差ではなく地形区分地域間の差であった可能性を示唆する。

そこで、1998 年、1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量の地形区分地域による差（表 5-26）と水稻莖数の地形区分地域による差（表 5-27）をそれぞれ検討した。土壤溶液中アンモニア態窒素量には 1998 年、1999 年ともに地形区分地域による有意な差が認められなかった。健苗の水稻莖数には 1998 年、1999 年ともに

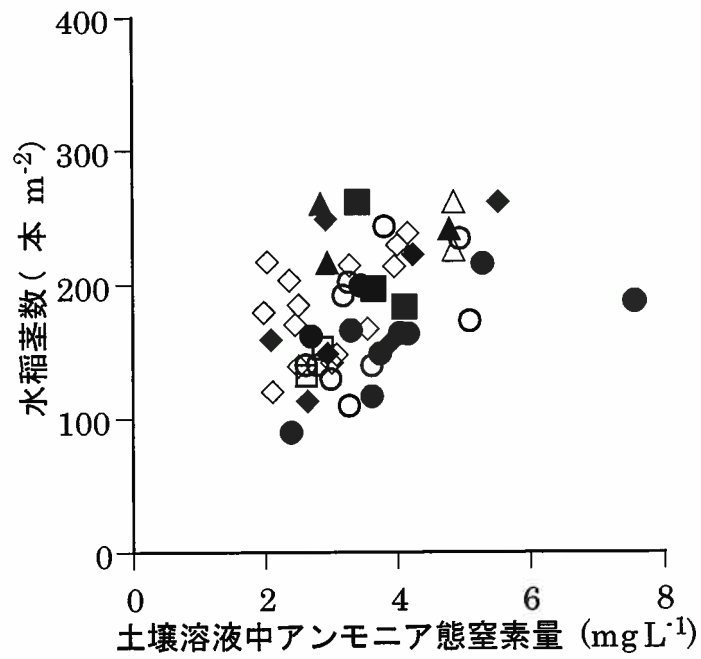


図5-18. 移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数（健苗）の関係

○：流域A-1、●：流域A-2、△：流域A-3、▲：流域A-4、  
□：流域B-2、■：流域B-3、◇：流域C-1、◆：流域D-1。  
図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。

表5-25. 各地形区分地域における移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数（健苗）の関係

地形区分地域	サンプル数	回帰直線 ( $y = a x + b$ )		相関係数 (r)
		傾き (a)	切片 (b)	
A-1	10	28.3	69.5	0.52 <sup>ns</sup>
A-2	10	13.8	105.4	0.55 <sup>ns</sup>
A-3	2	-	-	
A-4	3	0.75	237.9	0.04 <sup>ns</sup>
B-1	0	-	-	
B-2	2	-	-	
B-3	3	-98.0	577.9	0.85 <sup>ns</sup>
C-1	14	23.7	114.9	0.49 <sup>ns</sup>
D-1	7	31.0	81.2	0.64 <sup>ns</sup>

解析に用いたデータは1998年と1999年の結果を合わせたものである。

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意な相関がないことを示す。

表5-26. 1998年、1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量に対する地形区分の影響

1. 1998年の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	5.54	0.92	0.81	0.5826
誤差	10	11.34	1.13		
全体	16	16.89			

2. 1999年の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	10.43	1.49	1.30	0.2895
誤差	26	29.79	1.15		
全体	33	40.21			

表5-27. 1998年、1999年移植20日後の水稻茎数に対する  
地形区分の影響

1. 1998年（健苗）の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	11637	1939	3.44	0.0415
誤差	10	5645	565		
全体	16	17282			

2. 1998年（遮光苗）の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	6	4684	781	1.94	0.1685
誤差	10	4016	402		
全体	16	8700			

3. 1999年（健苗）の地形区分地域間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	7	19062	2723	2.59	0.0364
誤差	26	27370	1053		
全体	33	46432			

有意水準 5%で地形区分地域による有意な差が認められた。1998 年の遮光苗の水稲莖数には地形区分地域による有意な差が認められなかった。さらに、各地形区分地域の水稲莖数の平均値の差を検討した（表 5-28）。水稲莖数は 1998 年の健苗、1998 年の遮光苗、1999 年の健苗いずれも地形区分地域ごとの平均値に差が認められなかった。これらのことから、土壤溶液中アンモニア態窒素量の地形区分地域間の差は水稲莖数の地形区分地域間の差に影響を与えていないことが示された。したがって、移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稲莖数は地形区分地域に関係なく一定の関係を持ち、土壤溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより水稲莖数を調節できると考えられた。

#### 3-4-4. 化学性グループの違い

1998 年、1999 年の移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と健苗の水稲莖数の関係を化学性グループに分けて図 5-19 に示した。化学性グループごとの回帰直線は表 5-29 に示した。回帰直線はサンプル数が 3 点以上の化学性グループで求めた。どの化学性グループでも移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稲莖数（健苗）の間に有意な相関は認められなかった。これは、移植 20 日後の水稲莖数の圃場間差に影響を与えていた土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差が化学性グループ内の圃場間差ではなく化学性グループ間の差であった可能性を示唆する。

そこで 1998 年、1999 年の移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア

表5-28. 各地形区分地域の移植20日後の水稻茎数平均値の差の検定

地形区分地域	1998年		1999年
	健苗 (本 m <sup>-2</sup> )	遮光苗 (本 m <sup>-2</sup> )	健苗 (本 m <sup>-2</sup> )
A-1	218 a	127 a	139 a
A-2	166 a	119 a	161 a
A-3	262 a	158 a	226 a
A-4	261 a	111 a	230 a
B-1	-	-	-
B-2	-	-	143 a
B-3	262 a	156 a	191 a
C-1	208 a	113 a	160 a
D-1	256 a	151 a	161 a

各列の数字は茎数の平均値を示す。

各列の異なるアルファベット間はTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

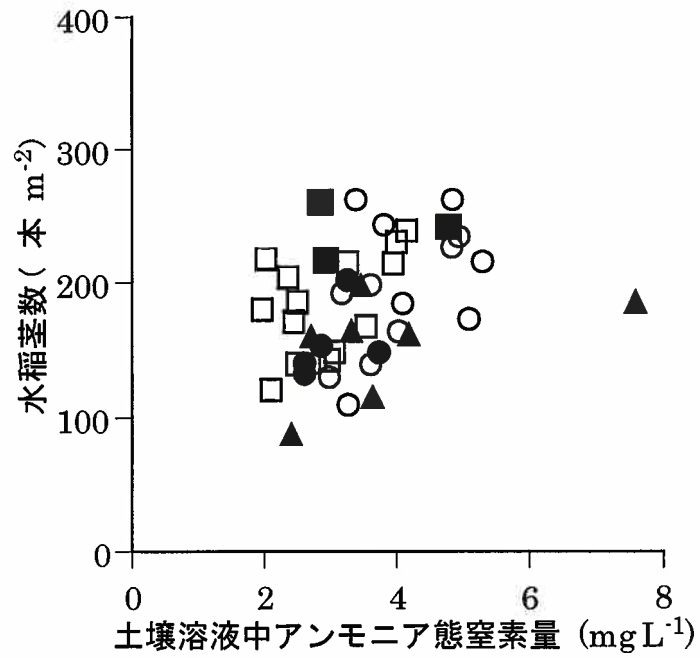


図5-19. 移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数（健苗）の関係

○：土壌の化学性グループa、●：b、△：c、▲：d、  
□：e、■：f。

図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。



表5-29. 各化学性グループにおける移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数（健苗）の関係

化学性グループ	サンプル数	回帰直線 ( $y = a x + b$ )		相関係数 (r)
		傾き (a)	切片 (b)	
a	15	29.7	72.8	0.50 <sup>ns</sup>
b	5	23.4	84.4	0.42 <sup>ns</sup>
c	0	-	-	
d	7	10.8	112.7	0.48 <sup>ns</sup>
e	14	23.7	114.9	0.49 <sup>ns</sup>
f	3	0.75	237.9	0.04 <sup>ns</sup>

解析に用いたデータは1998年と1999年の結果を合わせたものである。

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意な相関がないことを示す。

態窒素量の化学性グループによる差（表 5-30）と水稻莖数の化学性グループによる差（表 5-31）をそれぞれ検討した。土壤溶液中アンモニア態窒素量には 1998 年、1999 年ともに化学性グループによる有意な差が認められなかった。1998 年の健苗、1998 年の遮光苗、1999 年の健苗の水稻莖数にも化学性グループによる有意な差が認められなかった。これらのことから、土壤溶液中アンモニア態窒素量の化学性グループ間の差は水稻莖数の化学性グループ間の差に影響を与えていないことが示された。したがって、移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数は化学性グループに関係なく一定の関係を持ち、土壤溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより水稻莖数を調節できると考えられた。

### 3-5. 水稻の初期莖数の決定に関する土壤溶液中アンモニア態窒素量の役割

1998 年、1999 年の移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻乾物重、窒素含有率、窒素吸収量の関係を検討し、図 5-20～図 5-25 に示した。1998 年の健苗、1998 年の遮光苗、1999 年の健苗いずれも移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻乾物重、窒素含有率、窒素吸収量の間には有意な相関が認められなかった。植物は土壤中の養分を土壤溶液を通して吸収する（Dean and Rubins 1945; Arnon and Grossenbacher 1947; Lagerwerff 1958; Olsen and Peech 1960; Barber 1962）。土壤から植物根への養分供給過程には養分のマスフローと拡散、根の伸長と吸収力が関与する

表5-30. 1998年、1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量に対する化学性グループの影響

1. 1998年の化学性グループ間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	4	3.58	0.895	1.03	0.4363
誤差	10	8.65	0.865		
全体	14	12.23			

2. 1999年の化学性グループ間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	4	7.82	1.96	1.65	0.1954
誤差	24	28.51	1.19		
全体	28	36.34			

表5-31. 1998年、1999年移植20日後の水稲茎数に対する化学性グループの影響

1. 1998年（健苗）の化学性グループ間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	4	7706	1927	2.73	0.0898
誤差	10	7047	705		
全体	14	14753			

2. 1998年（遮光苗）の化学性グループ間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	4	2651	663	2.66	0.0954
誤差	10	2490	249		
全体	14	5141			

3. 1999年（健苗）の化学性グループ間差についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	4	11382	2845	2.37	0.0807
誤差	24	28785	1199		
全体	28	40167			

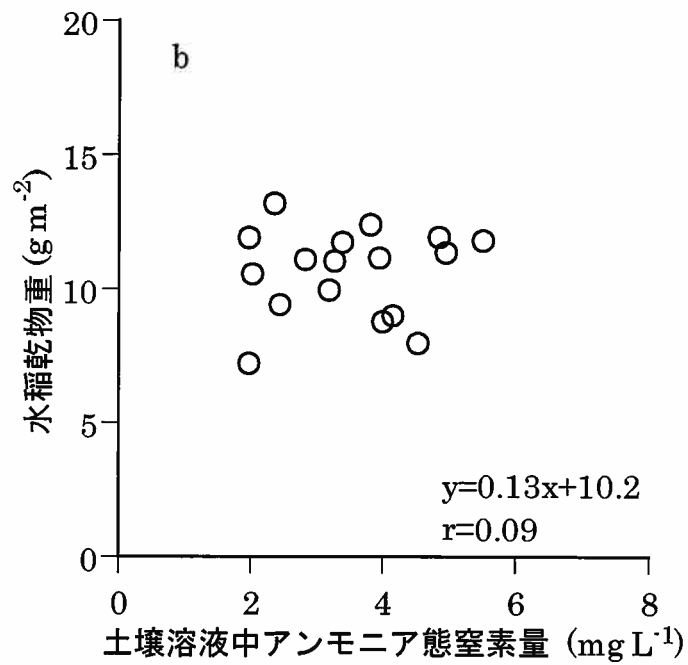
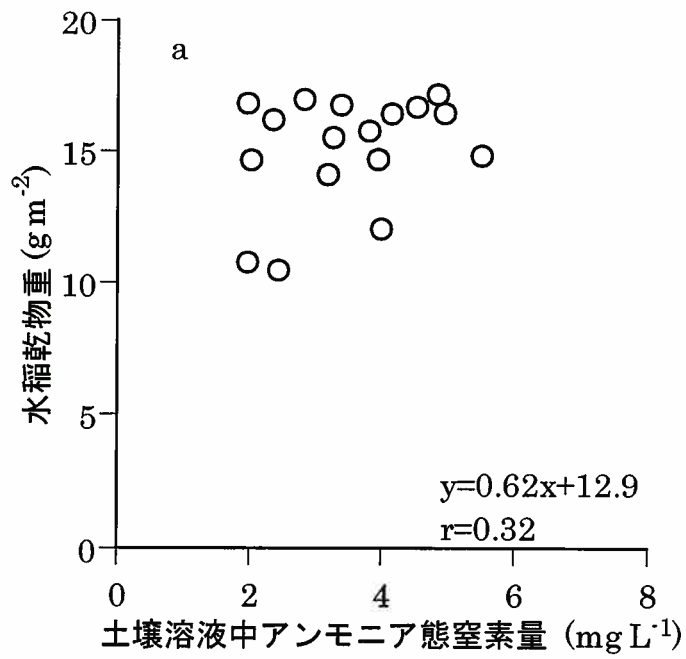


図5-20. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻乾物重の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

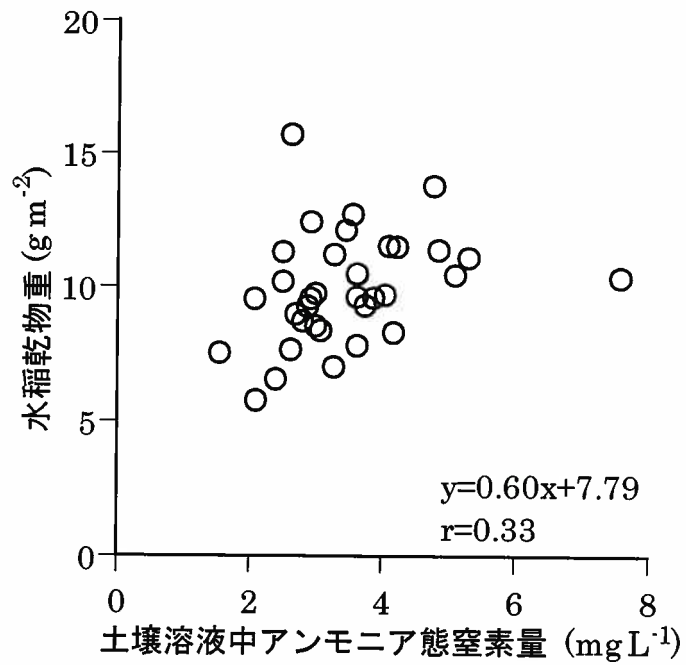


図5-21. 1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻乾物重の関係

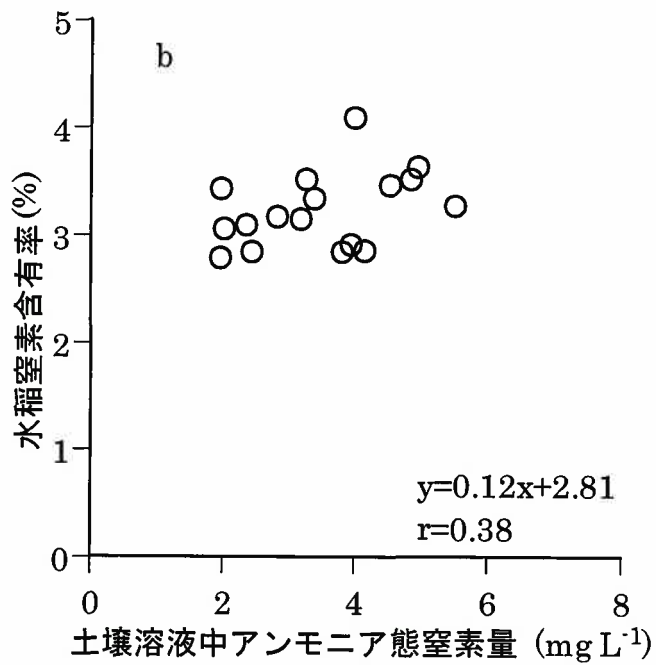
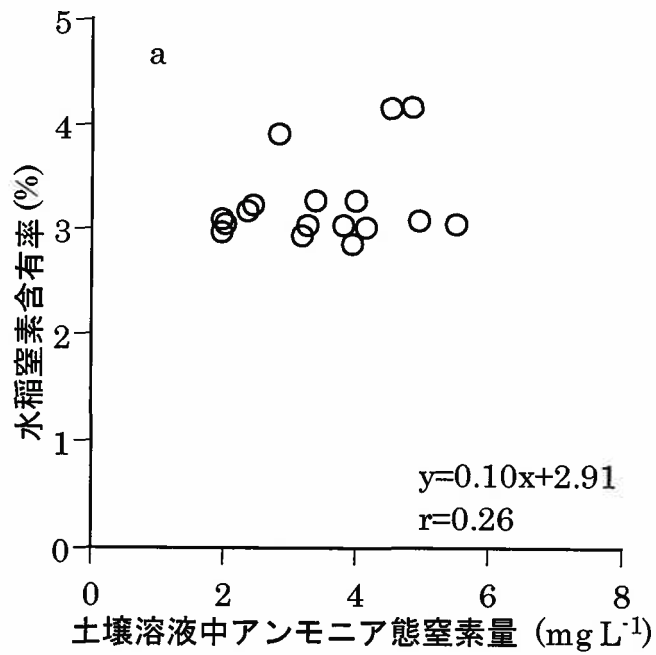


図5-22. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻窒素含有率の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

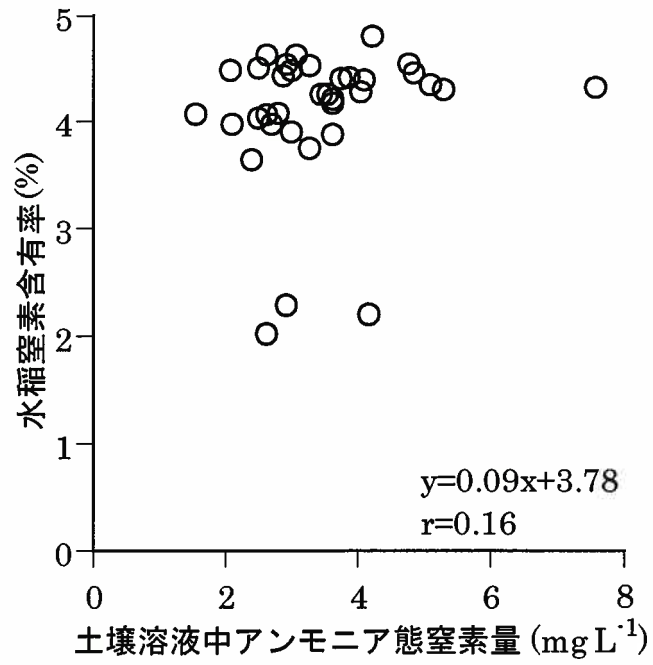


図5-23. 1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻窒素含有率の関係



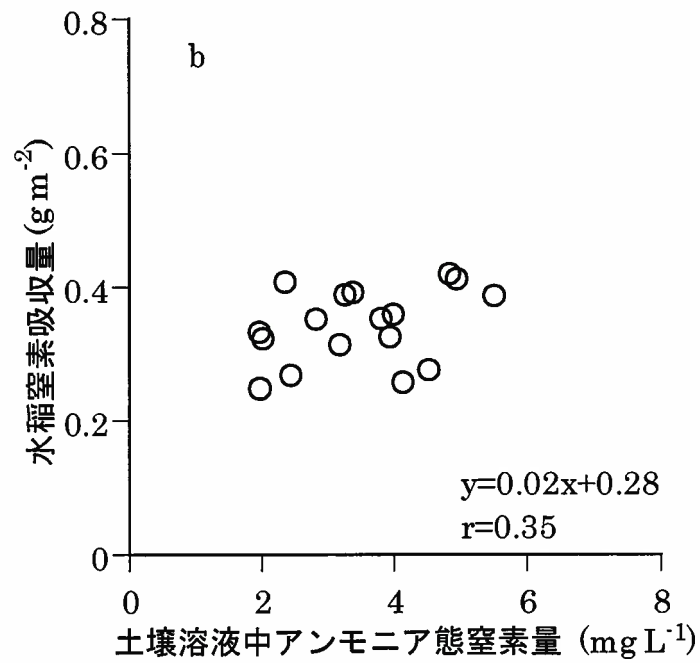
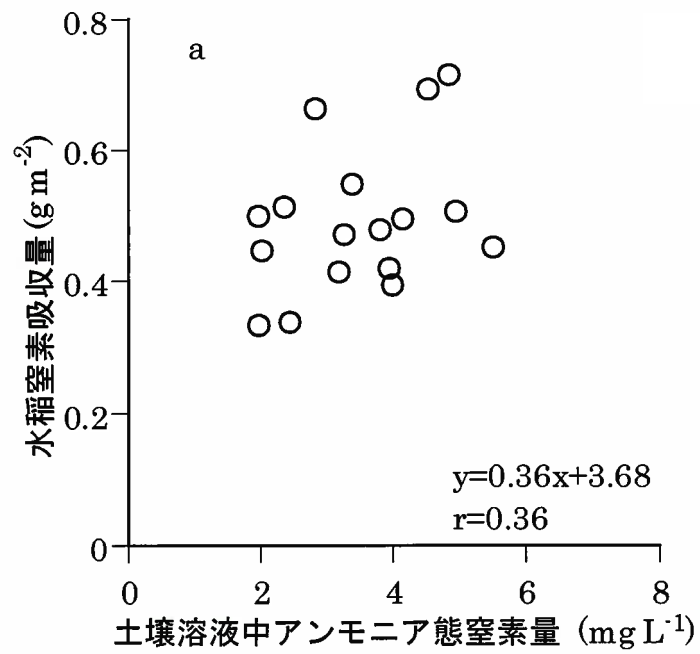


図5-24. 1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻窒素吸収量の関係

a : 健苗、b : 遮光苗

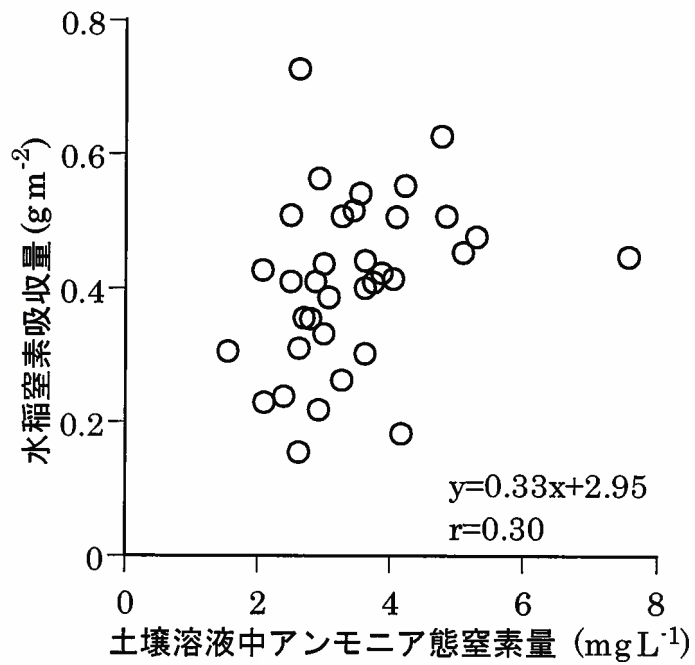


図5-25. 1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻窒素吸収量の関係

(Barber 1962; Oliver and Barber 1966; Nye and Marriott 1969)。本研究では苗質を統一して土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の生育の関係を検討していることから、水稻の生育の極初期においては根の伸長と吸収力の影響は無視できるものと考えられた。また、水田土壌での水稻の養分吸収におけるマスフローの寄与率は 7%以下であり (岡島・今井 1973b; 伊藤 1992)、水稻への養分供給は大部分が拡散によるものであることが明らかにされている (Teo et al. 1994)。土壌溶液中の養分濃度が高いほど土壌から水稻根表面へ急激な濃度勾配が生じ、拡散による水稻根への養分供給量が多くなる (Yoshida 1981; 伊藤 1992)。そして、水稻根への高い養分供給量は根の皮層細胞中のフリースペースを通して吸収される養分量を高めることになる (Russell and Barber 1960)。土壌溶液中アンモニア態窒素がその量に対応して水稻に吸収された場合、初めに稲体の窒素含有率、窒素吸収量が変化すると考えられた。Yoshida and Hayakawa (1970) は水耕栽培による実験から、水稻の分けつ開始時期は窒素吸収量が一定量以上になった時点、または乾物重が一定量以上になった時点であること、水耕液中窒素濃度が高いほど水稻による窒素吸収速度が早くなり、分けつ開始時期が早まり、初期茎数が高くなること、分けつ増加速度は葉身の窒素含有率が 5%になるまでは窒素含有率の増加とともに直線的に増加することを明らかにした。土耕栽培においても分けつ期の水稻の窒素吸収量が高いほど茎数は増加する (安藤 1978; Wada et al. 1989; Wada et al. 1991)。したがって、高い土壌溶液中アンモニア態窒素量は水稻の

窒素吸収量および窒素含有率を高め、初期茎数を増加させると考えられた。茎数の増加は乾物重の増加を左右する (Yoshida 1981)。また、葉身の窒素含有率および窒素量が高いほど光合成速度が高まり、乾物重が増加する (津野ら 1959; 村田 1961; 長田 1966; Takano and Tsunoda 1971; Yoshida and Coronel 1976)。以上のことから、土壌溶液中アンモニア態窒素量は水稻の窒素吸収量、窒素含有率に影響を及ぼし、茎数、乾物重を変化させると考えられた。しかしながら、本研究においてこのメカニズムを明らかにすることができなかった。今後、土壌溶液中アンモニア態窒素量が水稻の初期茎数を高めるメカニズムを明らかにする必要がある。

1998年と1999年の移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の関係について (図 5-14、図 5-15)、1998年の健苗、1998年の遮光苗、1999年の健苗に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の寄与率をそれぞれ検討した。その結果、1998年の健苗に対する寄与率は41%、1998年の遮光苗に対する寄与率は27%、1999年の健苗に対する寄与率は26%であった。移植20日後の水稻茎数は59~74%が土壌溶液中アンモニア態窒素量以外の要因により影響されていることになる。また、移植20日後の水稻茎数に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の寄与率は年次と水稻の苗質により大きく異なることが示された。したがって今後、水稻の初期茎数に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の影響と寄与率を様々な条件下で検討し、水稻の初期茎数の決定要因を把握する必要がある。

#### 4. 要約

東北地方のような寒冷地において水稻の単位面積あたり収量を高める精密農業を構築するためには、水稻の初期莖数の空間変動と空間変動の成立要因を解析し、初期莖数を確保するための圃場管理モデルを作成することが重要である。水稻の初期莖数の空間変動と空間変動の成立要因を明らかにするためには、一定の広がりを持った地域を対象として複数の供試圃場における水稻の初期莖数の圃場間差と圃場間差が生じる原因を検討する必要がある。そこで、複数の供試圃場における水稻の初期莖数の圃場間差、圃場間差が生じる原因、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻の初期莖数の関係を検討した。

- (1) 移植 20 後の水稻莖数の圃場間差は栽培要因（田面水深、灌漑水温、田面水温、地温）と土壌要因（二価鉄量、交換性アンモニア態窒素量）の圃場間差の影響を受けていなかった。
- (2) 移植 20 日後の水稻莖数は移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量との間に各年次、各苗質で正の相関が認められた。移植後 20 日間の最高気温の平均値が 25 °C 以下で最低気温の平均値が 15 °C 以下の場合、移植 20 日後の水稻莖数の圃場間差は土壌溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差により説明されると考えられた。年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いに関係なく、土壌溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稻莖数を調節できることが示された。

- (3) 土壤溶液中アンモニア態窒素量が水稻の初期莖数を高めるメカニズムは明らかではなく、さらに検討を進める必要があると考えられた。また、本研究での移植 20 日後の水稻莖数に対する土壤溶液中アンモニア態窒素量の寄与率は最大で 41%であった。今後、様々な条件下で水稻の初期莖数に対する土壤溶液中アンモニア態窒素量の影響を検討し、水稻の初期莖数の決定要因を把握する必要があると考えられた。

## 第六章 土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因の解析

### 1. 序論

東北地方のような寒冷地において水稻の単位面積あたり収量をも高める精密農業を構築するためには、初期茎数を確保するための圃場管理モデルを作成する必要がある。第五章では、移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量と水稻茎数の間に正の相関が認められ、年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いに関係なく、土壤溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稻茎数を調節できることが示された。したがって、水稻の初期茎数を高めるためには土壤溶液中アンモニア態窒素量を適切に高める栽培技術が必要となる。

土壤中交換性アンモニア態窒素量のうち土壤溶液中アンモニア態窒素として存在している割合は 2~20%である (岡島・今井 1973b; Shoji et al. 1974; 伊藤 1992)。植物は土壤中の養分を土壤溶液を通して吸収する (Dean and Rubins 1945; Arnon and Grossenbacher 1947; Lagerwerff 1958; Olsen and Peech 1960; Barber 1962)。土壤溶液中アンモニア態窒素量が低く、水稻の窒素吸収量に対して不足する場合、土壤に吸着しているアンモニア態窒素 (養分供給能力の容量因子) が土壤溶液中に放出され、土壤溶液中のアンモニア態窒素濃度が高まることで不足していた土壤溶液中アンモニア態窒素量 (養分供給能力の強度因子) が補われる (岡島・

今井 1972, 1973a, b)。室内実験において土壌にアンモニア態窒素を添加し、交換性アンモニア態窒素量を高めると、土壌溶液中に存在するアンモニア態窒素の割合は曲線的に高まる (Shoji et al. 1974)。これらのことは、土壌溶液中アンモニア態窒素量がその容量因子である土壌中交換性アンモニア態窒素量に大きく規定されることを示している。

室内実験において CEC の異なる 2 土壌にアンモニア態窒素を添加すると CEC の高い土壌は CEC の低い土壌と比較して同一交換性アンモニア態窒素量での土壌溶液中アンモニア態窒素の存在割合が低くなることが認められている (Shoji et al. 1974)。また、ポット実験においてゼオライトを添加し、同一土壌の CEC を高めると土壌溶液中アンモニア態窒素量が低下することが明らかにされている (安藤ら 1988; Ando et al. 1996)。これらのことは、CEC の負荷電量は交換性アンモニア態窒素を吸着する役割を持ち、アンモニア態窒素の土壌溶液中への遊離を抑制することを示している。

水田土壌は湛水期間が長く、積算温度が高まるに従い還元が進行し、二価鉄量が増加する (本村 1969; 浅見 1970a, b; 浅見・高井 1970; 高橋ら 1973; 庄子ら 1976; 土屋ら 1986)。土壌の還元の進行は土壌中のマンガン ( $Mn^{2+}$ ) 量、アンモニア ( $NH_4^+$ ) 量、二価鉄 ( $Fe^{2+}$ ) 量高め、これらの相対的な量は  $Mn^{2+} < NH_4^+ < Fe^{2+}$  である (土屋ら 1986)。還元状態の土壌中では多量の  $Fe^{2+}$  が陽イオン交換基上に吸着し、多量の  $NH_4^+$  が土壌溶液中に溶出する (Patrick et al. 1985)。したがって、土壌中の二価鉄の存在は交換性アンモニ



ア態窒素の交換基への吸着と競合し、アンモニア態窒素の土壤溶液中への遊離を促進すると考えられる。

しかしながら、圃場条件下での土壤溶液中アンモニア態窒素量を決定する要因は明らかにされていない。そこで本章では、圃場条件下での移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を明らかにするために、土壤溶液中アンモニア態窒素量と土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の関係を検討した。

## 2. 材料および方法

### 2-1. 室内実験（1997 年）

供試土壤は農家の水稻栽培圃場から採取した。鶴岡市 5ヶ所と鶴岡市以外の庄内地域（藤島町、酒田市、余目町、三川町、平田町、八幡町、松山町、遊佐町）21ヶ所の土壤を供試した。供試土壤の CEC を表 6-1 に示した。

風乾細土 2.0 g に添加窒素量が 20、40、60、80、100 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil となるように硫酸アンモニウム溶液 30ml を添加し、土壤と添加溶液が十分に混合するまで攪拌し、遠心分離して土壤溶液を回収した。この溶液中のアンモニア態窒素量をインドフェノール・ブルー法で比色定量し（Scheiner 1976）、土壤溶液中アンモニア態窒素量とした。

表6-1. 1997年供試圃場の土壌のCEC

No.	圃場名	CEC ( $\text{cmol}(+) \text{kg}^{-1} \text{dry soil}$ )
(鶴岡市土壌)		
1	伊勢横内	17.0
2	民田	16.5
3	高坂	11.5
4	林崎	10.6
5	井岡	14.7
(鶴岡市以外の土壌)		
6	藤島町庄内支場	17.2
7	藤島町藤岡	16.3
8	藤島町三和	15.8
9	藤島町千原東	16.7
10	藤島町千原西	14.5
11	藤島町上平形	10.9
12	藤島町白藤	14.5
13	藤島町中野目	16.8
14	酒田市関	26.7
15	酒田市漆曾根	27.0
16	酒田市本楯	25.7
17	酒田市浜中	9.7
18	酒田市新堀	22.2
19	酒田市坂野辺新田	11.6
20	余目町廻館	19.0
21	三川町成田新田	15.5
22	平田町砂越	22.2
23	八幡町前川	25.3
24	八幡町福山	25.0
25	松山町松嶺	29.3
26	遊佐町下江地	12.1

## 2-2. 圃場実験

### 2-2-1. 1997 年

供試圃場は室内実験で土壌を採取した圃場である。

1997 年 5 月 20 日に土壌溶液と土壌を採取し、アンモニア態窒素量の分析に供試した。水稻移植は各圃場の農家により 5 月 9 日～5 月 17 日（平均で 5 月 12 日）に行われたため、試料採取は移植 3～11 日後の活着期に行ったことになる。土壌溶液および土壌は各供試圃場の試験区の中から 5ヶ所をランダムに選び、隣り合った水稻 4 株の条間と株間が交差する中心位置から採取した（鳥山・石田 1987）。土壌溶液は外径 6 mm、長さ 4 cm の素焼き管をシリコンチューブでシリンジに接続させ、吸引法（鳥山・石田 1987; 鳥山 1988）により表層から 4 cm の深さまでの土壌から採取した。土壌溶液は採取日に冷凍保存した。土壌溶液中アンモニア態窒素量はインドフェノール・ブルー法で比色定量した（Scheiner 1976）。

土壌は内径 7 cm、高さ 4 cm のポリ塩化ビニル製のコアを用いて表層から 4 cm の深さまで採取した。土壌は採取日に pH 7.0 の 1 M 塩化カリウム溶液で抽出し、ろ過した抽出液を常温で保存した。土壌中交換性アンモニア態窒素量は水蒸気蒸留法で定量した（Keeney and Nelson 1982）。

### 2-2-2. 1998 年、1999 年

供試圃場、栽培管理、試料採取および分析方法は第五章と同様である。

## 2-3. 統計解析

相関分析、分散分析、回帰分析、重回帰分析は SAS を用いた (SAS Institute 1988; 高橋ら 1989; 市川ら 1993; 芳賀ら 1996)。

## 3. 結果および論議

### 3-1. 圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の関係

1997 年供試圃場における活着期の土壌溶液中アンモニア態窒素量について土壌中交換性アンモニア態窒素量または CEC との関係を検討した。1997 年は庄内地域の圃場から、ポーラスカップを用いて吸引法で土壌溶液を採取し、土壌溶液中アンモニア態窒素量を測定している。土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量との関係を図 6-1 に示し、CEC と土壌溶液中アンモニア態窒素量との関係を図 6-2 に示した。土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には有意な相関が認められなかった。CEC と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間にも有意な相関が認められなかった。土壌溶液採取方法が異なる場合にも同様の検討を行った。1998 年と 1999 年は鶴岡市内の圃場から、コアを用いて土壌を採取し、遠心法により土壌溶液を採取して土壌溶液中アンモニア態窒素量を測定した。さらに、土壌中二価鉄量も測定した。1998 年、1999 年の移植時と移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態

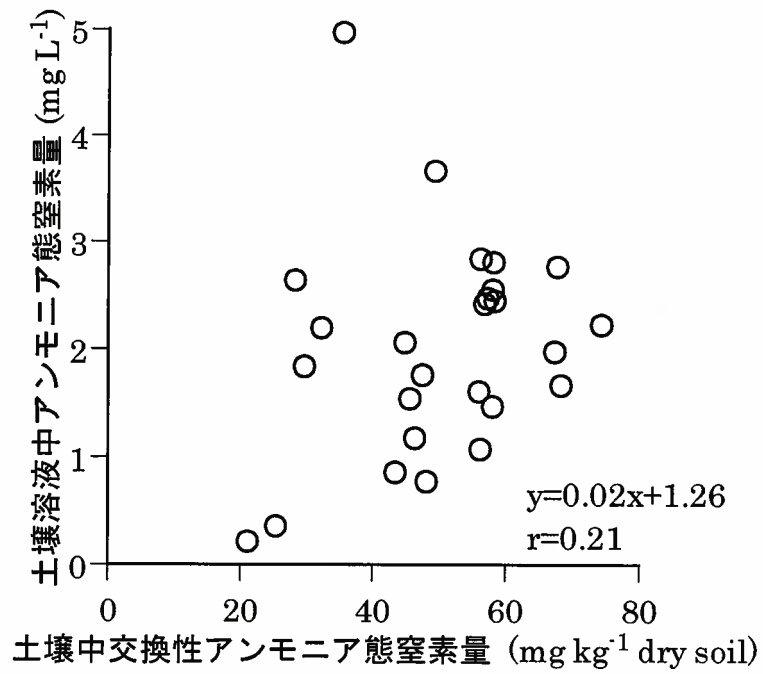


図6-1. 1997年圃場実験における土壤中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

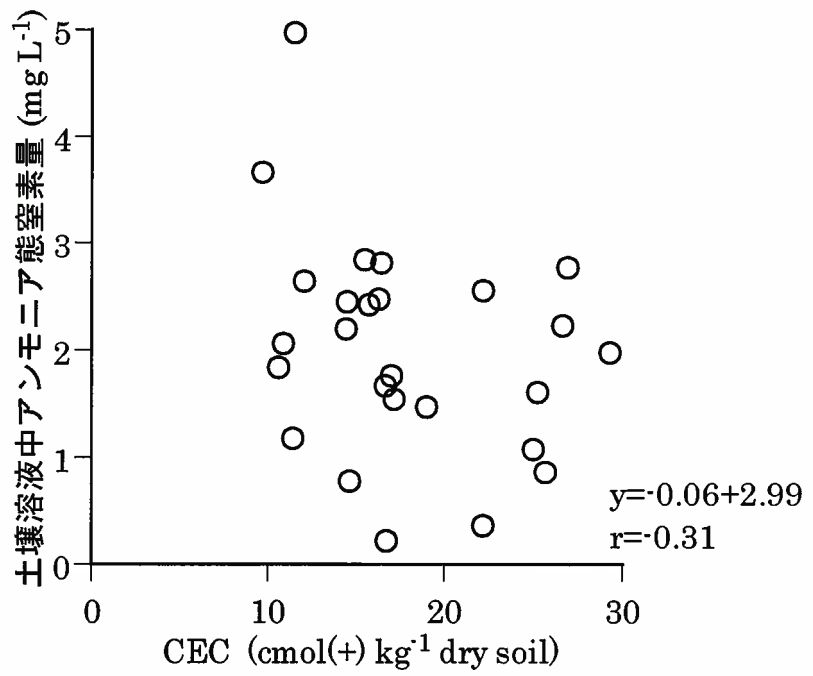


図6-2. 1997年圃場実験におけるCECと土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

窒素量について土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量との相関関係を検討し、表 6-2 と表 6-3 に示した。1998 年、1999 年ともに移植時または移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量と有意な相関が認められなかった。これらのことは、圃場条件下の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量と有意な相関がないことを示している。

水田土壌は湛水後一週間程度で急激に還元が進行し、二価鉄量が増加する（本村 1969; 浅見 1970a, b; 浅見・高井 1970; 土屋ら 1986）。そして、湛水期間が長く、積算温度が高まるに従い還元が進行し、二価鉄量が増加する（本村 1969; 浅見 1970a, b; 浅見・高井 1970; 高橋ら 1973; 庄子ら 1976; 土屋ら 1986）。同時に、他の交換性陽イオンの生成量および土壌溶液中への溶出量も増加する（岡島・今井 1973a; 佐藤・山根 1973; 土屋ら 1986）。1997 年供試圃場での農家による水稻移植は本研究の試料採取日の 3~11 日前に行われたため、土壌溶液中アンモニア態窒素量等の測定は圃場が常時湛水条件下になった 3~11 日後以降に行われたと考えられた。1998 年、1999 年供試圃場の農家による水稻移植日の平均値は 1998 年が 5 月 10 日、1999 年が 5 月 9 日であり（表 5-19）、供試圃場はこれ以降常時湛水条件下になったと考えられた。そのため、1998 年の移植時は湛水後 5 日程度、1999 年の移植時は湛水後 9 日程度であったと考えられた。したがって、1997 年、1998 年、1999 年に測定した土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中二価鉄量およびそ

表6-2. 1998年、1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量と土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の相関行列

1. 1998年

	土壤溶液中 窒素量	交換性窒素量	CEC	二価鉄量
土壤溶液中窒素量	1.00			
交換性窒素量	0.24 <sup>ns</sup>	1.00		
CEC	-0.35 <sup>ns</sup>	0.51 <sup>*</sup>	1.00	
二価鉄量	-0.28 <sup>ns</sup>	0.44 <sup>ns</sup>	0.91 <sup>***</sup>	1.00

2. 1999年

	土壤溶液中 窒素量	交換性窒素量	CEC	二価鉄量
土壤溶液中窒素量	1.00			
交換性窒素量	0.26 <sup>ns</sup>	1.00		
CEC	-0.02 <sup>ns</sup>	0.64 <sup>***</sup>	1.00	
二価鉄量	0.09 <sup>ns</sup>	0.57 <sup>***</sup>	0.76 <sup>***</sup>	1.00

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意な相関がないことを示す。

<sup>\*</sup> 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

<sup>\*\*\*</sup> 有意水準0.1%で有意な相関があることを示す。



表6-3. 1998年、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の相関行列

1. 1998年

	土壌溶液中 窒素量	交換性窒素量	CEC	二価鉄量
土壌溶液中窒素量	1.00			
交換性窒素量	0.20 <sup>ns</sup>	1.00		
CEC	-0.27 <sup>ns</sup>	0.79 <sup>***</sup>	1.00	
二価鉄量	-0.16 <sup>ns</sup>	0.81 <sup>***</sup>	0.94 <sup>***</sup>	1.00

2. 1999年

	土壌溶液中 窒素量	交換性窒素量	CEC	二価鉄量
土壌溶液中窒素量	1.00			
交換性窒素量	0.22 <sup>ns</sup>	1.00		
CEC	-0.09 <sup>ns</sup>	0.69 <sup>***</sup>	1.00	
二価鉄量	0.20 <sup>ns</sup>	0.65 <sup>***</sup>	0.81 <sup>***</sup>	1.00

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意な相関がないことを示す。

<sup>\*\*\*</sup> 有意水準0.1%で有意な相関があることを示す。

の他の土壌中の交換性陽イオン量や交換性陽イオン組成の影響を受けた可能性がある。水田土壌を供試した圃場実験では還元の進行に伴って溶出する二価鉄およびその他の陽イオンの影響を除くことはできない。そこで、土壌への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下で土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係、および CEC と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係を検討するために、室内実験を行った。

### 3-2. 室内実験での土壌溶液中アンモニア態窒素量決定要因の解析

室内実験では硫酸アンモニウム溶液を供試土壌に添加し、攪拌した直後に土壌溶液を採取して土壌溶液中アンモニア態窒素量を測定する窒素添加実験を行った。表 5-17 に示したように、移植 20 日後の 1998 年の土壌中交換性アンモニア態窒素量は 31.1~103.0 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であり、1999 年の土壌中交換性アンモニア態窒素量は 20.5~115.2 mg kg<sup>-1</sup> dry soil であった。そこで、添加窒素量は圃場条件下での土壌中交換性アンモニア態窒素量に合わせて 20~100 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil とした。

一般に吸着量は平衡圧または平衡濃度と温度の関数によって次式で示される（慶伊 1965; Young and Crowell 1967）。

$$V = f(C, T)$$

ここで、V は吸着量、C は平衡濃度、T は温度を示す。温度が一定の場合、吸着量は平衡圧または平衡濃度だけの関数となり、この一定温度における吸着量と平衡圧または平衡濃度との関数は吸着等温

式で示される（慶伊 1965）。吸着量が吸着容量に対して極めて小さい範囲で成立している系の場合、吸着等温式は次式のヘンリー型で示される（慶伊 1965; Young and Crowell 1967）。

$$V = a C$$

ここで、 $a$  は定数である。ヘンリー型吸着等温線は直線で示され、他の吸着等温線の小吸着量部分での近似型と見られている。そこで、窒素添加実験での添加窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を原点を通る直線で回帰した。その結果を鶴岡市土壤について図 6-3 に示し、全供試土壤について回帰式を表 6-4 に示した。すべての供試土壤で添加窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を有意水準 5~0.1% で有意に回帰することができた。このことから、土壤溶液中アンモニア態窒素量は系に存在するアンモニア態窒素量とその吸着反応の結果により決定されることが示され、系に存在するアンモニア態窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の間には直線関係が成り立つことが示された。

従来の窒素添加実験では添加窒素量の増加に伴って土壤溶液中の窒素量が曲線的に増加している（Shoji et al. 1974）。Shoji et al. (1974) の場合、土壤中に存在するアンモニア態窒素の総量が 0~1000 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil の条件下で実験を行っている。ヘンリー型吸着等温線で回帰される吸着現象は吸着量が吸着容量の数分の一% 程度である場合が多い（Young and Crowell 1967）。CEC は土壤が吸着できる陽イオンの総量を示すものであることから、土壤中のアンモニア態窒素の吸着容量を示す近似値と考えられる。本研究での

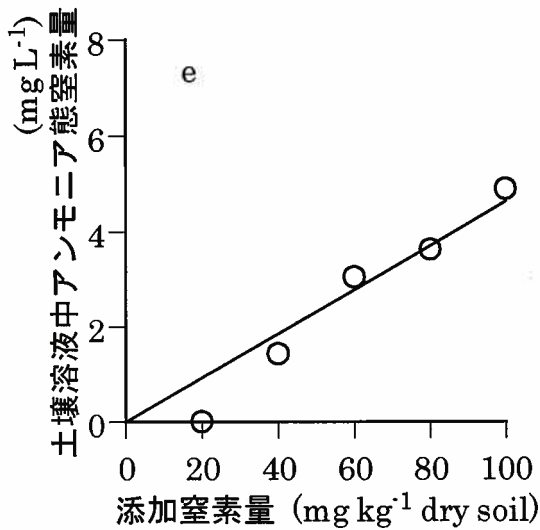
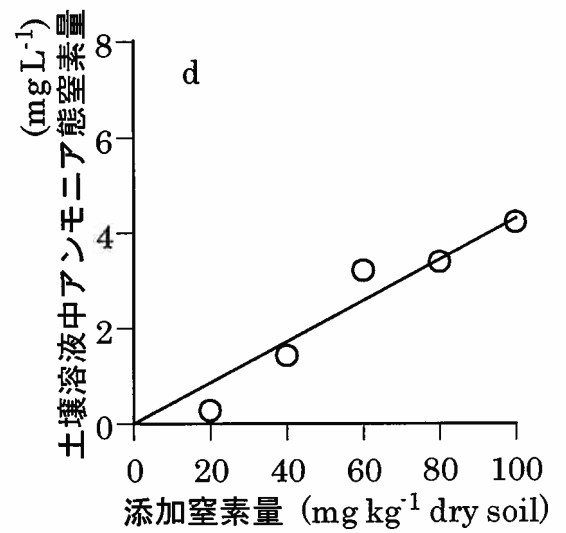
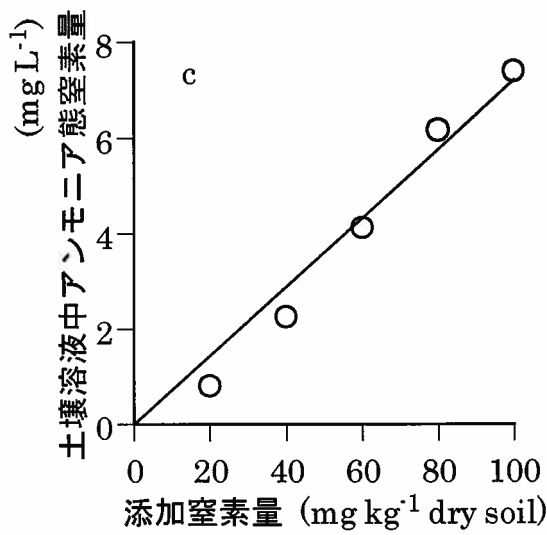
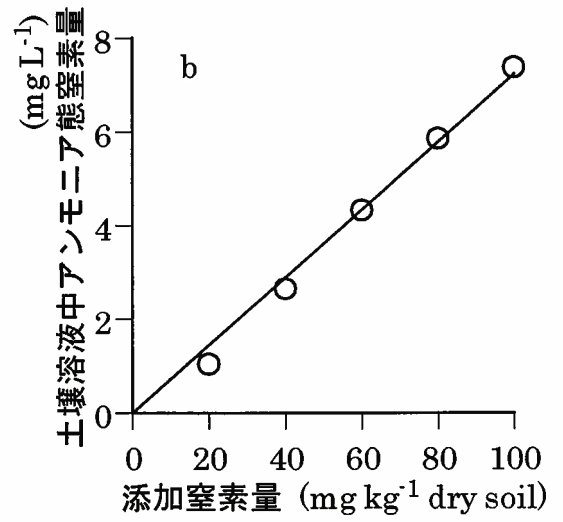
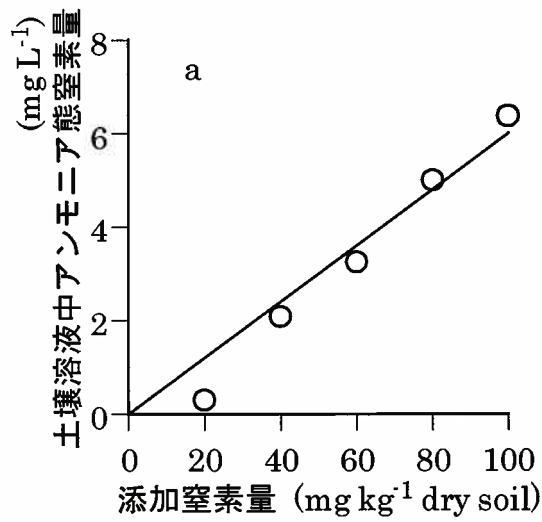


図6-3. 室内実験における添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

a: 伊勢横内、b: 海老島、c: 高坂、d: 林崎、e: 井岡

表6-4. 室内実験における添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

No.	圃場名	回帰直線 ( $y = a x$ ) 傾き (a)	相関係数 (r)
(鶴岡市土壌)			
1	伊勢横内	0.060	0.972 **
2	民田	0.073	0.994 ***
3	高坂	0.072	0.982 **
4	林崎	0.043	0.959 *
5	井岡	0.046	0.959 *
(鶴岡市以外の土壌)			
6	藤島町庄内支場	0.061	0.990 **
7	藤島町藤岡	0.073	0.982 **
8	藤島町三和	0.088	0.984 **
9	藤島町千原東	0.067	0.968 **
10	藤島町千原西	0.083	0.995 ***
11	藤島町上平形	0.083	0.991 ***
12	藤島町白藤	0.061	0.984 **
13	藤島町中野目	0.063	0.981 **
14	酒田市関	0.053	0.993 ***
15	酒田市漆曽根	0.072	0.976 **
16	酒田市本楯	0.044	0.958 *
17	酒田市浜中	0.076	0.996 ***
18	酒田市新堀	0.055	0.921 *
19	酒田市坂野辺新田	0.076	0.978 **
20	余目町廻館	0.064	0.989 **
21	三川町成田新田	0.093	0.981 **
22	平田町砂越	0.047	0.982 **
23	八幡町前川	0.049	0.979 **
24	八幡町福山	0.057	0.999 ***
25	松山町松嶺	0.054	0.990 **
26	遊佐町下江地	0.073	0.994 ***

\* 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

\*\* 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

\*\*\* 有意水準0.1%で有意な相関があることを示す。

添加窒素量は最大で  $100 \text{ mgN kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、この時の添加窒素荷電量は  $0.71 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1} \text{ dry soil}$  である。供試土壌の CEC は  $9.7 \sim 29.3 \text{ cmol}(+)\text{kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり（表 6-1）、CEC に対する添加窒素荷電量の割合は最大で  $2.4 \sim 7.3\%$  と計算される。添加窒素の吸着量はこの半分程度であったと考えられる。したがって、本研究での添加窒素の吸着量は土壌が窒素を吸着できる容量に対して極めて小さい量であり、そのために各供試土壌の添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係が直線式であるヘンリー型吸着等温線で回帰されたと考えられた。本研究での添加窒素量は圃場条件下で認められる土壌中交換性アンモニア態窒素量の範囲内に設定したことから、実際の圃場条件下での土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には直線的な関係が存在すると考えられた。

添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係がヘンリー型吸着等温線で回帰されたことから、二価鉄量およびその他の陽イオンが少ない条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とその吸着に関係する土壌要因によって決定されたと考えられた。そこで、アンモニア態窒素の吸着容量と考えられる各供試土壌の CEC と窒素添加実験により求められた土壌溶液中アンモニア態窒素量の間を比較検討した（図 6-4）。添加窒素量が  $20 \text{ mgN kg}^{-1} \text{ dry soil}$  の時の土壌溶液中アンモニア態窒素量と  $40 \text{ mgN kg}^{-1} \text{ dry soil}$  の時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は CEC との間には有意な相関が認められなかった。添加窒素量が  $60 \text{ mgN kg}^{-1}$

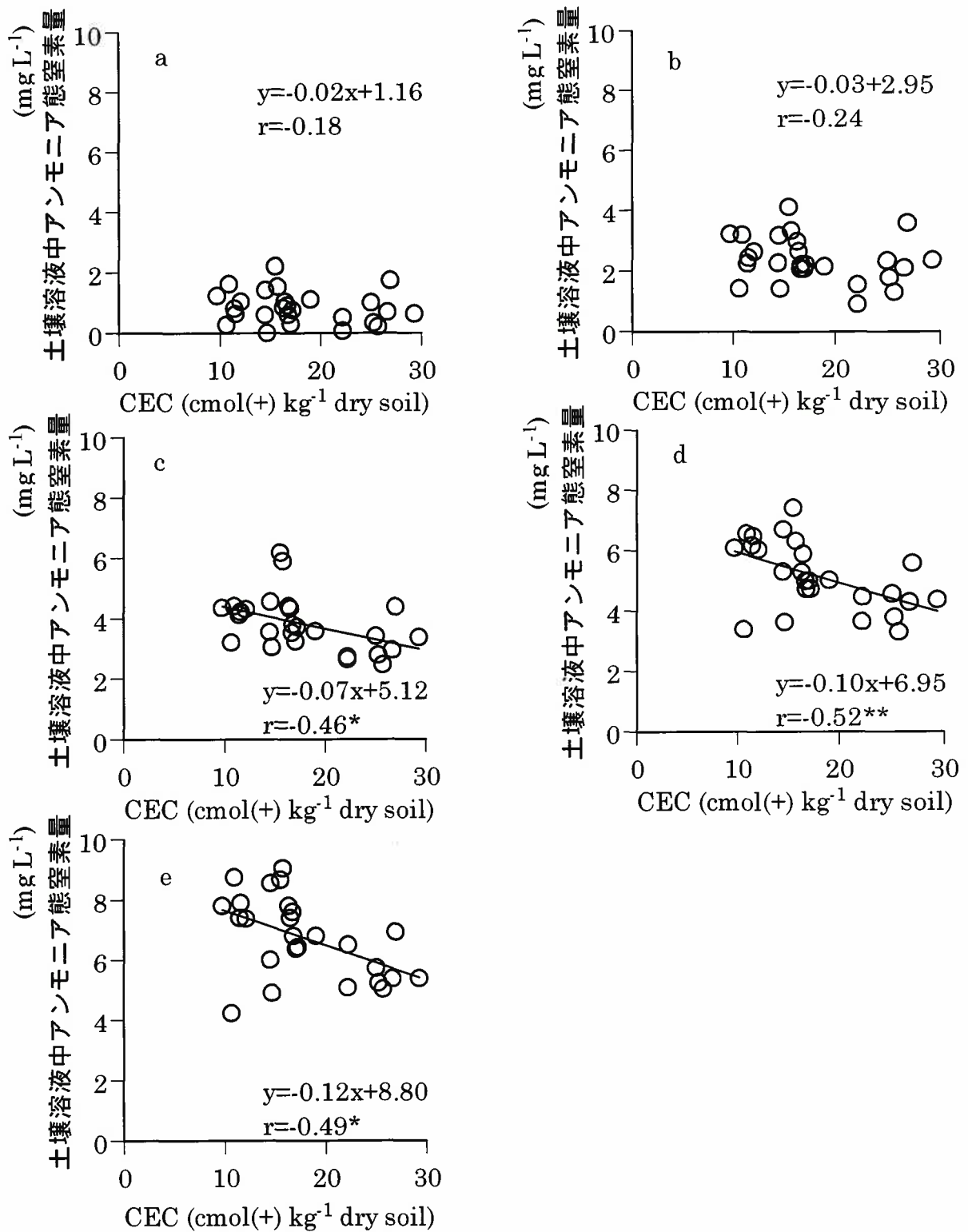


図6-4. 1997年供試圃場のCECと窒素添加実験で求められた  
土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

a : 20 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil 添加区、b : 40 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil 添加区、  
c : 60 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil 添加区、d : 80 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil 添加区、  
e : 100 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil 添加区

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

\*\* : 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

dry soil、80 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil、100 mgN kg<sup>-1</sup> dry soil の時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は CEC との間に有意水準 5%または 1%で有意な負の相関が認められた。これらのことは、土壤中に存在するアンモニア態窒素量がごく少量である場合を除いて、二価鉄量およびその他の陽イオンが少ない条件下では土壤溶液中アンモニア態窒素量が土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC との関係で決定されることを示している。

各供試土壤で添加窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を回帰したヘンリー型吸着等温線の傾きは添加窒素量に対する土壤溶液中アンモニア態窒素量の値を示す。傾きが大きい土壤ほど同一添加窒素量での土壤溶液中アンモニア態窒素量が多くなる。したがって、この傾きは土壤中のアンモニア態窒素の吸着反応における強度因子の逆数を示すと考えられた。

添加窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の間回帰直線の圃場間差を検討した（スネデカー・コ克蘭 1972; 芳賀ら 1996）。初めに、供試圃場の回帰直線の残差平均平方を検討した（表 6-5）。各供試圃場の残差平均平方をそれぞれ求めて Bartlett の検定を行い、残差平方和の圃場間差を  $\chi^2$  検定で評価した（スネデカー・コ克蘭 1972）。 $\chi^2$  値は 35.34 であり、自由度 25 で有意な差は認められなかった。すなわち、各供試圃場の回帰直線の y 切片には有意差がないことが明らかになった。そこで、回帰直線の傾きの圃場間差を検討した（表 6-6）。各供試圃場の回帰直線から求められた残差平方和の合計とすべての供試圃場の回帰直線を単一の式にあてはめて求



表6-5. 室内実験における回帰直線の傾きの圃場間差の検定 (y切片の差の検定)

No.	圃場名	要因	自由度 $f_i$	平方和 $f_i s_i^2$	平均平方 $s_i^2$	$\log s_i^2$	$f_i \log s_i^2$	逆数 $1 / f_i$
1	伊勢横内	残差	4	1.22	0.31	-0.51	-2.06	0.25
2	海老島	残差	4	0.25	0.06	-1.20	-4.79	0.25
3	高坂	残差	4	1.04	0.26	-0.59	-2.35	0.25
4	林崎	残差	4	0.84	0.21	-0.68	-2.71	0.25
5	井岡	残差	4	1.19	0.30	-0.53	-2.11	0.25
6	支場場内	残差	4	0.38	0.10	-1.02	-4.07	0.25
7	藤岡	残差	4	0.96	0.24	-0.62	-2.47	0.25
8	三和	残差	4	1.06	0.27	-0.58	-2.30	0.25
9	千原東	残差	4	1.73	0.43	-0.36	-1.46	0.25
10	千原西	残差	4	0.32	0.08	-1.09	-4.38	0.25
11	上平形	残差	4	0.55	0.14	-0.86	-3.45	0.25
12	白藤	残差	4	0.62	0.15	-0.81	-3.25	0.25
13	中野目	残差	4	0.87	0.22	-0.66	-2.66	0.25
14	関	残差	4	0.19	0.05	-1.32	-5.26	0.25
15	漆曾根	残差	4	0.73	0.18	-0.74	-2.96	0.25
16	本楯	残差	4	1.12	0.28	-0.55	-2.22	0.25
17	浜中	残差	4	0.19	0.05	-1.32	-5.27	0.25
18	新堀	残差	4	4.15	1.04	0.02	0.06	0.25
19	坂野辺新田	残差	4	1.52	0.38	-0.42	-1.68	0.25
20	廻館	残差	4	0.43	0.11	-0.97	-3.89	0.25
21	成田新田	残差	4	1.02	0.26	-0.59	-2.37	0.25
22	砂越	残差	4	0.45	0.11	-0.95	-3.81	0.25
23	前川	残差	4	0.59	0.15	-0.83	-3.32	0.25
24	福山	残差	4	0.02	0.01	-2.21	-8.84	0.25
25	松山	残差	4	0.27	0.07	-1.18	-4.71	0.25
26	下江地	残差	4	0.30	0.08	-1.12	-4.49	0.25
計	a = 26		104	22.01	0.21	-0.67	-86.81	6.50

$$M = (\log_e 10) ((\sum f_i) \log s^2 - \sum f_i \log s_i^2)$$

$$= (2.3026) (104 (-0.674) - (-86.81)) = 38.40$$

$$C = 1 + 1/3 (a - 1) (\sum 1/f_i - 1/\sum f_i)$$

$$= 1 + 1/((3)(26 - 1)) (6.50 \cdot 1/104) = 1.09$$

$$\chi^2 = M/C = 38.40 / 1.09 = 35.34^{ns} \quad (\text{自由度} = 25)$$

<sup>ns</sup>  $\chi^2$ 検定の有意水準5%で有意な差がないことを示す。

表6-6. 室内実験における回帰直線の傾きの圃場間差の検定 (傾きの差の検定)

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F	回帰直線の型	
	n-1					傾き	切片
供試圃場の残差の合計	a = 26	22.01	0.21			圃場別	0
全ての供試圃場データ	1	2404	2404	2434	0.0001		
の単一の式での回帰	128	127	0.99			共通	0
全体	129	2531					

回帰直線の傾きの比較 (自由度 = 25, 103) :  $F = ((127 - 22.01) / 25) / (22.01 / 103) = 19.71^{***}$

\*\*\* 両側F検定の有意水準0.1%で有意な差があることを示す。

めた残差平均平方を両側 F 検定により比較した。F 値は 19.71 であり、自由度 25 と 103 について有意水準 0.1% で有意な差が認められた。すなわち、各供試圃場の回帰直線の傾きには有意差があることが明らかになった。

この傾きの圃場間差と圃場条件下で測定された土壌溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差の関係を検討した（図 6-5）。ヘンリー型吸着等温線の傾きと圃場条件下で測定された土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には有意水準 1% で有意な正の相関が認められた。したがって、各供試圃場の土壌で求められた添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係を回帰したヘンリー型吸着等温線の傾きにより土壌の窒素吸着強度が評価できると考えられた。また、土壌溶液中アンモニア態窒素量は窒素吸着容量である CEC だけでなく窒素吸着強度の影響も受けることが示された。圃場条件下ではアンモニア態窒素以外の陽イオンの影響があると考えられるものの、土壌溶液中アンモニア態窒素量を決定する要因には土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、窒素吸着強度があることが明らかになった。

### 3-3. 圃場実験での土壌溶液中アンモニア態窒素量決定要因の解析

#### 3-3-1. 水稻栽培条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の推移

安藤ら（1988）は圃場実験において CEC の異なる 2 圃場を比較し、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稻莖数の関係を検討した。その結果、移植後 20 日間の最高気温平均値が 18.0 °C、最低気温平均値が 9.7 °C の年次では CEC の高い圃場の方が土壌溶液中アンモ

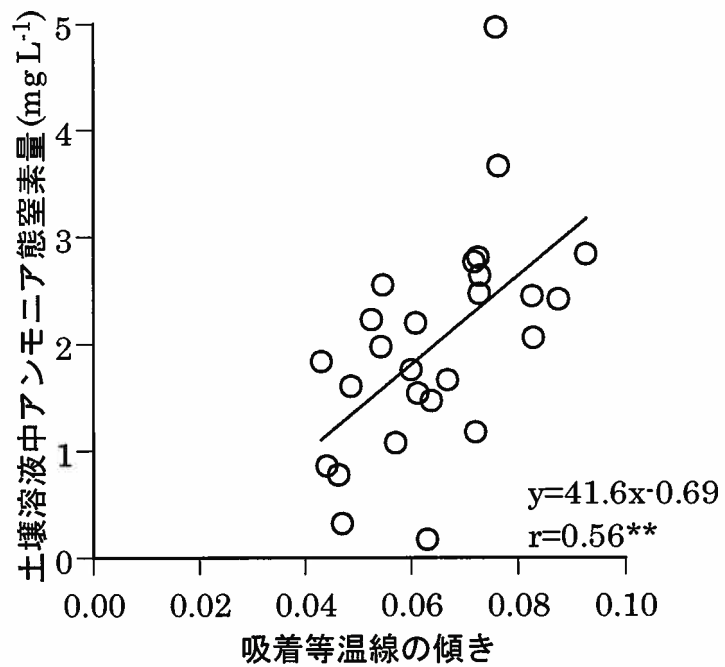


図6-5. 室内実験で求められた各圃場の吸着等温線の傾きと圃場実験で求められた各圃場の土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

\*\* : 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

ニア態窒素量が低く推移し、水稻茎数が低く推移した。移植後 20 日間の最高気温平均値が 21.0 °C、最低気温平均値が 11.4 °C の年次では CEC の圃場間差と土壤溶液中アンモニア態窒素量に一定の関係が認められず、土壤溶液中アンモニア態窒素量は水稻茎数と関係が認められなかった。本研究における移植後 20 日間の鶴岡地域の最高気温平均値は 22.4 °C、最低気温平均値は 13.5~13.6°C であり（表 5-13）、安藤ら（1988）の報告で気温が高かった年次よりも高い温度条件であった。そして、本研究でも CEC と土壤溶液中アンモニア態窒素量の間に関連が認められなかった（表 6-3）。これらの結果は、気温の低い年次の土壤溶液中アンモニア態窒素量は CEC によって決定され、気温の高い年次の土壤溶液中アンモニア態窒素量は CEC では決定されないことを示唆する。水田土壤中の二価鉄量は積算温度が高まるに従い増加する（本村 1969; 浅見 1970a, b; 浅見・高井 1970; 高橋ら 1973; 庄子ら 1976; 土屋ら 1986）。したがって、気温の高い年次は移植後日数の増加に伴う土壤中の二価鉄増加量が多く、交換性アンモニア態窒素の陽イオン交換基への吸着を妨害する可能性が高まると考えられた。

移植後日数の増加に伴い、分けつ期における水稻の窒素吸収量は指数的に増加し、土壤中交換性アンモニア態窒素量は減少する（庄子ら 1976; 高橋ら 1976a; 安藤ら 1978; 錦ら 1988; Wada et al. 1989）。水稻による窒素吸収量の年次間や圃場間の差は土壤溶液中アンモニア態窒素量や土壤中交換性アンモニア態窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の比率を変化させることが考えられた。そこ

で、1998年と1999年の移植後日数と土壌中二価鉄量、土壌中交換性アンモニア態窒素量、土壌溶液中アンモニア態窒素量の推移を図6-6と図6-7に示した。

1998年、1999年ともに移植後日数が進むに伴って土壌中二価鉄量は増加した。一方、土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量は移植30日後までほぼ一定で、移植30日後以降は減少した。1998年、1999年の移植後日数と水稻の茎数、乾物重、窒素吸収量の推移を図6-8、図6-9、図6-10に示した。1998年、1999年ともに水稻の茎数、乾物重、窒素吸収量は移植20日後から増加し始め、移植30日後以降は指数的に増加した。したがって、土壌溶液中アンモニア態窒素量が移植後30日以降に減少するのは水稻の窒素吸収量の増加による土壌中交換性アンモニア態窒素量の減少が原因であると考えられた。一方、移植後日数の増加に伴う土壌中二価鉄量の増加は、土壌溶液中アンモニア態窒素量を高める効果が小さいことが明らかになった。これらのことは、水稻栽培条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の推移が土壌中二価鉄量の変化よりも土壌中交換性アンモニア態窒素量の変化の影響を強く受けることを示している。そこで、土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定に対する土壌中交換性アンモニア態窒素量の寄与度と土壌中二価鉄量の寄与度を比較するために以下の検討を行った。

### 3-3-2. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定に対する土壌中二価鉄量の影響

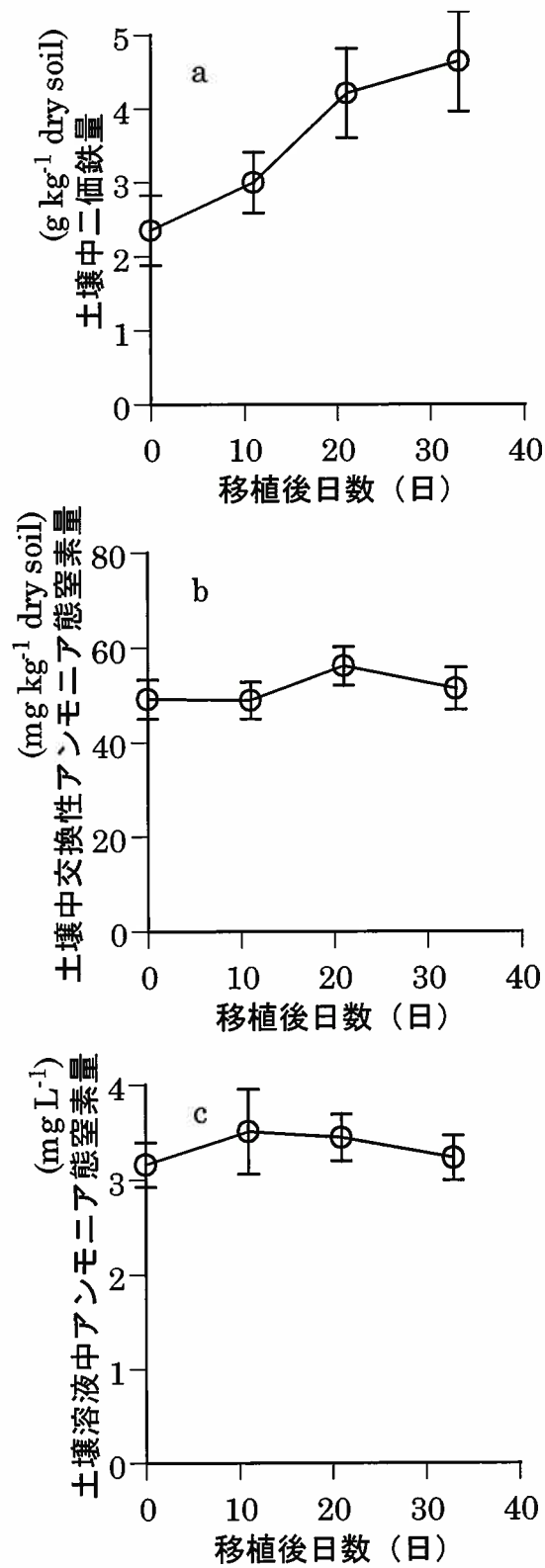


図6-6. 1998年の移植後日数と土壌中二価鉄量(a)、土壌中交換性アンモニア態窒素量(b)、土壌溶液中アンモニア態窒素量(c)の推移

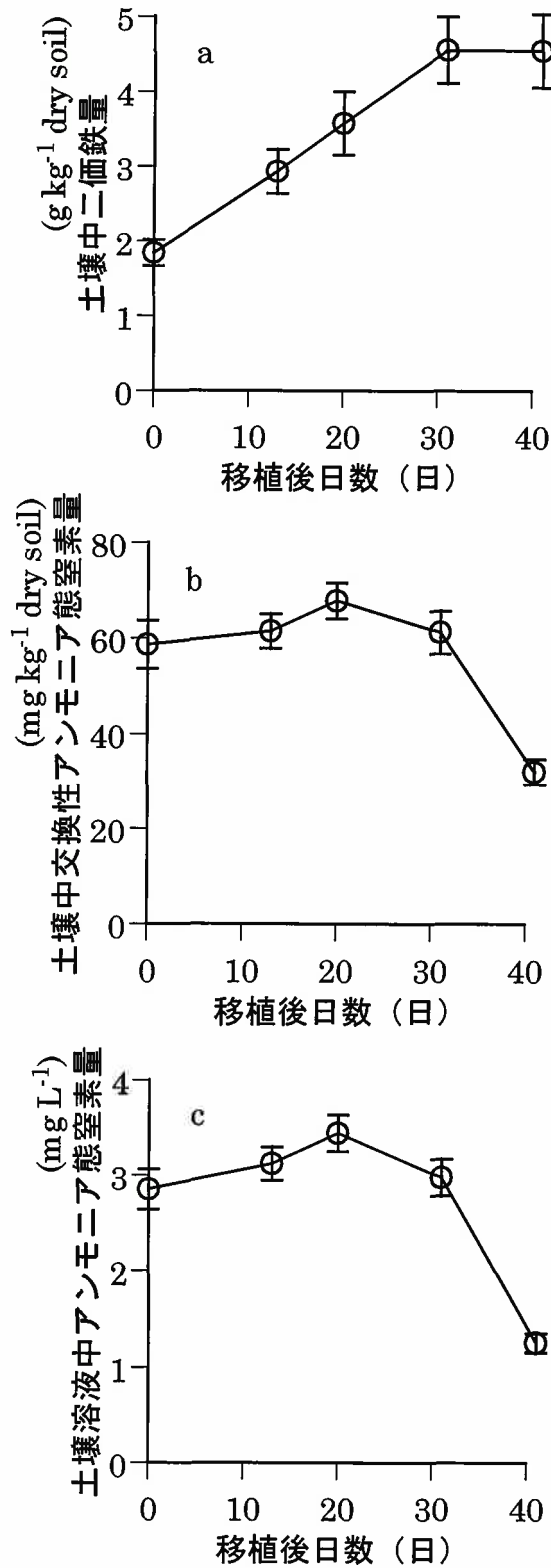


図6-7. 1999年の移植後日数と土壌中二価鉄量(a)、土壌中交換性アンモニア態窒素量(b)、土壌溶液中アンモニア態窒素量(c)の推移



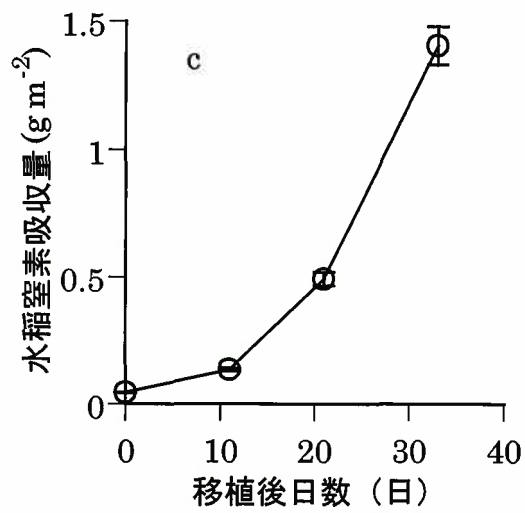
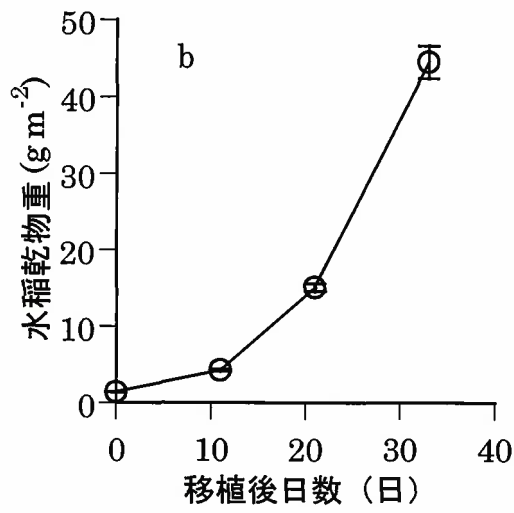
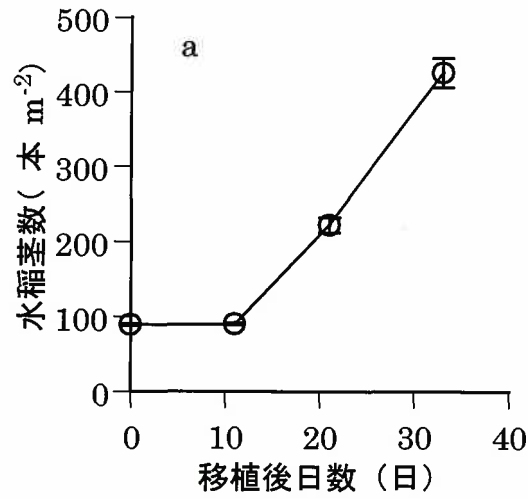


図6-8. 1998年の移植後日数と健苗の水稻茎数(a)、水稻乾物重(b)、水稻窒素吸収量(c)の推移

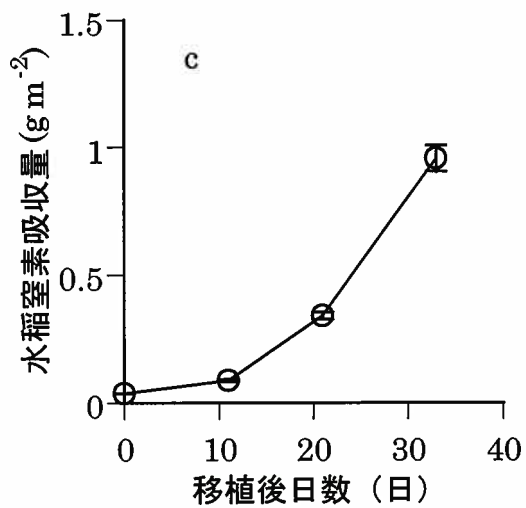
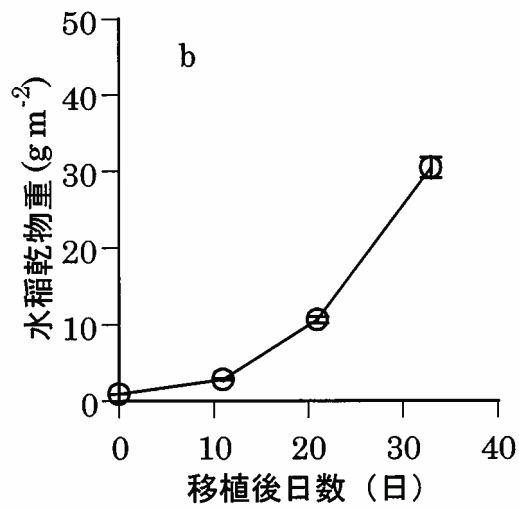
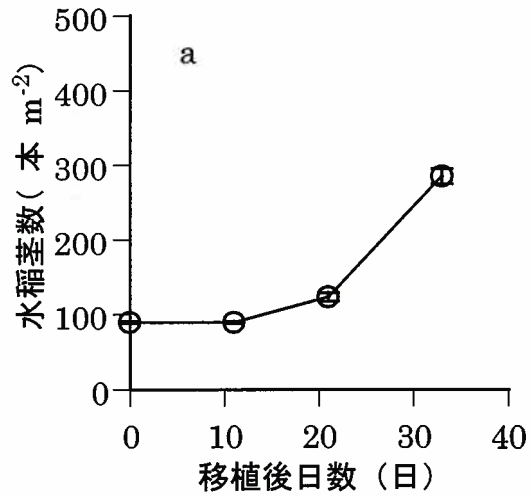


図6-9. 1998年の移植後日数と遮光苗の水稻茎数(a)、水稻乾物重(b)、水稻窒素吸収量(c)の推移

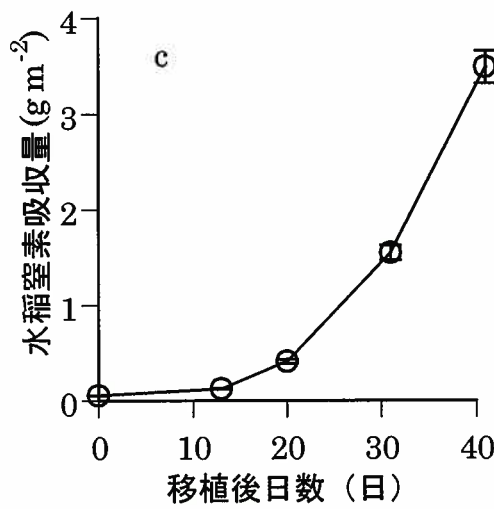
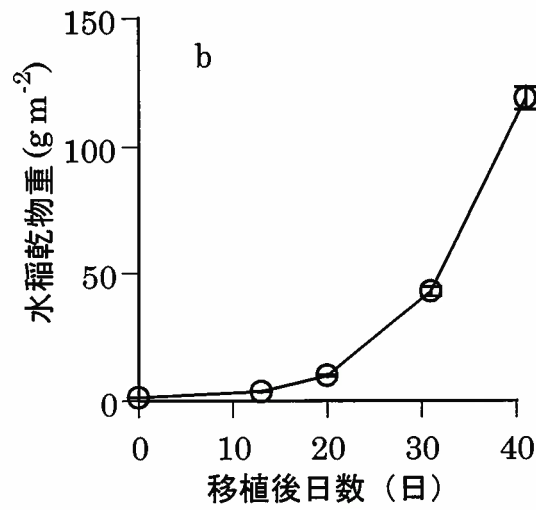
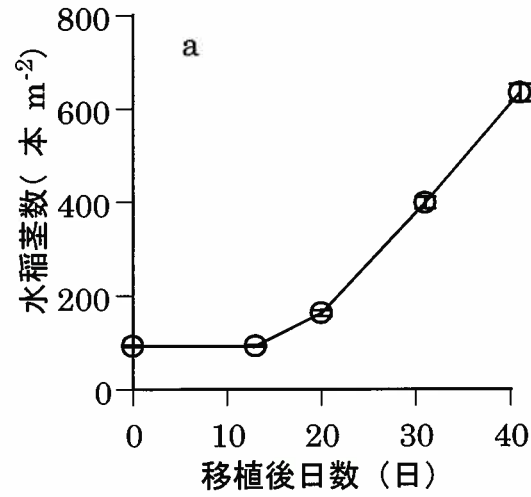


図6-10. 1999年の移植後日数と健苗の水稻茎数(a)、水稻乾物重(b)、水稻窒素吸収量(c)の推移

1997 年の圃場実験において活着期の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量または CEC との間に有意な相関が認められなかったが（図 6-1、図 6-2）、CEC と土壤中交換性アンモニア態窒素量の間には有意水準 5%で有意な正の相関が認められた（図 6-11）。1998 年、1999 年の移植時と移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量と有意な相関が認められなかったが（表 6-2、表 6-3）、1998 年移植 20 日後、1999 年移植時、1999 年移植 20 日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の間には相互に有意水準 0.1%で有意な正の相関が認められた（表 6-2、表 6-3）。1998 年移植時の土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC の間には有意水準 5%で有意な相関が認められ、CEC と土壤中二価鉄量の間には有意水準 0.1%で有意な相関が認められた（表 6-2）。説明変数間に相関がある場合、重回帰分析により求められる重回帰式の偏回帰係数および決定係数は単回帰式の単回帰係数および決定係数と異なる（芳賀ら 1996）。そこで、1997 年活着期、1998 年、1999 年の移植時と移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量のそれぞれを目的変数、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数とする重回帰分析を行った。

1997 年活着期の土壤溶液中アンモニア態窒素量について土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数として重回帰分析を行い、有意水準 5%で有意に説明される回帰式が求められた（表 6-7）。土壤中交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数は 0.465、CEC

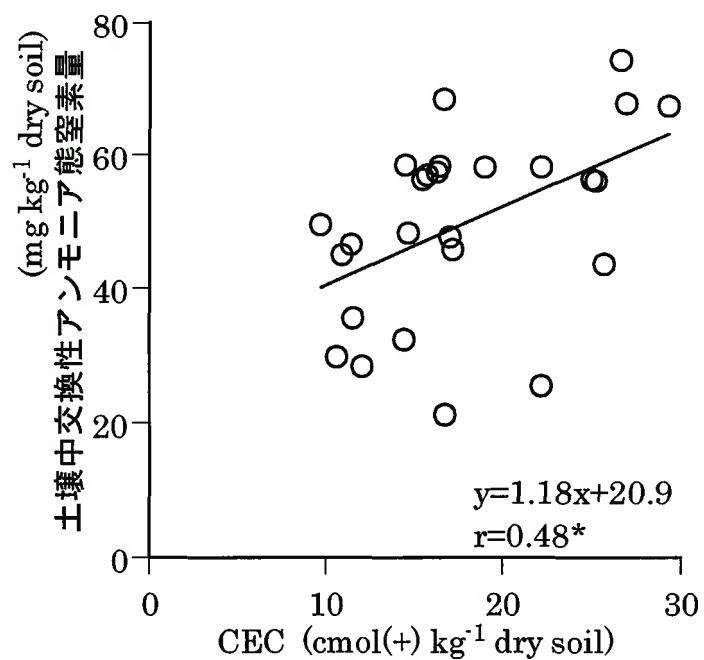


図6-11. 1997年圃場実験におけるCECと土壤中交換性アンモニア態窒素量の関係

\* 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

表6-7. 1997年活着期における土壌溶液中  
アンモニア態窒素量決定要因の解析

活着期の土壌中交換性アンモニア態窒素量とCEC  
を説明変数とした場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数
切片	$3.81 \times 10^{-16}$
説明変数	
交換性アンモニア態窒素量	0.465 *
CEC	-0.532 *
決定係数 ( $r^2$ )	0.261 *
AIC	-2.88

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。

の標準偏回帰係数は-0.532であり、どちらも有意水準5%で有意であった。このことは、土壌中交換性アンモニア態窒素量が高く、CECが低い圃場ほど1997年活着期の土壌溶液中アンモニア態窒素量が高くなることを示す。しかしながら、1997年活着期の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECにより26.1%しか説明されず、残りの73.9%は他の要因の影響を受けていると考えられた。

1998年、1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量について土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数として重回帰分析を行い、その結果を表6-8に示した。1998年、1999年ともに移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量で説明されないことが明らかになった。1998年、1999年の移植時の土壌中二価鉄量を表6-9に示した。表5-17に示した1998年移植20日後の土壌中二価鉄量の平均値が $4.21 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最大値が $11.39 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最小値が $1.80 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ であるのと比較して、表6-9に示した1998年移植時の土壌中二価鉄量は平均値が $2.35 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最大値が $7.66 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最小値が $0.66 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ と明らかに低い値を示した。1999年移植20日後の土壌中二価鉄量も同様に、平均値が $3.58 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最大値が $11.27 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最小値が $1.11 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ であるのと比較して(表5-17)、1999年移植時の土壌中二価鉄量は平均値が $1.84 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最大値が $4.95 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、最小値が $0.71 \text{ g kg}^{-1} \text{ dry soil}$ と明らか

表6-8. 1998年、1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量  
決定要因の解析

移植時の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数とした場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数	
	1998年	1999年
切片	$3.67 \times 10^{-16}$	$-1.10 \times 10^{-16}$
説明変数		
交換性アンモニア態窒素量	0.583 *	0.442 <sup>ns</sup>
CEC	-0.971 <sup>ns</sup>	-0.416 <sup>ns</sup>
二価鉄量	0.352 <sup>ns</sup>	0.152 <sup>ns</sup>
決定係数 ( $r^2$ )	0.388 <sup>ns</sup>	0.137 <sup>ns</sup>
AIC	-2.37	1.82

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意に説明されないことを示す。

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。



表6-9. 1998年、1999年移植時の土壌中  
二価鉄量の記述統計量

	土壌中二価鉄量 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
1998年	
平均値	2.35
最大値	7.66
最小値	0.66
変動係数 (%)	87.8
1999年	
平均値	1.84
最大値	4.95
最小値	0.71
変動係数 (%)	56.1

に低い値を示した（表 6-9）。土壌中二価鉄量に対する年次および測定時期の影響を検討した（表 6-10）。土壌中二価鉄量は有意水準 0.1% で有意に年次および測定時期により異なることが示された。次に、各年次および各測定時期の土壌中二価鉄量の平均値の差を検討した（表 6-10）。土壌中二価鉄量は 1998 年移植 20 日後が最も高く、1999 年移植 20 日後、1998 年移植時、1999 年移植時の順で低くなった。移植 20 日後の土壌中二価鉄量および移植時の土壌中二価鉄量にはそれぞれ 1998 年と 1999 年の間で有意な差が認められなかった。1998 年の土壌中二価鉄量および 1999 年の土壌中二価鉄量にはそれぞれ移植 20 日後と移植時の間で有意な差が認められた。これらのことから、本研究の移植時は還元が十分に発達していない、土壌中二価鉄量の低い条件下であり、移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量に対する土壌中二価鉄量の影響は小さいと考えられた。そのため、移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として、土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC のみを選択する必要があると考えられた。

1998 年、1999 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量を目的変数、土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とする重回帰分析の結果を表 6-11 に示した。回帰式の分散を最も小さくし、かつ変数の数を最も少なくするための基準として AIC（Akaike 1969, 1974）を用いた。1998 年移植時の土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の 3 変数を説明変数とした回帰式の AIC は -2.37 であり（表 6-8）、土壌中交換性アンモニア態窒素量と

表6-10. 1998年、1999年の移植時、移植20日後の土壌中二価鉄量に対する年次および測定時期の影響

1. 年次（1998年、1999年）と測定時期（移植時、移植20日後）  
 についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	94	31.3	7.24	0.0002
誤差	104	449	4.3		
全体	107	543			

2. 各年次、各測定時期での土壌中二価鉄量の平均値の差の検定

年次	測定時期	土壌中二価鉄量 の平均値 (g kg <sup>-1</sup> dry soil)
1998年	移植時	2.35 bc
1999年	移植時	1.84 c
1998年	移植20日後	4.21 a
1999年	移植20日後	3.58 ab

異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

CECの2変数を説明変数とした回帰式のAICは-3.72であった(表6-11)。AICが土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECの2変数を説明変数とした回帰式で低い値を示したことから、1998年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壌中二価鉄量は有効ではないと考えられた。1999年移植時の土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の3変数を説明変数とした回帰式のAICは1.82であり(表6-8)、土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECの2変数を説明変数とした回帰式のAICは0.20であった(表6-11)。AICが2変数を説明変数とした回帰式で低い値を示したことから、1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数としても土壌中二価鉄量は有効ではないと考えられた。1998年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECで説明されることが明らかになり、有意水準5%で有意な回帰式が求められた(表6-11)。土壌中交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数は0.571、CECの標準偏回帰係数は-0.645であり、どちらも有意水準5%で有意であった。このことは、土壌中交換性アンモニア態窒素量が高くCECが低い圃場ほど1998年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量が高いことを示す。しかしながら、1998年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECにより36.7%しか説明されず、残りの63.3%は他の要因の影響を受けていると考えられた。1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECで説明されないことが明らかになった(表

表6-11. 1998年、1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量  
決定要因の解析

移植時の土壤中交換性アンモニア態窒素量とCECを説明変数とした  
場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数	
	1998年	1999年
切片	$2.68 \times 10^{-16}$	$-7.40 \times 10^{-17}$
説明変数		
交換性アンモニア態窒素量	0.571 *	0.463 *
CEC	-0.645 *	-0.315 <sup>ns</sup>
決定係数 ( $r^2$ )	0.367 *	0.128 <sup>ns</sup>
AIC	-3.72	0.20

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意に説明されないことを示す。

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。

6-11)。

1998年、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量を目的変数、土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数とする重回帰分析の結果を表6-12に示した。移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は1998年、1999年ともに土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量で説明されることが明らかになり、有意水準1%で有意な回帰式が求められた(表6-12)。移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明するCECの標準偏回帰係数は1998年が-1.349で有意水準5%で有意であり、1999年が-0.910で有意水準1%で有意であった。しかしながら、移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する土壌中交換性アンモニア態窒素量と土壌中二価鉄量の標準偏回帰係数の有意性は年次により異なる傾向が認められた。すなわち、1998年の土壌中交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数は1.071で有意水準1%で有意であったが、1999年の標準偏回帰係数は0.407で有意ではなかった。また、1998年の土壌中二価鉄量の標準偏回帰係数は0.245で有意ではなかったが、1999年の標準偏回帰係数は0.671で有意水準5%で有意であった。これらのことは、CECが低い圃場ほど1998年、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は高くなり、さらに1998年では土壌中交換性アンモニア態窒素量が高い圃場ほど、1999年では土壌中二価鉄量が高い圃場ほど移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量が高いことを示す。1998年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換

表6-12. 1998年、1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量  
決定要因の解析

移植20日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数とした場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数	
	1998年	1999年
切片	$-7.21 \times 10^{-17}$	$1.74 \times 10^{-16}$
説明変数		
交換性アンモニア態窒素量	1.071 **	0.407 <sup>ns</sup>
CEC	-1.349 *	-0.910 **
二価鉄量	0.245 <sup>ns</sup>	0.671 *
決定係数 ( $r^2$ )	0.539 **	0.305 **
AIC	-7.72	-5.75

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意に説明されないことを示す。

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。

\*\* 有意水準1%で有意に説明されることを示す。

性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量により 53.9%しか説明されず、残りの 46.1%は他の要因の影響を受けていると考えられた。1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量により 30.5%しか説明されず、残りの 69.5%は他の要因の影響を受けていると考えられた。

1998 年、1999 年の移植時と移植 20 日後の土壤中交換性アンモニア態窒素の荷電量 ( $\text{NH}_4^+$ 荷電量)、土壤中二価鉄の荷電量 ( $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量)、CEC の荷電量を表 6-13 に示した。移植時の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量は 1998 年が  $0.16\sim 0.57 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、1999 年が  $0.12\sim 1.09 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量は 1998 年が  $2.4\sim 27.4 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、1999 年が  $2.6\sim 17.7 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。移植 20 日後の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量は 1998 年が  $0.22\sim 0.74 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、1999 年が  $0.15\sim 0.82 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であり、 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量は 1998 年が  $6.5\sim 40.8 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、1999 年が  $4.0\sim 40.4 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。CEC は 1998 年供試圃場が  $10.1\sim 38.5 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$ 、1999 年供試圃場が  $8.6\sim 39.0 \text{ cmol}(+) \text{ kg}^{-1} \text{ dry soil}$  であった。各圃場の移植時における  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合は 1998 年が 0.9~3.2%、1999 年が 0.9~5.1%であり、 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合は 1998 年が 18.9~71.2%、1999 年が 16.9~97.7%であった。各圃場の移植 20 日後における  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合は 1998 年が 1.2~3.3%、1999 年が 1.3~5.9%であり、 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合は



表6-13. 1998年、1999年の移植時と移植20日後の土壤中NH<sub>4</sub><sup>+</sup>, Fe<sup>2+</sup>, CEC荷電量の記述統計量

	移植時		移植20日後		CEC
	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> 荷電量	Fe <sup>2+</sup> 荷電量	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> 荷電量	Fe <sup>2+</sup> 荷電量	
	(cmol(+) kg <sup>-1</sup> dry soil)				
1998年					
平均値	0.35	8.4	0.40	15.1	20.1
最大値	0.57	27.4	0.74	40.8	38.5
最小値	0.16	2.4	0.22	6.5	10.1
変動係数 (%)	36.8	87.8	31.5	62.6	46.8
1999年					
平均値	0.41	6.6	0.48	12.8	18.0
最大値	1.09	17.7	0.82	40.4	39.0
最小値	0.12	2.6	0.15	4.0	8.6
変動係数 (%)	51.5	56.1	32.4	69.7	46.2

1998 年が 46.0~105.9%、1999 年が 34.5~159.5%であった。各測定時期の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量と  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量には年次による大きな差は認められなかった。 $\text{NH}_4^+$ 荷電量および  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合は移植時と移植 20 日後で同程度の値が認められた。 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量は測定時期により異なる値を示し、移植 20 日後の  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量および  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合は移植時の値と比較して平均値で約 2 倍に増加した。 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量および  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合は  $\text{NH}_4^+$ 荷電量および  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と平均値と比較して、1998 年移植時で約 20 倍、1999 年移植時で約 15 倍、1998 年移植 20 日後で約 35 倍、1999 年移植 20 日後で 25 倍であった。 $\text{NH}_4^+$ 荷電量と  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量の差は 1998 年の方が 1999 年と比較して高い値を示した。また、移植 20 日後の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量と  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量の差は移植時での差よりも高い値を示した。

同一土壌で交換性アンモニア態窒素量が同一の場合、アンモニア態窒素の陽イオン交換基への吸着量が少ないほど相対的に土壌溶液中アンモニア態窒素量は高くなる。そのため、 $\text{NH}_4^+$ 荷電量と  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量と CEC の関係は土壌溶液中アンモニア態窒素量を決定する要因として重要であると考えられた。そこで、1998 年と 1999 年の各供試圃場における移植時の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-12 に示した。この図は 1998 年と 1999 年のデータをあわせたものであり、両者の間には有意水準 5%で有意な正の相関が認められた。1998 年と 1999 年の各供試圃場における移植時の  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合と土壌

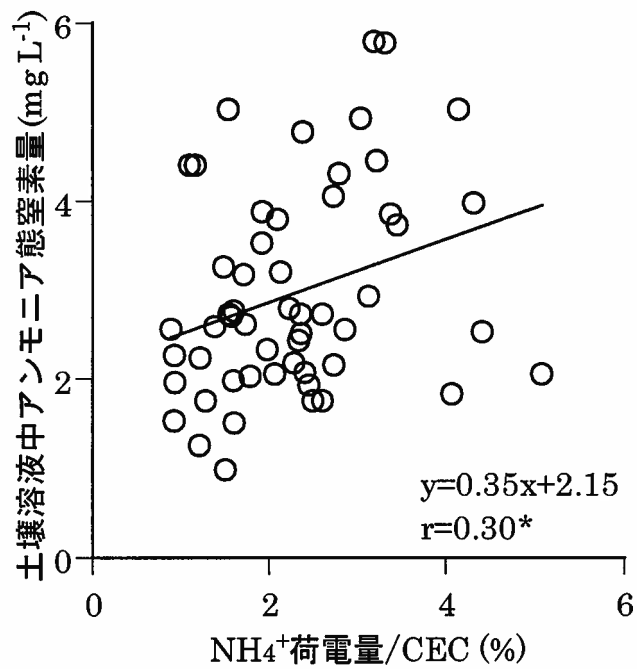


図6-12. 移植時のCECに占めるNH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量の割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係

図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-13 に示した。この図は 1998 年と 1999 年のデータをあわせたものであり、両者の間には有意な相関が認められなかった。これらのことは、圃場条件下での移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は CEC と  $\text{NH}_4^+$  荷電量の相互関係により決定されることを示唆する。

1998 年と 1999 年の各供試圃場における移植 20 日後の  $\text{NH}_4^+$  荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-14 に示した。この図は 1998 年と 1999 年のデータをあわせたものであり、両者の間には有意水準 5% で有意な正の相関が認められた。1998 年と 1999 年の各供試圃場における移植 20 日後の  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-15 に示した。この図は 1998 年と 1999 年のデータをあわせたものであり、両者の間には有意水準 5% で有意な正の相関が認められた。これらのことは、圃場条件下での移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は CEC と  $\text{NH}_4^+$  荷電量、または CEC と  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量の相互関係により決定されることを示唆する。

一般に、土壤の陽イオン選択性は荷電数の増加とともに高まる (Bolt and Bruggenwert 1978; Bolt 1979; 和田 1984; 土屋ら 1986)。そのため、二価鉄が交換性アンモニア態窒素の陽イオン交換基への吸着と競合し、交換性アンモニア態窒素の吸着量を低下させる可能性がある。しかしながら一方で、土壤の陽イオン選択性の増加序列は和水直径の減少序列とほぼ一致する (Bolt and Bruggenwert 1978; Bolt 1979; 和田 1984)。和水直径はイオンの

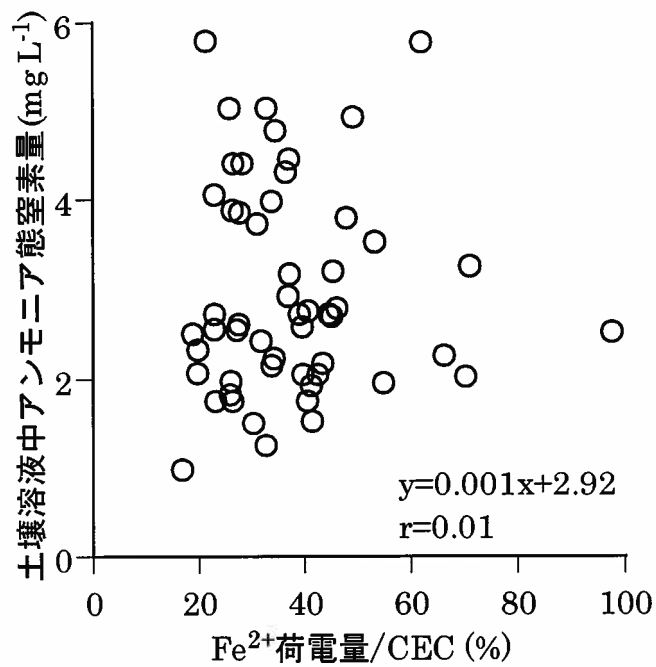


図6-13. 移植時のCECに占めるFe<sup>2+</sup>荷電量の割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。

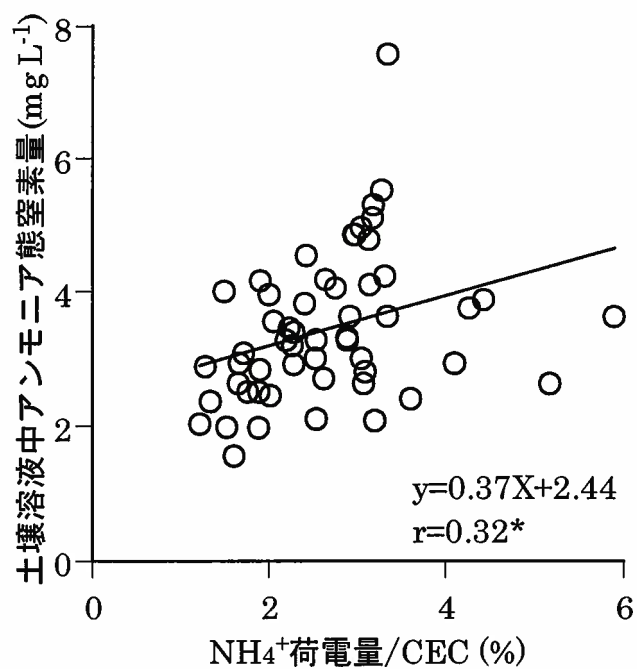


図6-14. 移植20日後のCECに占めるNH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量の割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

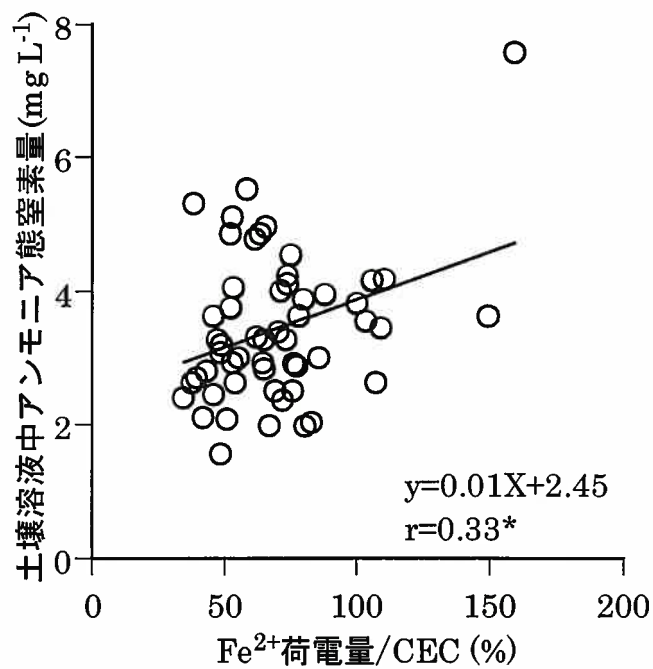


図6-15. 移植20日後のCECに占めるFe<sup>2+</sup>荷電量の割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

図は1998年と1999年のデータを合わせたものである。

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

荷電数が大きいほど、同一荷電数ではイオン半径が小さいほど大きくなる (Bolt and Bruggenwert 1978)。イオン半径は  $\text{Fe}^{2+}$  が  $7.6 \times 10^{-2}$  nm であり、 $\text{NH}_4^+$  が  $14.3 \times 10^{-2}$  nm である (Bohn et al. 1979)。したがって、 $\text{NH}_4^+$  は  $\text{Fe}^{2+}$  よりも和水直径が小さく、土壤による選択性が高いとも考えられた。また、粘土鉱物の破壊原子価や腐植のカルボキシル基に由来する陽イオン交換基は二価の陽イオンに対する選択性が高く、粘土鉱物の同型置換に由来する陽イオン交換基は一価の陽イオンに対する選択性が高い (Bolt and Bruggenwert 1978; Bolt 1979; 和田 1984)。移植時の  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量および  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量が CEC に占める割合は  $\text{NH}_4^+$  荷電量および  $\text{NH}_4^+$  荷電量が CEC に占める割合と比較して約 15~20 倍高い値を示したのにも関わらず (表 6-13)、CEC に占める  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量の割合が土壤溶液中アンモニア態窒素量に与える影響は認められなかった (図 6-13)。移植 20 日後の  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量および  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量が CEC に占める割合は  $\text{NH}_4^+$  荷電量および  $\text{NH}_4^+$  荷電量が CEC に占める割合と比較して約 25~35 倍高い値を示したのにも関わらず (表 6-13)、CEC に占める  $\text{NH}_4^+$  荷電量の割合と  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量の割合が土壤溶液中アンモニア態窒素量に与える影響は同程度であった (図 6-14、図 6-15)。この原因として考えられることは、供試土壤が  $\text{Fe}^{2+}$  よりも  $\text{NH}_4^+$  に対する選択性が高いこと、土壤溶液中アンモニア態窒素量が土壤中二価鉄量よりも土壤中交換性アンモニア態窒素量の影響を強く受けること等があげられる。

1998 年と 1999 年それぞれについて各供試圃場における移植時の



$\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-16 に示した。 $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係は 1998 年移植時では有意水準 1% で有意な正の相関が認められたが、1999 年移植時では有意な相関が認められなかった。1998 年と 1999 年それぞれについて各供試圃場における移植時の  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-17 に示した。 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係は 1998 年移植時、1999 年移植時ともに有意な相関が認められなかった。1998 年と 1999 年それぞれについて各供試圃場における移植 20 日後の  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-18 に示した。 $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係は 1998 年移植 20 日後では有意水準 0.1% で有意な正の相関が認められたが、1999 年移植 20 日後では有意な相関が認められなかった。1998 年と 1999 年それぞれについて各供試圃場における移植 20 日後の  $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係を図 6-19 に示した。 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係は 1998 年移植 20 日後では有意な相関が認められなかったが、1999 年移植 20 日後では有意水準 5% で有意な相関が認められた。

1998 年移植時の土壤は  $\text{NH}_4^+$ 荷電量が CEC に占める割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の間には正の相関関係が成り立っていたために (図 6-16)、土壤溶液中アンモニア態窒素量が土壤中交換性ア

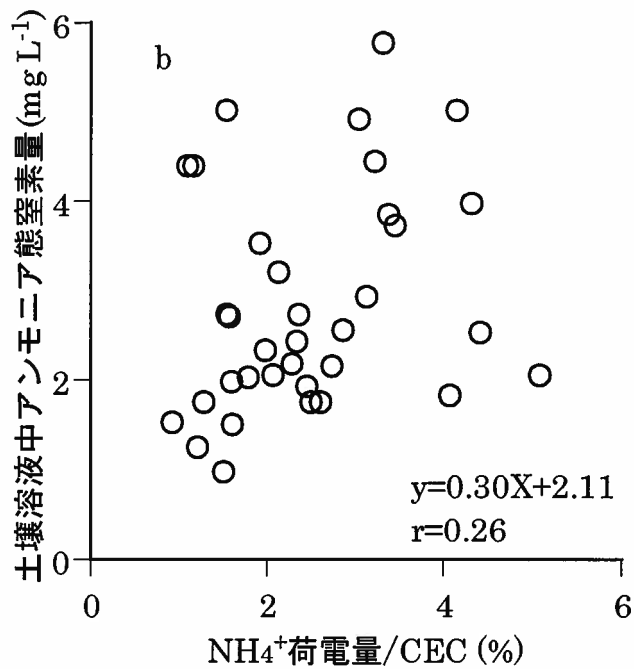
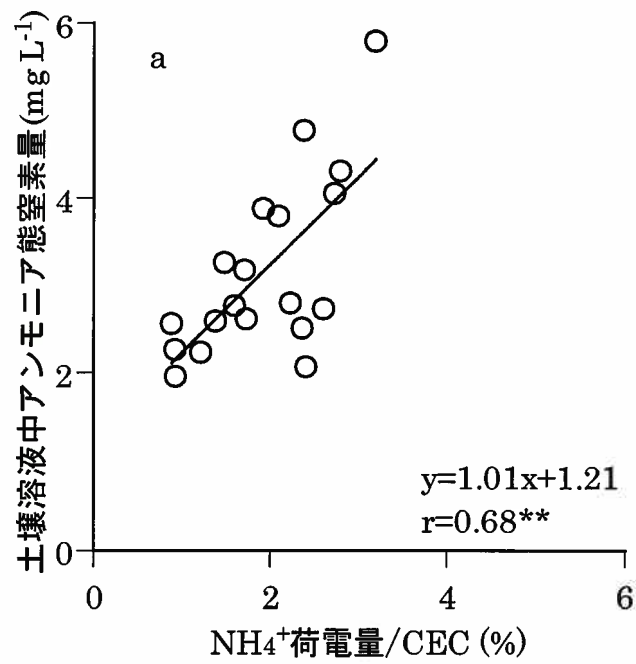


図6-16. 移植時のCECに占める $\text{NH}_4^+$ 荷電量の割合と  
土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

a : 1998年、b : 1999年

\*\* : 有意水準1%で有意な相関があることを示す。

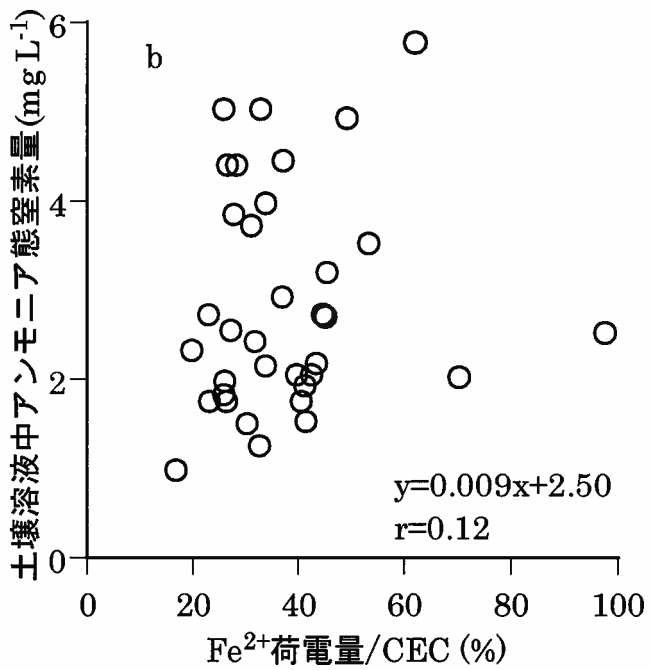
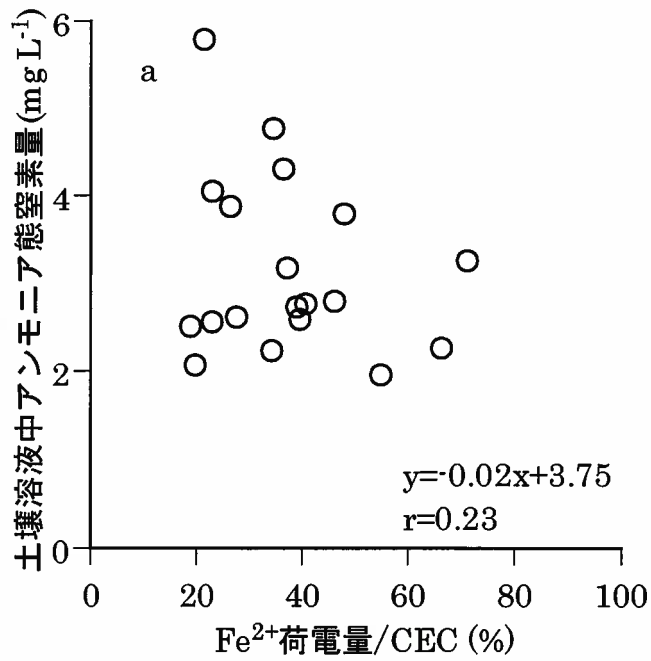


図6-17. 移植時のCECに占める $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量の割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

a : 1998年、b : 1999年

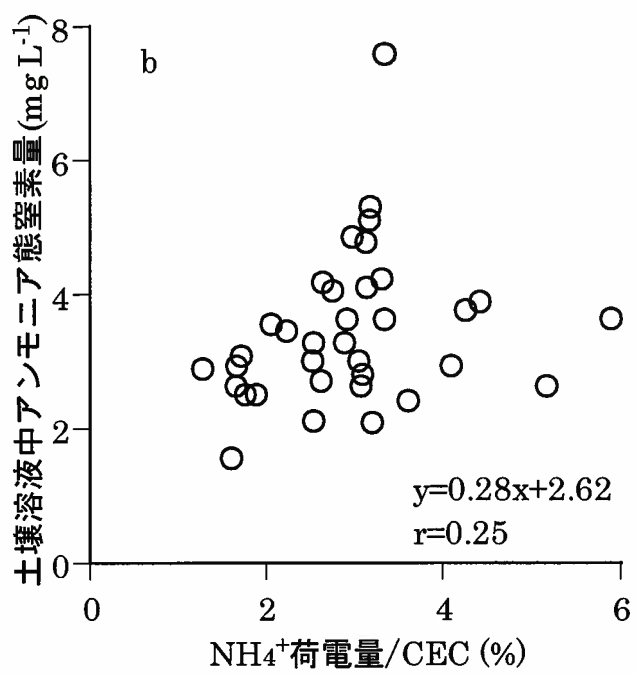
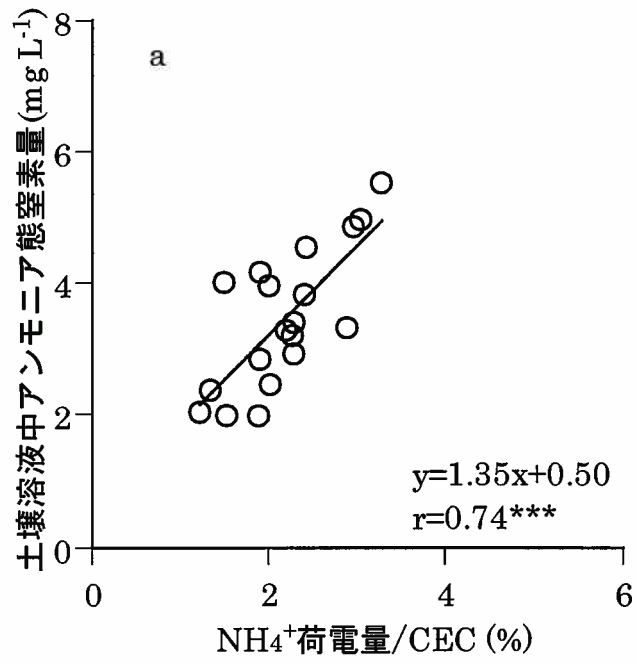


図6-18. 移植20日後のCECに占める $\text{NH}_4^+$ 荷電量の割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係

a : 1998年、b : 1999年

\*\*\* : 有意水準0.1%で有意な相関があることを示す。

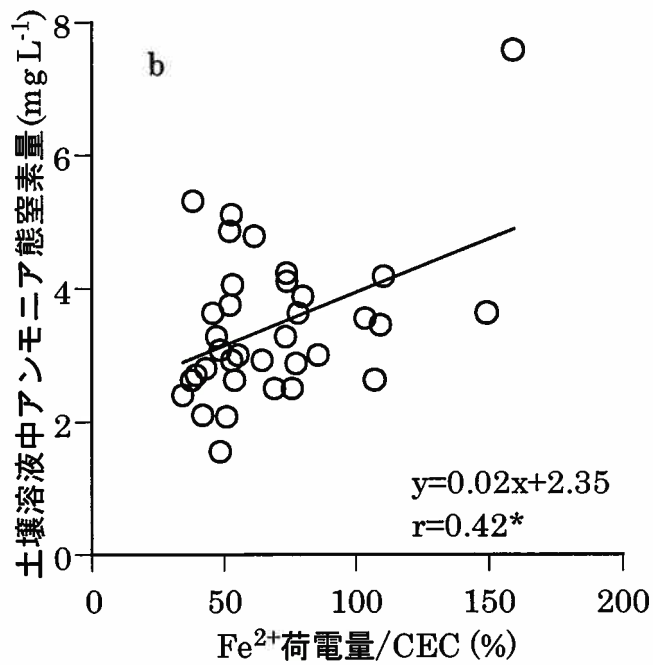
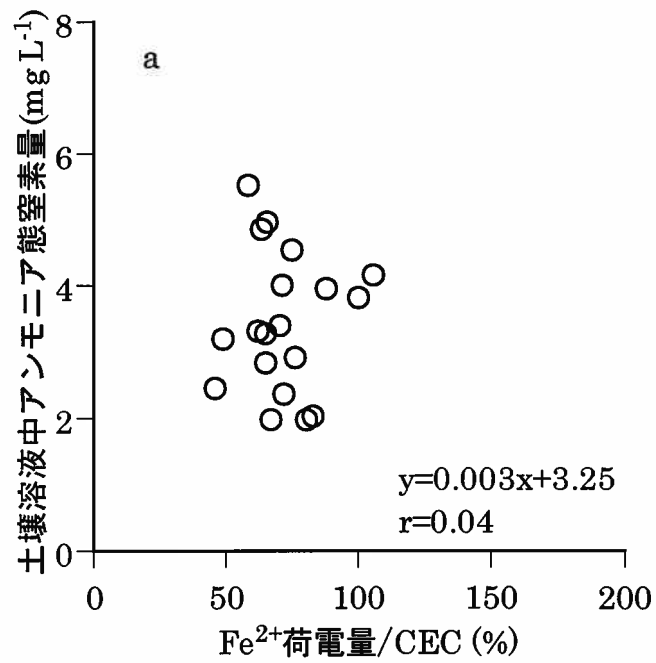


図6-19. 移植20日後のCECに占めるFe<sup>2+</sup>荷電量の割合と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係

a : 1998年、b : 1999年

\* : 有意水準5%で有意な相関があることを示す。

ンモニア態窒素量と CEC により有意に説明されたと考えられた(表 6-11)。NH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量および CEC は 1998 年と 1999 年の供試土壌で大きな差が認められなかった(表 6-13)。そのため、1999 年移植時の土壌で NH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には有意な相関関係が成り立たなかった理由や、土壌溶液中アンモニア態窒素量が土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC で説明されなかった理由は明らかではない。

1998 年移植 20 日後の土壌は NH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には正の相関関係が成り立っていたために(図 6-18)、土壌溶液中アンモニア態窒素量が土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量で説明され、土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC の標準偏回帰係数が有意であったと考えられた(表 6-12)。1999 年移植 20 日後の土壌は Fe<sup>2+</sup>荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には正の相関関係が成り立っていたために(図 6-19)、土壌溶液中アンモニア態窒素量が土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量で説明され、CEC と土壌中二価鉄量の標準偏回帰係数が有意であったと考えられた(表 6-12)。しかしながら、1998 年移植 20 日後の土壌で Fe<sup>2+</sup>荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には有意な相関関係が成り立たず、土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する土壌中二価鉄量の標準偏回帰係数が有意ではなかった理由は明らかではない。同様に、1999 年移植 20 日後の土壌で NH<sub>4</sub><sup>+</sup>荷電量が CEC に占める割合と土壌溶液中アンモニア

態窒素量の間には有意な相関関係が成り立たず、土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する土壌中交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数が有意でなかった理由は明らかではない。

土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因として土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量について検討した結果、1997年活着期、1998年移植時、1998年移植20日後、1999年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明することができた(表6-7、表6-11、表6-12)。しかしながら、土壌溶液中アンモニア態窒素量はそれぞれ26.1%、36.7%、53.9%、30.5%しか説明されず、他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。また、1998年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECにより説明することができたが、1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を明らかにすることができなかった(表6-11)。1998年移植20日後の土壌は $\text{NH}_4^+$ 荷電量がCECに占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には正の相関関係が成り立っていたが、1999年移植20日後の土壌では両者の間に有意な相関関係が認められなかった(図6-18)。1999年移植20日後は $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量がCECに占める割合と土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には正の相関関係が成り立っていたが、1998年移植20日後の土壌では両者の間に有意な相関関係が認められなかった(図6-19)。各測定時期の $\text{NH}_4^+$ 荷電量と $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量には年次による大きな差は認められなかったことから(表6-13)、土壌溶液中アンモニア態窒素量に対する $\text{NH}_4^+$ 荷電量と $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量の影響が年次により

異なる原因は明らかではない。湛水期間が長く、積算温度が高まるに従い還元が進行し、二価鉄量が増加すると同時に、他の交換性陽イオンの生成量および土壌溶液中への溶出量も増加する（岡島・今井 1973a; 佐藤・山根 1973; 土屋ら 1986）。そのため、土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因として、土壌中二価鉄量以外の陽イオンの量や組成についても年次や測定時期による変化から検討する必要があると考えられた。

### 3-3-3. 土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定に対する土壌溶液中 Ca 量、Mg 量、Na 量、K 量の影響

1998 年、1999 年の移植時と移植 20 日後の土壌溶液中陽イオン (Ca, Mg, Na, K) 荷電量を表 6-14 と表 6-15 に示した。移植時の土壌溶液中 Mg 荷電量は平均値、最大値、最小値のいずれも 1998 年が 1999 年よりも高い値を示し、K 荷電量は平均値、最大値、最小値のいずれも 1999 年が 1998 年よりも高い値を示した(表 6-14)。移植時の土壌溶液中 Ca 荷電量と Na 荷電量の年次による違いは明らかにならなかった。1998 年移植時の土壌溶液中陽イオン荷電量の合量は平均値が  $0.169 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最大値が  $0.365 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最小値が  $0.070 \text{ cmol L}^{-1}$  であり、1999 年移植時の平均値が  $0.195 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最大値が  $0.411 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最小値が  $0.040 \text{ cmol L}^{-1}$  であるのと比較して低い傾向が認められた。1998 年移植 20 日後の土壌溶液中 Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量とそれらを合計した陽イオン量は平均値、最大値、最小値のいずれも 1999 年と比較して高



表6-14. 1998年、1999年移植時の土壤溶液中陽イオン（Ca, Mg, Na, K）荷電量の記述統計量

	Ca量	Mg量	Na量	K量	陽イオン含量*
	(cmol L <sup>-1</sup> )				
1998年					
平均値	0.046	0.059	0.055	0.009	0.169
最大値	0.121	0.158	0.100	0.024	0.365
最小値	0.018	0.011	0.035	0.002	0.070
変動係数 (%)	63.7	81.8	37.8	75.6	53.6
1999年					
平均値	0.072	0.046	0.060	0.017	0.195
最大値	0.189	0.127	0.096	0.037	0.411
最小値	0.005	0.002	0.022	0.009	0.040
変動係数 (%)	62.2	66.4	29.9	38.3	44.9

\* 各圃場ごとに土壤溶液中Ca, Mg, Na, K荷電量を合計した値。

表6-15. 1998年、1999年移植20日後の土壤溶液中陽イオン (Ca, Mg, Na, K) 荷電量の記述統計量

	Ca量	Mg量	Na量	K量	陽イオン含量*
	(cmol L <sup>-1</sup> )				
1998年					
平均値	0.109	0.133	0.068	0.020	0.330
最大値	0.156	0.377	0.110	0.057	0.679
最小値	0.055	0.040	0.039	0.007	0.141
変動係数 (%)	26.0	82.7	36.2	80.9	47.9
1999年					
平均値	0.094	0.090	0.059	0.014	0.257
最大値	0.143	0.259	0.106	0.038	0.506
最小値	0.009	0.006	0.024	0.003	0.046
変動係数 (%)	38.5	71.1	34.6	62.7	45.5

\* 各圃場ごとに土壤溶液中Ca, Mg, Na, K荷電量を合計した値。

い値を示した（表 6-15）。1998 年移植 20 日後の土壤溶液中陽イオンの含量は平均値が  $0.330 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最大値が  $0.679 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最小値が  $0.141 \text{ cmol L}^{-1}$  であり、1999 年移植 20 日後の平均値が  $0.257 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最大値が  $0.506 \text{ cmol L}^{-1}$ 、最小値が  $0.046 \text{ cmol L}^{-1}$  であるのと比較して約 1.5 倍の高い値を示した。各年次での土壤溶液中陽イオン荷電量の変化をみると、1998 年移植 20 日後の土壤溶液中 Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量は平均値、最大値、最小値のいずれも移植時と比較して高い値を示した。1998 年移植 20 日後の土壤溶液中陽イオンの含量は平均値、最大値、最小値のいずれも移植時と比較して約 2 倍に増加した。1999 年の移植 20 日後の土壤溶液中 Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量の平均値、最大値、最小値は移植時の値と比較して高い傾向を示した。しかしながら、移植 20 日後の土壤溶液中 Ca 荷電量の最大値、Na 荷電量の平均値、K 荷電量の平均値と最小値は移植時と比較して低い値を示した。1999 年移植 20 日後の土壤溶液中陽イオンの含量は平均値、最大値、最小値のいずれも移植時と比較してわずかに増加する傾向が認められた。

土壤溶液中陽イオン荷電量に対する年次および測定時期の影響を検討した（表 6-16）。土壤溶液中 Ca 荷電量、土壤溶液中 Mg 荷電量、土壤溶液中陽イオンの含量は有意水準 0.1% で有意に年次および測定時期により異なることが示された。土壤溶液中 K 荷電量は有意水準 1% で有意に年次および測定時期により異なることが示された。土壤溶液中 Na 荷電量は年次および測定時期により有意な差が認め

表6-16. 1998年、1999年の移植時、移植20日後の土壤溶液中陽イオン荷電量に対する年次および測定時期の影響

1. 土壤溶液中Ca量についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	0.0468	0.0156	11.41	0.0001
誤差	104	0.1422	0.0014		
全体	107	0.1890			

2. 土壤溶液中Mg量についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	0.1060	0.0353	8.58	0.0001
誤差	104	0.4286	0.0041		
全体	107	0.5347			

3. 土壤溶液中Na量についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	0.0017	0.0006	1.32	0.2716
誤差	104	0.0437	0.0004		
全体	107	0.0453			

4. 土壤溶液中K量についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	0.0013	0.0004	4.37	0.0061
誤差	104	0.0100	0.0001		
全体	107	0.0112			

5. 土壤溶液中陽イオン含量についての分散分析表

要因	自由度	平方和	平均平方	F値	Pr > F
モデル	3	0.3275	0.1092	8.59	0.0001
誤差	104	1.3209	0.0127		
全体	107	1.6483			

られなかった。次に、各年次および各測定時期の土壤溶液中陽イオン荷電量の平均値の差を検討した（表 6-17）。同一年次で測定時期による差を検討すると、移植 20 日後の各土壤溶液中陽イオンの荷電量、土壤溶液中陽イオンの合量は移植時と比較して高い傾向を示した。1998 年は土壤溶液中 Na 荷電量を除く各土壤溶液中陽イオンの荷電量、土壤溶液中陽イオンの合量で、移植 20 日後の方が移植時と比較して有意に高い値を示した。移植時で年次間差を検討すると、土壤溶液中 Mg 荷電量で 1998 年の方が 1999 年と比較して高い値を示し、その他は 1999 年の方が 1998 年と比較して高い値を示した。移植 20 日後で年次間差を検討すると、各土壤溶液中陽イオンの荷電量、土壤溶液中陽イオンの合量の全てにおいて、1998 年の方が 1999 年と比較して高い値を示した。

1998 年、1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量を目的変数、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの合量を説明変数とする重回帰分析を行い、その結果を表 6-18 に示した。1998 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC の 2 変数を説明変数とした回帰式の AIC は-3.72 であり（表 6-11）、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの合量の 3 変数を説明変数とした回帰式の AIC は-2.88 であった（表 6-18）。AIC が 3 変数を説明変数とした回帰式で高い値を示したことから、1998 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壤溶液中陽イオンの有効性は低いと考えられた。1998 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒

表6-17. 1998年、1999年の移植時、移植20日後の土壌溶液中陽イオン荷電量の平均値の差の検定

年次	測定日	土壌溶液中		土壌溶液中		土壌溶液中		土壌溶液中	
		Ca量	Mg量	Na量	K量	陽イオン含量	陽イオン含量	陽イオン含量	陽イオン含量
1998年	移植時	0.046	0.059	0.055	0.009	0.169	0.169	0.169	0.169
1999年	移植時	0.072	0.046	0.060	0.017	0.195	0.195	0.195	0.195
1998年	移植20日後	0.109	0.133	0.068	0.020	0.330	0.330	0.330	0.330
1999年	移植20日後	0.094	0.090	0.059	0.014	0.257	0.257	0.257	0.257

各列の数字は平均値を示す。  
各列の異なるアルファベット間にはTukey (HSD) 法により有意水準5%で有意な差があることを示している。

表6-18. 1998年、1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量  
決定要因の解析

移植時の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中  
陽イオンの含量を説明変数とした場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数	
	1998年	1999年
切片	$1.08 \times 10^{-16}$	$2.52 \times 10^{-16}$
説明変数		
交換性アンモニア態窒素量	0.625 *	0.297 <sup>ns</sup>
CEC	-0.856 *	-0.457 *
土壤溶液中陽イオン含量	0.271 <sup>ns</sup>	0.609 ***
決定係数 ( $r^2$ )	0.405 *	0.421 ***
AIC	-2.88	-12.15

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意に説明されないことを示す。

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。

\*\*\* 有意水準0.1%で有意に説明されることを示す。

素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの含量で説明され、有意水準 5% で有意な回帰式が求められた。しかしながら、土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数としたときの決定係数が 0.367(表 6-11)、土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数に加えたときの決定係数が 0.405 であり(表 6-18)、決定係数の変化が小さい。また、1998 年の土壤溶液中陽イオンの含量の標準偏回帰係数は 0.271 であり、有意ではなかった(表 6-18)。以上のことから、1998 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量の説明変数として土壤溶液中陽イオンの含量は有効ではないと考えられた。1999 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC の 2 変数を説明変数とした回帰式の AIC は 0.20 であり(表 6-11)、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの含量の 3 変数を説明変数とした回帰式の AIC は -12.15 であった(表 6-18)。AIC が 3 変数を説明変数とした回帰式で明らかに低い値を示したことから、1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壤溶液中陽イオンの含量は必要であると考えられた。1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの含量で説明され、有意水準 0.1% で有意な回帰式が求められた(表 6-18)。移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する CEC の標準偏回帰係数は -0.457 で有意水準 5% で有意であり、土壤溶液中陽イオンの含量の標準偏回帰係数は 0.609 で有意水準 0.1% で有意であった。土壤交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数は 0.297 で有意ではなかった。このことは、土壤溶液中陽イオンの



含量が高く CEC が低い圃場ほど 1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量が高いことを示す。1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とした場合は有意な回帰式が求められなかったが（表 6-11）、説明変数に土壤溶液中陽イオンの含量を加えることで有意な回帰式が求められた（表 6-18）。しかしながら、1999 年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの含量により 42.1%しか説明されず、残りの 57.9%は他の要因の影響を受けていると考えられた。

1998 年、1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を目的変数、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数とする重回帰分析を行い、その結果を表 6-19 に示した。1998 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の 3 変数を説明変数とした回帰式の AIC は -7.72 であり（表 6-12）、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量の 4 変数を説明変数とした回帰式の AIC は -21.73 であった（表 6-19）。AIC が 4 変数を説明変数とした回帰式で低い値を示したことから、1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壤溶液中陽イオンの含量は必要であると考えられた。1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量で説明され、有意水準 0.1%で有意な回帰式が求められた（表 6-19）。

表6-19. 1998年、1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量  
決定要因の解析

移植20日後の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、  
土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数とした場合の重回帰分析結果

	標準偏回帰係数	
	1998年	1999年
切片	$-1.44 \times 10^{-16}$	$-1.33 \times 10^{-17}$
説明変数		
交換性アンモニア態窒素量	1.450 ***	0.457 *
CEC	-2.270 ***	-1.031 **
二価鉄量	0.194 <sup>ns</sup>	0.583 *
土壤溶液中陽イオン含量	0.871 ***	0.243 <sup>ns</sup>
決定係数 ( $r^2$ )	0.801 ***	0.336 *
AIC	-21.73	-5.34

<sup>ns</sup> 有意水準5%で有意に説明されないことを示す。

\* 有意水準5%で有意に説明されることを示す。

\*\* 有意水準1%で有意に説明されることを示す。

\*\*\* 有意水準0.1%で有意に説明されることを示す。

移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する土壤中交換性アンモニア態窒素量の標準偏回帰係数は 1.450、CEC の標準偏回帰係数は-2.270、土壤溶液中陽イオンの含量の標準偏回帰係数は 0.871 であり、いずれも有意水準 0.1% で有意であった。土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数とした場合と同様に、1998 年の土壤中二価鉄量の標準偏回帰係数は 0.194 で有意ではなかった。このことは、土壤中交換性アンモニア態窒素量が高く、CEC が低く、土壤溶液中陽イオンの含量が高い圃場ほど 1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量が高いことを示す。1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量により 80.1% を説明できた。1999 年の土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の 3 変数を説明変数とした回帰式の AIC は-5.75 であり (表 6-12)、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量の 4 変数を説明変数とした回帰式の AIC は-5.34 であった (表 6-19)。AIC が 4 変数を説明変数とした回帰式でわずかに高い値を示したことから、1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数としての土壤溶液中陽イオンの含量の必要性は明らかにならなかった。1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量で説明され、有意水準 5% で有意な回帰式が求められた (表 6-19)。しかしながら、土壤中交換性アンモニア

態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数としたときの決定係数が 0.305 (表 6-12)、土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数に加えたときの決定係数が 0.336 であり (表 6-19)、決定係数の変化が小さい。また、1999 年の土壤溶液中陽イオンの含量の標準偏回帰係数は 0.243 であり、有意ではなかった (表 6-19)。以上のことから、1999 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量の説明変数として土壤溶液中陽イオンの含量は有効ではないと考えられた。

土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因として土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数に加え、その有効性を検討した結果、1999 年移植時、1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明するために有効であることが明らかにされた (表 6-18、表 6-19)。1998 年移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量では 80.1% が説明された。しかしながら、土壤溶液中アンモニア態窒素量は 1999 年移植時で 42.1% しか説明されず、他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。また、各年次、各測定時期の土壤溶液中陽イオン荷電量 (表 6-17) からは、土壤溶液中アンモニア態窒素量に対する土壤溶液中陽イオンの含量の影響が年次により異なる原因は明らかにならなかった。そのため今後、土壤中交換性陽イオン量を測定し、陽イオン荷電量が CEC に占める割合を検討する必要があると考えられた。陽イオンの土壤への吸着現象は陽イオンの荷電数および和径により異なる反応を示し (Bolt and Bruggenwert 1978; Bolt 1979; 和田 1984)、土壤の陽イオン交換基の起源によっても異なる反応を示す (原田・久津那 1955, 1960; 吉田 1957; 久

津那・野本 1961; Bolt and Bruggenwert 1978; Bolt 1979; 和田 1984; 和田・石本 1987)。また、共存する陰イオンの量と組成も陽イオンの土壌への吸着現象に影響を与える（原田・久津那 1955, 1960; 久津那 1960; 岡島・今井 1973a; 岡島ら 1974; 今井・岡島 1979, 1980; 小野・内田 1979a, b)。そのため、土壌中の陽イオンが土壌溶液中アンモニア態窒素量に与える影響を検討するためには、陽イオンおよび陰イオンについては量と組成、土壌については粘土鉱物組成、粘土鉱物量、土壌有機物量等の陽イオン交換基の起源を把握する必要がある。

#### 4. 要約

第五章では、年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いに関係なく、土壌溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稲莖数を調節できることが示唆された。したがって、水稲の初期莖数を高めるためには土壌溶液中アンモニア態窒素量を適切に高める栽培技術が必要となる。しかしながら、圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因は明らかにされていない。そこで、圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を明らかにするために土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の関係を検討した。

(1) 供試圃場や土壌溶液採取方法に関係なく、圃場条件下の土壌溶

液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量と有意な相関が認められなかった。

- (2) 還元の進行による土壌への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下で窒素添加実験を行った結果、求められた添加窒素量と土壌溶液中アンモニア態窒素量の関係はヘンリー型吸着等温線で回帰され、土壌溶液中アンモニア態窒素量は系に存在するアンモニア態窒素量とその吸着反応の結果により決定されることが示された。窒素添加実験で求められた土壌溶液中アンモニア態窒素量は CEC との間に負の相関が認められた。窒素添加実験で求められたヘンリー型吸着等温線の傾きには圃場間差が認められ、この傾きと圃場条件下で測定された土壌溶液中アンモニア態窒素量の間には有意な正の相関が認められた。これらのことから、還元の進行による土壌への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下では土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC と窒素吸着強度に支配されることが明らかになった。
- (3) 移植後日数の増加に伴う水稻の窒素吸収量の増加は、土壌中交換性アンモニア態窒素量を減少させ、土壌溶液中アンモニア態窒素量を減少させることが明らかになった。一方、水稻栽培条件下での移植後日数の増加に伴う土壌中二価鉄量の増加は、土壌溶液中アンモニア態窒素量を高める効果が小さいことが明らかになった。
- (4) 圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を解

析した。1997年活着期、1998年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量とCECを説明変数とした有意な回帰式が求められた。1998年と1999年の移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量を説明変数とした有意な回帰式が求められた。CECに占める $\text{NH}_4^+\text{-N}$ 荷電量の割合が高くなるほど、またはCECに占める $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量の割合が高くなるほど土壤溶液中アンモニア態窒素量が高められると考えられた。しかしながら、1997年活着期、1998年移植時、1998年移植20日後、1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量はそれぞれ26.1%、36.7%、53.9%、30.5%しか説明されず、他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。

- (5) 1998年、1999年の土壤溶液中アンモニア態窒素量の説明変数として、土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量の他に、土壤溶液中陽イオン（Ca荷電量、Mg荷電量、Na荷電量、K荷電量）の含量を加えて土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を解析した。土壤溶液中陽イオンの含量は1998年移植時と1999年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数としての有効性は認められなかった。1999年移植時と1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壤溶液中陽イオンの含量は必要であると考えられた。

- (6) 1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換

性アンモニア態窒素量、CEC、土壤溶液中陽イオンの含量を説明変数とした有意な回帰式が求められた。しかしながら、1999年移植時の土壤溶液中アンモニア態窒素量は42.1%しか説明されず、さらに他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。1998年移植20日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量、土壤溶液中陽イオンの含量で80.1%が説明された。

- (7) 各測定時期の  $\text{NH}_4^+$  荷電量、 $\text{Fe}^{2+}$  荷電量、土壤溶液中陽イオン Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量には年次による大きな差は認められなかったことから、土壤溶液中アンモニア態窒素量に対する  $\text{NH}_4^+$  荷電量と  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量、土壤溶液中陽イオンの荷電の含量の影響が年次により異なる原因は明らかではない。今後、土壤の窒素吸着容量、土壤の窒素吸着強度、土壤中交換性アンモニア態窒素量、土壤中二価鉄量、土壤中交換性陽イオンの量と組成、土壤中の陰イオンの量と組成、陽イオン交換基の量と種類のそれぞれが土壤溶液中アンモニア態窒素量に与える影響とそれらの相互作用が土壤溶液中アンモニア態窒素量に与える影響を検討する必要があると考えられた。



## 第七章 総括

本研究は山形県鶴岡市において水稻の収量を高める精密農業を構築することを目的とした。精密農業の構築には（１）作物の生育予測に必要な圃場の特性を示す情報、すなわち圃場の空間変動を認識した情報（２）圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデル（３）モデルと情報を結びつけるための情報管理システムが必要である（Bell et al. 1995; Hartkamp et al. 1999）。本研究では、圃場の空間変動を認識した情報を得るための検討と、圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデルを作成するための検討を行った。

### 1. 圃場の空間変動と空間変動の成立要因

#### 1-1. 土壌の化学性の空間変動と空間変動の成立要因

精密農業の構築に必要な圃場の空間変動を認識した情報を得るためには、様々な異なる栽培技術や環境条件を持つ一定の広がりを持った地域を対象として、土壌の化学性および作物の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因を検討する必要がある。初めに、ジオスタティスティクスを利用して鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動と空間変動の成立要因について検討した。その結果、pH 以外の鶴岡市水田土壌の化学性は空間的に大きな変動があると推測され、鶴

岡市水田土壤の化学性の空間変動には空間依存性が認められた。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量の空間変動は上流地質の影響を強く受けていることが示唆された。pH、可給態リン酸量、塩基飽和度の空間変動は栽培技術の影響を強く受けていることが示唆された。交換性 Na 量と交換性 K 量の空間変動は上流地質と栽培技術の影響を受けていることが示唆された。また、pH、可給態リン酸量、交換性 K 量、塩基飽和度の空間依存性の指標値から、化学性の空間依存性が及ぶ範囲は直径 5~6 km であることを明らかにした。

土壤の化学性の空間的分布は既存の土地分類図（地形分類図、土壤図、表層地質図）との関係が認められなかった。板垣（2000）は、鶴岡市水田土壤の微地形を解析して水系網から地形区分地域を求めた。そして、本研究ではこの地形区分地域が上流地質および地形の特徴を反映し、土壤の化学性の空間的分布と対応することを示した。土壤の化学性に空間依存性がある場合、空間依存性の影響が及ぶ範囲内では空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能である。各地形区分地域の大きさは直径 5~6 km の円で囲まれる範囲内であり、土壤の化学性の空間依存性が及ぶ範囲と一致した。これらのことから、地形区分地域の大きさは空間依存性を考慮して母集団の平均値を推定することが可能な範囲であると考えられた。したがって、水系網から求められた地形区分地域は空間変動の推定や圃場管理モデルの設定を行う地域として適当な単位となると考えられた。

## 1-2. 水稲の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因

ジオスタティスティクスを利用して鶴岡市の集落ごとに調査した水稲の精玄米収量の空間変動と空間変動の成立要因について検討した。その結果、鶴岡市の水稲の精玄米収量は集落間の変動を示す変動係数が低く、空間変動には空間依存性が認められなかった。これは、鶴岡市の水稲栽培農家が栽培圃場や栽培地域の環境条件に対応して栽培技術を変化させていることが原因であると考えられた。

水稲の生育の空間変動を推定するために、衛星リモートセンシングのデータから各地形区分地域における水田の NDVI を算出し、この NDVI と水稲の生育の関係を検討した。その結果、どの生育時期の水田の NDVI も地形区分地域により異なることが明らかになった。移植時の水田の NDVI を高くする栽培条件は水稲の初期生育を促進し、生育初期の水田の NDVI を高め、移植時の水田の NDVI を低くする栽培条件は水稲の初期生育を抑制し、生育初期の水田の NDVI を低下させたと考えられた。しかしながら、水田の NDVI の地形区分地域間差には地形区分地域間の作付け水稲品種による葉色の差、水稲の初期生育の差、水稲の幼穂形成期以降の生育の差による影響が認められなかった。そのため、どの生育時期においても水田の NDVI の空間変動と水稲の生育の空間変動との関係を明らかにすることができなかった。

水稲の生育の空間変動を推定し、その後の生育を予測した情報は、適切な時期に適切な量の施肥を行うための圃場管理モデルを作成す

るために必要である。したがって、今後さらに、水田の NDVI の地形区分地域間差に影響を与える要因として水稲の生育の空間変動を検討し、水田の NDVI から水稲の生育の空間変動を推定する方法を明らかにする必要があると考えられた。また、聞き取り調査等により各水稲栽培農家の栽培技術を把握し、水稲栽培農家の栽培技術の空間変動と水田の NDVI の空間変動の関係を検討する必要があると考えられた。

鶴岡市では単一地形区分地域内においても各水稲栽培農家の栽培技術は異なると考えられる。したがって、各水稲栽培農家の栽培技術と土壌の化学性の空間変動や水稲の生育・収量の空間変動との関係も検討する必要がある。また、各水稲栽培農家の栽培技術は圃場の空間変動を認識した情報として重要なものである。精密農業の構築には、各水稲栽培農家の栽培技術を圃場の空間変動を認識した情報として活用させるとともに、土壌の化学性の空間変動や水稲の生育・収量の空間変動との関係を考慮した情報として活用させることが必要となる。

## 2. 圃場の空間変動をもとにした圃場管理モデルの作成

### 2-1. 土壌の化学性と水稲の初期茎数の関係

東北地方のような寒冷地において水稲の単位面積あたり収量を高める精密農業を構築するためには、水稲の初期茎数の空間変動と空間変動の成立要因を解析し、初期茎数を確保するための圃場管理モ

デルを作成することが重要である。そこで、複数の供試圃場における水稲の初期茎数の圃場間差、圃場間差が生じる原因、土壌溶液中アンモニア態窒素量と水稲の初期茎数の関係を検討し、以下のことを明らかにした。移植 20 日後の水稲茎数は移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量との間に各年次、各苗質で正の相関が認められた。移植後 20 日間の最高気温の平均値が 25 °C 以下で最低気温の平均値が 15 °C 以下の場合、移植 20 日後の水稲茎数の圃場間差は土壌溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差により説明されると考えられた。そして、年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いに関係なく、土壌溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稲茎数を調節できることが示された。

しかしながら、本研究では土壌溶液中アンモニア態窒素量が水稲の初期茎数を高めるメカニズムを明らかにしていない。また、水稲の初期茎数に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の寄与率は最大で 41%であった。本研究では、移植 20 後の水稲茎数の圃場間差は栽培要因（田面水深、灌漑水温、田面水温、地温）と土壌要因（二価鉄量、交換性アンモニア態窒素量）の圃場間差の影響を受けていないことを明らかにしている。そのため今後、様々な条件下で水稲の初期茎数に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の影響を検討し、土壌溶液中アンモニア態窒素量が水稲の初期茎数を高めるメカニズムや水稲の初期茎数の決定要因を把握する必要があると考えられた。

## 2-2. 土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因の解析

水稻の初期莖数を高めるためには土壤溶液中アンモニア態窒素量を適切に高める栽培技術が必要となることから、土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を検討する必要があると考えられた。還元の進行による土壤への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下で土壤溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を解析するために、窒素添加実験を行った。窒素添加実験で求められた添加窒素量と土壤溶液中アンモニア態窒素量の関係はヘンリー型吸着等温線で回帰され、土壤溶液中アンモニア態窒素量は系に存在するアンモニア態窒素量とその吸着反応の結果により決定されることが示された。窒素添加実験で求められた土壤溶液中アンモニア態窒素量はCECとの間に負の相関が認められた。窒素添加実験で求められたヘンリー型吸着等温線の傾きには圃場間差が認められ、この傾きと圃場条件下で測定された土壤溶液中アンモニア態窒素量の間には有意な正の相関が認められた。したがって、ヘンリー型吸着等温線の傾きは土壤の窒素吸着強度の逆数を示していると考えられ、土壤溶液中アンモニア態窒素量は窒素吸着強度の影響も受けることが示された。これらのことから、還元の進行による土壤への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下では、土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量とCECと窒素吸着強度に支配されることが明らかになった。

移植後日数の増加に伴う水稻の窒素吸収量の増加は、土壤中交換性アンモニア態窒素量を減少させ、土壤溶液中アンモニア態窒素量

を減少させることが明らかになった。一方、水稻栽培条件下での移植後日数の増加に伴う土壌中二価鉄量の増加は、土壌溶液中アンモニア態窒素量を高める効果が小さいことが明らかになった。

圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を明らかにするために土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の関係を検討した。圃場実験では土壌溶液中アンモニア態窒素量と土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量との間に一定の関係が認められなかった。

さらに、圃場条件下での 1997 年活着期、1998 年移植時、1999 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量について土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とする重回帰分析を行い、1998 年と 1999 年の移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量について土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数とする重回帰分析を行った。1997 年活着期、1998 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とした有意な回帰式が求められた。1998 年と 1999 年の移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数とした有意な回帰式が求められた。1997 年活着期の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量が高く、CEC が低い圃場ほど高くなることが示された。1998 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量が高く CEC

が低い圃場ほど高くなることが示された。1998 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量が高く、CEC が低い圃場ほど高くなることが示された。1999 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中二価鉄量が高く、CEC が低い圃場ほど高くなることが示された。圃場条件下の土壌溶液中アンモニア態窒素量が土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量により説明されるのは、CEC に占める  $\text{NH}_4^+$  荷電量の割合が高くなるほど、または CEC に占める  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量の割合が高くなるほど土壌溶液中アンモニア態窒素量が高められることが原因であると考えられた。

土壌溶液中アンモニア態窒素量を目的変数として土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とし、または土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数として重回帰分析を行った結果、1997 年活着期、1998 年移植時、1998 年移植 20 日後、1999 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量はそれぞれ 26.1%、36.7%、53.9%、30.5%しか説明されず、他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。そこで、1998 年、1999 年の土壌溶液中アンモニア態窒素量の説明変数として、土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量の他に、土壌溶液中陽イオン（Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量）の含量を加えて土壌溶液中アンモニア態窒素量の決定要因を解析した。土壌溶液中陽イオンの含量は 1998 年移植時と 1999 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数としての有効性は認



められなかった。1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量とCECを説明変数とした場合は有意な回帰式が求められなかったが、説明変数に土壌溶液中陽イオンの含量を加えることで有意な回帰式が求められた。1999年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌溶液中陽イオンの含量が高く、CECが低い圃場ほど高くなることが示された。1998年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は説明変数として土壌溶液中陽イオンの含量が必要であると考えられた。1998年移植20日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量、土壌溶液中陽イオンの含量で80.1%が説明されることが明らかになり、土壌中交換性アンモニア態窒素量が高く、CECが低く、土壌溶液中陽イオンの含量が高い圃場ほど土壌溶液中アンモニア態窒素量が高くなることが示された。

しかしながら、圃場条件下での土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する変数として土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量に土壌溶液中陽イオン（Ca荷電量、Mg荷電量、Na荷電量、K荷電量）の含量を加えた場合にも、土壌溶液中アンモニア態窒素量は1999年移植時で42.1%しか説明されず、さらに他の要因による影響を検討する必要性が示唆された。また、土壌溶液中アンモニア態窒素量に対する $\text{NH}_4^+$ 荷電量と $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量、土壌溶液中陽イオンの含量の影響は年次により異なる結果が認められた。各測定時期の $\text{NH}_4^+$ 荷電量、 $\text{Fe}^{2+}$ 荷電量、土壌溶液中のCa荷電量、Mg荷電量、Na荷電量、K荷電量には年次による大きな差は認められ

なかったことから、土壌溶液中アンモニア態窒素量を説明する要因が年次による異なる原因は明らかではない。今後、土壌の窒素吸着容量、土壌の窒素吸着強度、土壌中交換性アンモニア態窒素量、土壌中二価鉄量、土壌中交換性陽イオンの量と組成、土壌中の陰イオンの量と組成、陽イオン交換基の量と種類のそれぞれが土壌溶液中アンモニア態窒素量に与える影響とそれらの相互作用が土壌溶液中アンモニア態窒素量に与える影響を検討する必要があると考えられた。

## 要旨

本研究は山形県鶴岡市において水稻収量を高める精密農業を構築することを目的とし、圃場の空間変動を認識した情報を得るための検討と、圃場の空間変動をもとに作物の生育を予測し、適切な肥培管理を行うための圃場管理モデルを作成するための検討を行った。

### 1. 圃場の空間変動と空間変動の成立要因

鶴岡市水田土壌の化学性および水稻の生育・収量の空間変動と空間変動の成立要因について検討し、以下のことを明らかにした。

pH 以外の鶴岡市水田土壌の化学性は空間的に大きな変動があると推測され、鶴岡市水田土壌の化学性の空間変動には空間依存性が認められた。CEC、全窒素量、リン酸吸収係数、交換性 Ca 量、交換性 Mg 量の空間変動は上流地質の影響を強く受けていることが示唆された。pH、可給態リン酸量、塩基飽和度の空間変動は栽培技術の影響を強く受けていることが示唆された。交換性 Na 量と交換性 K 量の空間変動は上流地質と栽培技術の影響を受けていることが示唆された。

既存の土地分類図は土壌の化学性の空間的分布との関係が認められなかったが、微地形を解析して水系網から求められた地形区分地域は上流地質および地形の特徴を反映し、土壌の化学性の空間的分布と対応することが明らかになった。水系網から求められた地形区分地域は空間変動の推定や圃場管理モデルの設定を行う地域として適当な単位となると考えられた。

鶴岡市の水稲の精玄米収量は集落間の変動を示す変動係数が低く、空間変動には空間依存性が認められなかった。これは、鶴岡市の水稲栽培農家が環境条件に対応して栽培技術を変化させているためと考えられた。

衛星リモートセンシングのデータから算出した水田の NDVI はどの生育時期においても地形区分地域により異なることが明らかになった。しかしながら、水田の NDVI の地形区分地域間差には地形区分地域間の作付け水稲品種による葉色の差、水稲の初期生育の差、水稲の幼穂形成期以降の生育の差による影響が認められなかった。今後さらに、水稲の生育や栽培技術の空間変動を検討し、水田の NDVI から水稲の生育の空間変動を推定する方法を明らかにする必要があると考えられた。

## 2. 圃場の空間変動をもとにした圃場管理モデルの作成

複数の供試圃場における移植 20 日後の水稲茎数は移植 20 日後の土壤溶液中アンモニア態窒素量との間に正の相関が認められた。移植後 20 日間の最高気温の平均値が 25 °C 以下で最低気温の平均値が 15 °C 以下の場合、移植 20 日後の水稲茎数の圃場間差は土壤溶液中アンモニア態窒素量の圃場間差により説明されると考えられた。年次、苗質、地形区分地域、化学性グループの違いに関係なく、土壤溶液中アンモニア態窒素量を変化させることにより移植 20 日後の水稲茎数を調節できることが示された。

圃場条件下の土壤溶液中アンモニア態窒素量は土壤中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壤中二価鉄量との間に一定の関係が認め

られなかった。還元の進行による土壌への二価鉄およびその他の陽イオンの溶出量が少ない条件下では、土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC と窒素吸着強度に支配されることが明らかになった。

圃場条件下での 1997 年活着期、1998 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とした有意な回帰式が求められた。1998 年移植 20 日後、1999 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量を説明変数とした有意な回帰式が求められた。これは、CEC に占める  $\text{NH}_4^+$  荷電量の割合が高くなるほど、または CEC に占める  $\text{Fe}^{2+}$  荷電量の割合が高くなるほど土壌溶液中アンモニア態窒素量が高められることが原因であると考えられた。

1999 年移植時の土壌溶液中アンモニア態窒素量は土壌中交換性アンモニア態窒素量と CEC を説明変数とした場合は有意な回帰式が求められなかったが、説明変数に土壌溶液中陽イオン(Ca 荷電量、Mg 荷電量、Na 荷電量、K 荷電量)の含量を加えることで有意な回帰式が求められた。土壌中交換性アンモニア態窒素量、CEC、土壌中二価鉄量、土壌溶液中陽イオンの含量により、1998 年移植 20 日後の土壌溶液中アンモニア態窒素量は 80.1%が説明された。

今後、様々な条件下で水稻の初期茎数に対する土壌溶液中アンモニア態窒素量の影響を検討し、土壌溶液中アンモニア態窒素量が水稻の初期茎数を高めるメカニズムや水稻の初期茎数の決定要因を把

握する必要があると考えられた。また、土壌の窒素吸着容量、土壌の窒素吸着強度、土壌中交換性アンモニア態窒素量、土壌中二価鉄量、土壌中交換性陽イオンの量と組成、土壌中の陰イオンの量と組成、陽イオン交換基の量と種類のそれぞれが土壌溶液中アンモニア態窒素量に与える影響とそれらの相互作用が土壌溶液中アンモニア態窒素量に与える影響を検討する必要があると考えられた。

## 謝辞

本研究の遂行にあたり、終始ご指導をいただきました山形大学農学部安藤豊教授に深く感謝いたします。また、終始ご指導、ご助言をいただきました山形大学農学部角田憲一助教授に心より感謝いたします。山形大学農学部粕渕辰昭教授、弘前大学農学生命科学部青山正和教授には研究全般にわたり貴重なご指導、ご助言をいただきました。ここに心より感謝申し上げます。

地形解析、土壌の化学性の分類、土壌の化学性および水稲収量の空間変動の解析、衛星画像の解析にあたりご協力、ご指導をいただきました香川大学農学部石田智之教授に深く感謝いたします。なお、衛星画像の解析に使用したLANDSATとSPOTのデータは宇宙開発事業団から研究目的配布で提供を受けました。

本研究の一部を構成する地形解析および土壌の化学性の分類にあたりご協力、知見の提供をいただきました元香川大学大学院農学研究科修士課程院生板垣諭氏（現ドコモ・システムズ（株））に深く感謝いたします。

本研究の実施にあたり、水田の使用、土壌の採取および水稲の収量調査でご協力をいただき、かつ貴重なご助言をいただきました山形県農業試験場庄内支場、山形県庄内農業普及センター、鶴岡市農協のみなさまに心より感謝いたします。水田を使用するにあたり、快く承諾していただきました鶴岡市および庄内地域の農家のみなさまに深く感謝いたします。

粘土鉱物組成の同定にあたりご指導、ならびに測定器械の使用に便宜をおはかりいただきました東北大学農学部南條正巳教授、山崎慎一元教授、木村和彦助手、菅野均志助手に心より感謝申し上げます。

研究をともにし、また本研究を遂行する上で様々なご協力をいただきました山形大学農学部旧作物学研究室、栽培土壌学研究室の卒業生および在校生のみなさまに深く感謝いたします。

2002年3月

佐々木由佳



## 引用文献

- Adams, F., Burmester, C., Hue, N. V., and Long, F. L. 1980 :  
Comparison of column-displacement and centrifuge methods  
for obtaining soil solution. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 44, 733-735
- Aitken, R. L. and Outhwaite, R. J. 1987 : A modified centrifuge  
apparatus for extracting soil solution. *Comm. Soil Sci. Plant.  
Anal.*, 18, 1041-1047
- Akaike, H. 1969 : Fitting autoregressive models for prediction.  
*Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21,  
243-247
- Akaike, H. 1974 : A new look at statistical model identification.  
*IEEE Trans. Autom. Control*, AC-19, 716-723
- 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, 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 データによる一番  
草収量の推定. *日草誌*, 31, 97-103
- 安藤廣太郎 1913 : 水稻 1 分蘖と栽植の疎密との関係試験成績. *農  
事試験場報告*, 40, 1-49
- 安藤豊・庄子貞雄 1977 : 東北地方の水田土壌の粘土鉱物 (第 12  
報) 山形県天童市付近の水田土壌. *土肥誌*, 48, 35-39

- 安藤豊・庄子貞雄・千葉隆久 1978： 水田における窒素の動態と水稲による窒素吸収について 第9報 土壌型の異なる圃場での積算有効温度示数と基肥窒素の行動、水稲による窒素吸収の関係．日作紀, 47, 388-395
- 安藤豊 1984： 水田における窒素の挙動と水稲の生育・窒素吸収．博士論文
- 安藤豊・安達研・南忠・西田直樹 1988： 水稲生育初期の茎数と土壌アンモニア態窒素の関係．土肥誌, 57, 678-684
- Ando, H., Mihara, C., and Kakuda, K. 1996 : The fate of ammonium nitrogen applied to flooded rice as affected by zeolite addition. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 42, 531-538
- 安西徹郎 1997： 土壌環境分析法，土壌環境分析法編集委員会，（監修）日本土壌肥料学会，p.11-20 博友社，東京
- AOAC (Association of Official Agricultural Chemists) 1959 : Official Methods of Analysis, 7th ed. AOAC, Washington D. C.
- 有賀友子 1984： 庄内平野の地形発達—更新世末期以降の砂礫分布範囲の変化—．東北地理, 36, 13-24
- Arnon, D. I. and Grossenbacher, K. A. 1947: Nutrient culture of crops with the use of synthetic ion-exchange materials. *Soil Sci.*, 63, 159-182
- 朝日村史編さん委員会 1980： 朝日村史上巻, p.4-16 朝日村，山形
- Asami, T. and Kumada, K. 1959 : Comparison of several

methods for determining free iron in soils. *Soil Plant Food*, 5, 179-183

浅見輝男 1970a : 水田土壤中における遊離鉄の行動に関する研究  
(第1報) 水田土壤中における遊離鉄の還元と土壤有機物. *土肥誌*, 41, 1-6

浅見輝男 1970b : 水田土壤中における遊離鉄の行動に関する研究  
(第2報) 水田土壤中における遊離鉄の還元と Eh, pH の変化およびアンモニアの生成について. *土肥誌*, 41, 7-11

浅見輝男 1970c : 水田土壤中における遊離鉄の行動に関する研究  
(第3報) 水田土壤中における第一鉄, Eh, pH の相互関係. *土肥誌*, 41, 45-47

浅見輝男・高井康雄 1970 : 水田土壤中における遊離鉄の行動に関する研究 (第4報) 水田土壤中における遊離鉄の還元と各種ガス代謝. *土肥誌*, 41, 48-55

Bache, B. W. 1964 : Aluminum and iron phosphate studies relating to soil. II. Reactions between phosphate and hydrous oxides. *Journal of Soil Sci.*, 15, 110-116

Ball, G. H. and Hall, D. J. 1965 : ISODATA, A Novel Method of Data Analysis and Pattern Classification, Stanford Res. Inst., Melno Park, California

Barber, S. A. 1962 : A diffusion and mass-flow concept of soil nutrient availability. *Soil Sci.*, 93, 39-49

Bell, J. C., Butler, C. A., Thompson, J. A. 1995 : Soil-terrain

modeling for site-specific agricultural management. Site-Specific Management for Agricultural Systems, p.209-227 ASA-CSSA-SSSA, Madison

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. Envir.*, 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

Bhatti, A. U. and Mulla, D. J. 1995: Spatial variability of soil properties and wheat yields on complex hills and their fertility management. *J. Indian Soc. Soil Sci.*, 43, 53-58

Bhatti, A. U., Hussain, F., Ullah, F., and Khan, M. J. 1998: Use of spatial patterns of soil properties and wheat yield in geostatistics for determination of fertilizer rates. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.*, 29, 509-522

Bhatti, A. U., Bakhsh, A., Afzal, M., and Gurmani, A. H. 1999: Spatial variability of soil properties and wheat yields in an irrigated field. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.*, 30, 1279-1290

Bohn, H., McNeal, B., and O'Connor, G. 1979: *Soil Chemistry*,

- pp.27, pp.150 John Wiley & Sons, New York
- Bolt, G. H. and Bruggenwert, M. G. M. 1978 : Soil Chemistry, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam
- Bolt, G. H. 1979: Soil Chemistry B. Physico-Chemical Methods, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam
- Bremner, J. M. and Mulvaney, C. S. 1982 : Nitrogen–Total. *In* Methods of Soil Analysis. Part 2, 2nd ed., Ed., A. L. Page, R.H. Miller, and D. R. Keeney, p.595–624 American Society of Agronomy and Soil Science Society of America (ASA and SSSA), Madison
- Brown, G. 1961 : The X–Ray Identification and Crystal Structures of Clay Minerals. Mineralogical Society, London
- Burrough, P. A. 1981 : Fractal dimensions of landscape and other environmental data. *Nature*, 19, 240–242
- Calixte, J. P., Beinroth, F. H., Hones, J. W., and Lal, H. 1992 : Linking DSSAT to a geographic information system. *Agrotechnology Transfer*, 15, 1–7
- Cassel, D. K., Wendroth, O., and Nielsen, D. R. 2000: Assessing spatial variability in an agricultural experiment station field: Opportunities arising from spatial dependence. *Agron. J.*, 92, 706–714
- 忠鉢幸夫 1965 : 荘内稲づくりの進展, p.1–405 農村通信社, 山形
- 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
- Davies, B. E. and Davies, R. I. 1963 : A simple centrifugation method for obtaining small samples of soil solution. *Nature*, 198, 216–217
- Dean, L. A. and Rubins, E. J. 1945 : Absorption by plants of phosphorus from a clay–water system: Methods and ensuing observations. *Soil Sci.*, 59, 437–448
- 出井嘉光 1978 : 土壤養分分析法, 土壤養分測定法委員会, p.6–10  
養賢堂, 東京
- 江頭和彦・田中有希 1997: 福岡県水田土壤粘土鉱物地図の作成. 九大農学芸誌, 51, 197–205
- Elkhatib, E. A., Hern, J. L., and Staley, T. E. 1987 : A rapid centrifugation method for obtaining soil solution. *Soil Sic. Soc. Am. J.*, 51, 578–583
- FAO 1997 : FAO Agrostat Database, <http://apps.fao.org/>
- FAO 2001 : FAO Stat Agriculture Data, <http://apps.fao.org/>
- Finke, P. A. and Goense, D. 1993 : Differences in barley grain yields as a result of soil variability. *J. Agric. Sci.*, 120, 171–180
- Flowers, M., Weisz, R., and Heiniger, R. 2001 : Remote sensing of winter wheat tiller density for early nitrogen application decisions. *Agron. J.*, 93, 783–789

- 藤井弘志・安藤豊・佐藤之信・中西政則 1992 : 山形県庄内地域の水田土壌（グライ土壌）の可分解性有機態窒素と水稻の収量構成要素の関係について. 土肥誌, 63, 58-63
- 藤巻宏 1997 : 日本稲作の情勢変化と技術開発戦略. 農及園, 72, 71-78
- Gardner, B. R., Blad, B. L., Thompson, D. R., and Henderson, K. E. 1985 : Evaluation and interpretation of thematic mapper ratios in equations for estimating corn growth parameters. *Remote Sens. Envir.*, 18, 225-234
- Gee, G. W. and Bauder, J. W. 1986 : Particle-size Analysis. *In* Methods of Soil Analysis. Part 1, 2nd ed., Ed., A. Klute, p.383-411 ASA and SSSA, Madison
- Geiger, L. and Nettleton, W. D., 1979 : Properties and geomorphic relationships of some soils of Liberia. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 43, 1192-1198
- Gillman, G. P. 1976 : A centrifuge method for obtaining soil solution. Div. Soils Report, No.16, CSIRO
- Goovaerts, P. 1999 : Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. *Geoderma*, 89, 1-45
- 後藤雄佐・星川清親 1988a : 水稻の分けつ性に関する研究 第 1 報 主茎と分けつの生長の相互関係. 日作紀, 57, 496-504
- 後藤雄佐・星川清親 1988b : 水稻の分けつ性に関する研究 第 2 報 相対葉齡差と茎数の増加. 日作紀, 57, 685-691

- 後藤雄佐・星川清親 1989a : 水稻の分けつ性に関する研究 第 3  
報 茎数増加曲線と相対分けつ増加率. 日作紀, 58, 60-67
- 後藤雄佐・星川清親 1989b : 水稻の分けつ性に関する研究 第 4  
報 分けつ性に及ぼす温度の影響. 日作紀, 58, 68-73
- 後藤雄佐・星川清親 1989c : 水稻の分けつ性に関する研究 第 5  
報 茎数増加における品種間差異の解析. 日作紀, 58, 520-529
- 後藤雄佐・星川清親 1989d : 水稻の分けつ性に関する研究 第 6  
報 茎数増加期終期における分けつ性. 日作紀, 58, 576-584
- Grim, R. E. 1962 : Applied Clay Mineralogy. Mc-Graw-Hill,  
pp.30
- Guyot, G. 1990 : Optical properties of vegetation canopies.  
Applications of Remote Sensing in Agriculture, Eds., Steven,  
M. D. and Clark, J. A., p.19-43 Butterworth, London
- 芳賀敏郎・野澤昌弘・岸本淳司 1996 : 説明変数に質的変数を含む  
回帰分析. SASで学ぶ統計的データ解析 6 SASによる回帰分析,  
p.133-160 東京大学出版会, 東京
- 羽根田栄四郎 1978 : 稲作気象, 庄内農業技術研究会, 山形
- 原田登五郎・久津那浩三 1955 : 土壌中に於ける塩基の行動 第 1  
報 Negative Charge の主因と  $\text{NH}_4^+$  及び  $\text{Ca}^{2+}$  の吸着に就いて.  
農技研報, B5, 1-26
- 原田登五郎・久津那浩三 1960 : 土壌中に於ける塩基の行動 第 2  
報 Negative Charge の主因と  $\text{NH}_4^+$ 、 $\text{Ca}^{2+}$  の吸着 (続). 農技  
研報, B10, 37-79



- Hartkamp, A. D., White, J. W., Hoogenboom, G. 1999 :  
Interfacing geographic information systems with agronomic  
modeling – A review. *Agron J.*, 99, 761–772
- 波多野隆介 1997: 土壌の物理性. 最新土壌学, 久馬一剛 p.96–118  
朝倉書店, 東京
- 波多野隆介 2000: ペドメトリックスーその理論と応用— 1. 土  
の顔、ミクロで見てもマクロで見ても金太郎飴; フラクタル. 土  
肥誌, 71, 914–919
- Hatfield, J. L., Asrar, G., and Kanemasu, E. T. 1984 :  
Intercepted photosynthetically active radiation estimated by  
spectral reflectance. *Remote Sens. Envir.*, 14, 65–75
- 樋口太重・小野信一・内田好哉・古賀汎 1983: 水田の地力窒素の  
不均一性および緩衝液抽出法による評価. 土肥誌, 54, 377–382
- Hoffer, R. M. and Johannsen, C. J. 1969 : Ecological potentials  
in spectral signature analysis. LARS Information Note,  
011069, Purdue University
- 星野孝文・松島省三・富田豊雄・定金章 1969: 水稲収量の成立原  
理とその応用に関する作物学的研究 第 89 報 各種の気温・水  
温条件下で育成した苗の各種の気温・水温条件下での活着良否  
について (2) 葉令が同一の苗を移植した場合. 日作紀, 38,  
279–285
- Hossain, M. 1997 : Rice Almanac, Second edition, Ed. Jay  
Maclean, p.31–37 International Rice Research Institute

(IRRI), Los Baños, Philippines

Hsu, P. H. 1964: Adsorption of phosphate by aluminum and iron in soils. Soil Soc. Amer. Proc., 28, 474-478

市川伸一・大橋靖雄・岸本淳司・浜田和久馬 1993: SASで学ぶ統計的データ解析 1 SASによるデータ解析入門(第2版), 東京大学出版会, 東京

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

池橋宏 2000: イネに刻まれた人の歴史, p.1-14 学会出版センター, 東京

今井弘樹・岡島秀夫 1979: 土壌の養分保持能に関する研究(第1報) CEC、AEC が土壌溶液のイオン濃度におよぼす影響. 土肥誌, 50, 33-39

今井弘樹・岡島秀夫 1980: 土壌の養分保持能に関する研究(第2報) 養分保持におけるアニオン吸着と石膏生成の意義. 土肥誌, 51, 95-101

石井龍一・角田公正・町田寛康 1972: 作物の生育・収量に及ぼす栽植の不均一性の影響に関する研究 第2報 1株植付苗数の不均一な水稻個体群における株間補償と個体間競争. 日作紀, 41, 57-62

板垣諭 2000: GISによる精密農業管理システムの構築に関する研究—山形県庄内平野における事例—. 香川大学農学部修士論文

- 伊藤純雄 1992： 水稻根周辺における窒素移動のモデル的解析．土肥誌，63，652-657
- 神保恵 1960： 山形県地質図，山形県鉱業課
- 地主範士 1955： 京田村史，p.1-13 西田川郡京田村役場，山形
- 柿崎洋生 1988： 水稻の分けつ発生と温度環境（7）．農及園，63，781-788
- 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
- 金沢晋二郎・金滢玉・長谷部亮・高井康雄 1981： 水田土壌の微生物性および化学性に関する分析値のバラツキ，土肥誌，52，187-192
- 神田巳季男・柿崎洋生 1956： 水稻の裁植密度に関する研究 第1報 収量—密度関係の法則性について．東北大学農研報，8，73-90
- 神田巳季男・西沢武明 1967： 裁植密度・様式を異にした水稻個体群の生長解析—特に品種の草姿と関連して—．東北大学農研報，18，215-240
- 菅野一郎・本荘吉男・有村玄洋 1957a： 花崗岩類に由来する赤黄色土の粘土鉱物（第1報）瀬戸内海北岸の赤黄色土について．土肥誌，28，51-54
- 菅野一郎・本荘吉男・徳留昭一・有村玄洋 1957b： 花崗岩類に由来する赤黄色土の粘土鉱物（第2報）熊本県玉名市の花崗岩の風化物について．土肥誌，28，55-58

- 菅野一郎・本荘吉男・桑野幸男・有村玄洋・徳留昭一 1958： 花崗岩類に由来する赤黄色土の粘土鉱物（第3報）福岡県筑紫郡大野町の花崗岩の風化物について．土肥誌，29，57-60
- 加藤哲郎 1997： 土壤環境分析法，土壤環境分析法編集委員会，（監修）日本土壌肥料学会監修 p.14-19 博友社，東京
- 川口桂三郎 1978： 水田土壌学，p.268-269 講談社，東京
- 河野通佳 1983： 作物試料の採取法・一般調整法．栄養診断のための栽培植物分析測定法，作物分析委員会，p.1-5 養賢堂，東京
- Keeney, D. R. and Nelson, D. W. 1982： Nitrogen inorganic forms. *In* Methods of Soil Analysis, Part 2, 2nd ed., p.643-698 ASA and SSSA, Madison
- 慶伊富長 1965： 吸着等温線の型と理論．吸着，p.26-48 共立出版，東京
- Khan, F. A. and Fenton, T. E. 1996: Factors affecting potassium status of alluvial-derived soils of Western Iowa. *Soil Sic. Soc. Am. J.*, 60, 836-842
- Khush, G. S. 1995： Breaking the yield frontier of rice. *Geo. Journal*, 35, 329-332
- 木根渕旨光 1969： 水稻稚苗栽培技術の確立ならびに機械化技術における実証的研究．東北農試研報，38，1-151
- 気象庁 1998： 気象庁月報，1，気象業務支援センター
- 気象庁 1999： 気象庁月報，2，気象業務支援センター
- 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

国土交通省酒田工事事務所 2001: 鶴岡市洪水避難地図

Kononova, M. M. 1966: 土壤有機物, (訳) 菅野一郎・久馬一剛・  
徳留昭一・有村玄洋, p.76-106 新科学文献刊行会, 米子市

Kravchenko, A. N. and Bullock, D. G. 2000: Correlation of corn  
and soybean grain yield with topography and soil properties.  
*Agron. J.*, 92, 75-83

楠田幸 1990: 水稻圃場試験調査法の改善のための基礎研究 第1  
報 量的諸形質の変動係数と標本数の目安. *日作紀*, 59, 80-88

久津那浩三 1960: 水田におけるアンモニヤ溶脱の問題(2). *農  
業技術*, 15, 541-545

久津那浩三・野本亀雄 1961: 土壤吸着基の特性について(第2報)  
 $\text{NH}_4^+$ 吸収型および  $\text{Ca}^{2+}$ 、 $\text{NH}_4^+$ の選択吸収について. *土肥誌*, 32,  
243-246

Lagerwerff, J. V. 1958: Comparable effects of adsorbed and  
dissolved cations on plant growth. *Soil Sci.*, 86, 63-69

Lengnick, L. L. 1997: Spatial variability of early season  
nitrogen availability indicators in corn. *Commun. Soil Sci.  
Plant Anal.*, 28, 1721-1736

Li, Y. 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*, Eds., Steven, M. D. and Clark, J. A.,

- p.149–157 Butterworth, London
- Lindenlaub, J. C. 1976 : The physical basis of remote sensing, purdue reserch foundation, pp.4
- Liu, G. and Zheng, D. 1990 : Estimating production of winter wheat by remote sensing and unified ground network. I. System verification. *In Applications of Remote Sensing in Agriculture*, Eds., Steven, M. D. and Clark, J. A., p.137–147 Butterworth, London
- MacLeod, L. B. 1964: A method for extracting soil solution from an active soil–plant system. *Can. J. Soil Sci.*, 44, 367–370
- Mann, C. C. 1999 : Crop scientists seek a new revolution. *Science*, 283, 310–314
- Manu, A., Pfordresher, A. A., Geiger, S. C., Wilding, L. P., and Hossner, L. R. 1996 : Soil parameters related to crop growth variability in western Niger, west Africa. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 60, 283–288
- Martz, L. W. and de Jong, E. 1988: Catch: a FORTRAN program for measuring catchment area from digital elevation models. *Comput. Geosci.*, 14, 627–640
- Martz, L. W. and Garbrecht, J. 1992 : Numerical definition of drainage network and subcatchment areas from digital elevation models. *Comput. Geosci.*, 18, 747–761
- 増井淳一 1955a : 花崗閃緑岩土壤中の粘土鉱物に就いて (第 1 報)

- 組成鉱物の風化に就いて. 土肥誌, 25, 268-272
- 増井淳一 1955b: 花崗閃緑岩土壌中の粘土鉱物に就いて (第 2 報)  
粘土分の鉱物組成に就いて. 土肥誌, 26, 15-19
- 増井淳一 1957a: 宮城県鬼首に於ける第三系凝灰岩質頁岩土壌中の粘土鉱物に就いて 1. 土壌の性質及び粘土の化学組成. 土肥誌, 28, 316-318
- 増井淳一 1957b: 宮城県鬼首に於ける第三系凝灰岩質頁岩土壌中の粘土鉱物に就いて (第 2 報) 粘土の示差熱及び X 線分析. 土肥誌, 28, 351-355
- 増井淳一 1959a: 宮城県松島附近における第三紀浮石質凝灰岩土壌中の粘土鉱物について. 土肥誌, 30, 361-366
- 増井淳一 1959b: 宮城県松島附近における第三紀浮石質凝灰岩に由来した水田土壌中の粘土鉱物について. 土肥誌, 30, 443-448
- 松島省三・岡部俊 1954: 作物の圃場の試験に於ける調査體數決定早見表. 農及園, 29, 495-497
- 松島省三 1957: 水稻収量の成立と予察に関する作物学的研究. 農技研報, A5, 1-271
- 松島省三・和田源七・田中孝幸・星野孝文 1963: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第 67 報 高収量成立原理の探索と実証 (1). 日作紀, 32, 48-52
- 松島省三・和田源七・田中孝幸・松崎昭夫・星野孝文 1964a: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第 69 報 高収量成立原理の探索と実証 (2). 日作紀, 33, 49-52

松島省三・田中孝幸・星野孝文 1964b: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第71報 生育各期の気温・水温の各種の組み合わせが水稻の生育およびその他所形質に及ぼす影響. 日作紀, 33, 135-140

松島省三・田中孝幸・星野孝文 1965: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第75報 茎葉部・茎基部・根部の各部に対する温度処理が分けつ発生に及ぼす影響. 日作紀, 34, 478-483

松島省三・田中孝幸・星野孝文 1968: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第78報 各種の気温・水温条件下で育成した苗の各種の気温・水温条件下での活着良否について (1) 苗代日数が同一の苗を移植した場合. 日作紀, 37, 161-168

松坂泰明 1991: 最新土壌・肥料・植物栄養事典, (監修) 三井進午, p.24-26 博友社, 東京

McBratney, D. E. and Webster, R. 1986: Choosing functions of semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, 37, 617-639

Mikkelsen, D. S. and De Datta, S. K. 1991: Rice culture. *In* Rice Production-Second edition, Ed. Bor S. Luh, p.103-186 Van Nostrand Reinhold, New York

Miller, M. P., Singer, M. J., and Nielsen, D. R. 1988: Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 52, 1133-1141



- 三本弘乗 1983：東北地方北部における水稻苗の活着に関する研究。  
青森農試研報, 27, 1-69
- 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
- 森信行・嶋田永生 1978：土壤養分分析法, 土壤養分測定法委員会, p.29-32 養賢堂, 東京
- Morrison, R. D. and Lowery, B. 1990：Effect of cup properties, sampler geometry and vacuum on the sampling rate of porous cup samplers. *Soil Sci.*, 149, 308-316
- 本村亮 1969：水田土壤中における2価鉄の行動とその役割について。農技研報, B21, 1-114
- Moulin, A. P., Anderson, D. W., and Mellinger, M. 1994：Spatial variability of wheat yield, soil properties and erosion in hummocky terrain. *Can. J. of Soil Sci.*, 74, 219-228
- Mubekti, Miyama, K., and Ogawa, S. 1991：Study on rice yield distribution by using Landsat TM data. *Rural Development Research*, 5, 101-115
- 村本穰司・後藤逸男・蜷木翠 1987：誘導結合プラズマ（ICP）発光分光分析法による土壤の交換性陽イオン測定条件の検討。土肥誌, 58, 350-357
- 村田吉男 1961：水稻の光合成とその栽培学的意義に関する研究。

農技研報, D9, 1-169

村山登 1977 : たん水下における土壌内部溶液の連続自動採取法.

土肥誌, 48, 441-443

Murayama, N. 1979 : The importance of nitrogen for rice production. Nitrogen and Rice, p.5-23 IRRI, Los Baños, Philippines

長井政太郎 1982 : 庄内地方京田興屋新田の研究, p.3-5 国書刊行会, 東京

NASA (National Aeronautics and Space Administration) 1979 : Proceedings of the LACIE symposium, JSC-16015, NASA, Lyndon B. Johnson Space Center, Houston, Texas

NASA 1981 : Agriculture and Resources Inventory Surveys Through Aerospace Remote Sensing, Lyndon B. Johnson Space Center, Houston, Texas

NASA 1982 : Agristars Annual Report-Fiscal Year 1980, AP-JO-04111, 1-59

National Research Council 1997 : Precision agriculture in the 21st century-geospatial and information technologies in crop management. National Academy Press, pp.17

Nguyen V. B. 1997 : INMnet Bulletin, vol.1, No.2, p.1-5 IRRI, Los Baños, Philippines

日本分析化学会北海道支部 1981 : 水の分析 (第 3 版), p.203-207 化学同人, 京都

- 日本土壤協会 1992：平成元年度土壤保全対策事業全国会議資料，  
農林水産省農産課
- 日本リモートセンシング研究会 1996：わかりやすいリモートセン  
シングと地理情報システム，pp.7 宇宙開発事業団，東京
- 日本リモートセンシング研究会 1998：画像処理—補正．図解リモ  
ートセンシング，p.170-181 日本測量協会，東京
- 錦斗美夫・長谷川愿・芳賀静雄・神保恵志郎 1988：水稻の生育と  
深水管理．農及園，63，723-731
- 野口彌吉 1985：栽培原論，p.1-7 養賢堂，東京
- Normile, D. 1999：Crossing rice strains to keep Asia's rice  
bowls brimming. Science, 283, 313
- 農林水産省 2000：土地管理情報収集分析調査
- 農林水産省 2001：耕地及び作付面積調査
- 農林水産省統計情報部 1962-2001：1960年、1970年、1980年、  
1990年、2000年世界農林業センサス，1965年、1975年、1985  
年、1995年農業センサス
- 農林水産省統計情報部 1981-2000：第56-75次農林水産省統計表
- 農林統計協会 2001：図説食料・農業・農村白書参考統計表
- 農村開発企画委員会 1995：鶴岡市農村地域振興モデル事業調査研  
究報告書 つるおか「森と村と街と海」，農村開発企画委員会
- Nye, P. H. and Marriott, F. H. C. 1969：A theoretical study of  
the distribution of substances around roots resulting from  
simultaneous diffusion and mass flow. Plant and Soil, 30,

459-473

- 小川進・牧野育代・富久尾歩・斎藤元也 2000：水田の NDVI の季節変動とその葉面積指数の推定．日本リモートセンシング学会誌, 20, 17-26
- 太田孝・杉山薫・板谷至 1968：水稻栽培条件の許容度に関する研究（第 8 報）田植機栽培の植付深度の許容度について．静岡農試研報, 13, 1-5
- 太田孝・西郷昭三郎・村越一彦・鈴木金苗 1971：水稻栽培条件の許容度に関する研究（第 10 報）田植機栽培の一株植付本数の許容度について．静岡農試研報, 16, 1-7
- 大矢雅彦・古藤田喜久雄・若松和寿江・久保純子 1982：庄内平野水害・地盤液状化予測地形分類図，建設省東北地方建設局酒田工事事務所
- 岡島秀夫・今井弘樹 1972：土壤の養分供給能に関する研究（予報）土壤の養分放出と栽植．土肥誌, 43, 199-203
- 岡島秀夫・今井弘樹 1973a：土壤の養分供給能に関する研究（第 1 報）稲の養水分吸収と土壤養分の放出．土肥誌, 44, 23-31
- 岡島秀夫・今井弘樹 1973b：土壤の養分供給能に関する研究（第 2 報）水田圃場における土壤溶液濃度と養分供給．土肥誌, 44, 296-300
- 岡島秀夫・今井弘樹・牧田規子 1974：土壤の養分供給能に関する研究（第 3 報）硝酸化成にともなう固相養分の放出について．土肥誌, 45, 389-394

- 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, 11-20
- 岡崎正規 1986：土壤標準分析・測定法, 土壤標準分析・測定法委  
員会, p.14-22 博友社, 東京
- 奥野忠一 1971：主成分分析．多変量解析法, 奥野忠一・久米均・  
芳賀敏郎・吉澤正, p.160-257 日科技連, 東京
- Oliver, S. and Barber, S. A. 1966：An evaluation of the  
mechanisms governing the supply of Ca, Mg, K, and Na to  
soybean roots (*Glycine max*). *Soil Sci. Soc. Amer. Proc.*, 30,  
82-86
- Olsen, R. A. and Peech M. 1960：The significance of the  
suspension effect in the uptake of cations by plants from  
soil-water systems. *Soil Sci. Soc. Proc.*, 24, 257-261
- 小野信一・内田好哉 1979a：土壤の陽イオン吸着におよぼす陰イ  
オンの影響．土肥誌, 50, 103-106
- 小野信一・内田好哉 1979b：土壤によるリン酸アンモニウムの塩  
吸着について．土肥誌, 50, 555-560
- 長田明夫 1966：水稻品種の光合成能力と乾物生産との関係 特に  
窒素条件との関連において．農技研報, D14, 117-188
- Parker, F. W. 1921：Methods of studying the concentration and  
composition of the soil solution. *Soil Sci.*, 12, 209-232
- Patrick, N. H. Jr., Mikkelsen, D. S., and Wells, B. R. 1985：

- Plant nutrient behavior in flooded soil. *In* Fertilizer Technology and Use. 3rd ed. Ed., Englestad, O. P., p.197–228  
American Society of Agronomy, Madison
- Pierce, F. J., Warncke, D. D., and Everett, M. W. 1995 : Yield and nutrient variability in glacial soils of Michigan. Site-Specific Mgmt. for Agric. Sys., p.133–151  
ASA-CSAA-SSSA, Madison
- Ponnamperuma, F. N., Bradfield, R., and Peech, M. 1955 : Physiological disease of rice attributable to iron toxicity. *Nature*, 175, 265
- Rasmussen, R. K. 1989 : Aluminum contamination and other changes of acid soil solution isolated by means of porcelain suction-cup. *J. Soil Sci.*, 40, 95–101
- Reeve, R. C. and Doering, E. J. 1965 : Sampling the soil solution for salinity appraisal. *Soil Sci.*, 99, 339–344
- Reitemeier, R. F. and Richards, L. A. 1944 : Reliability of the pressure-membrane method for extraction of soil solution. *Soil Sci.*, 57, 119–135
- Reynolds, B. 1984 : A simple method for the extraction of soil solution by high speed centrifugation. *Plant Soil*, 78, 437–440
- Richards, L. A. 1941 : A pressure-membrane extraction apparatus for soil solution. *Soil Sci.*, 51, 377–386

- Ross, D. S. and Bartlett, R. J. 1990 : Effects of extraction methods and sample storage on properties of solutions obtained from forested Spodosols. *J. Environ. Qual.*, 19, 108-113
- Russell, R. S. and Barber, D. A. 1960: The relationship between salt uptake and the absorption of water by Intact plants. *Ann. Rev. Plant Physiol.*, 11, 127-140
- Ryedn, J. C., Syers, J.K., and Harris, R. F. 1973: Phosphorus in runoff and streams. *Advances in Agronomy*, 25, 1-41
- 三枝正彦・庄子貞雄・増井淳一・田口喜久治 1975a : 東北地方の水田土壤の粘土鉱物 (第 7 報) 秋田県各地の代表的な水田土壤の粘土鉱物. *土肥誌*, 46, 217-222
- 三枝正彦・庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1975b : 東北地方の水田土壤の粘土鉱物 (第 8 報) 福島盆地北部の土壤 (その 1) . *土肥誌*, 46, 536-541
- 三枝正彦・庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1975c : 東北地方の水田土壤の粘土鉱物 (第 9 報) 福島盆地北部の土壤 (その 2) . *土肥誌*, 46, 542-546
- 三枝正彦・庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1976a : 東北地方の水田土壤の粘土鉱物 (第 10 報) 福島盆地北部の水田土壤 (その 3) . *土肥誌*, 47, 21-24
- 三枝正彦・庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1976b : 東北地方の水田土壤の粘土鉱物 (第 11 報) 福島盆地北部の水田土壤 (その 4) .

土肥誌, 47, 65-68

斎藤正一 1957: 栄村史, p.19-25 栄村史編纂委員会, 山形

SAS Institute 1988: SAS/STAT users guide, Version 6.03, SAS  
Inst., Cary, NC

佐々木清一 1978: わが国の土壌概説. 野外研究と土壌図作成のた  
めの土壌調査法, 土壌調査法編集委員会, p.29-43 博友社, 東京

佐藤和夫・山根一郎 1973: たん水土壌の土壌溶液に関する研究(第  
2報) 土壌溶液の成分濃度の変化. 土肥誌, 44, 246-250

佐藤誠朗・志村博康 1966: 赤川史, pp.1 赤川土地改良区連合, 山  
形

Schafer, W. M. 1979: Variability of minesoils and natural soils  
in southeastern Montana. Soil Sci. Soc. Am. J., 43,  
1207-1212

Scheiner, D. 1976: Determination of ammonia and Kjeldahl  
nitrogen by indophenol method. Water Res., 10, 31-36

関谷宏三 1978: 土壌養分分析法, 土壌養分測定法委員会,  
p.251-253, p.414-415 養賢堂, 東京

関谷福司 1951: 水稲幼作物の分蘖原基及び分蘖芽に関する研究  
(第1報)水深が分蘖原基及び分蘖芽の発育に及ぼす影響. 日作  
紀, 20, 63-66

関谷福司 1963a: 水稲幼作物の分けつ原基および分けつ芽に関す  
る研究 第8報 窒素欠乏が分けつ芽の発育に及ぼす影響. 日  
作紀, 32, 53-56



- 関谷福司 1963b : 水稻幼作物の分けつ原基および分けつ芽に関する研究 第 9 報 磷酸欠乏が分けつ芽の発育に及ぼす影響. 日作紀, 32, 57-60
- 関谷福司 1967 : 水稻幼作物の分けつ原基および分けつ芽に関する研究 第 10 報 加里欠乏が分けつ芽の発育に及ぼす影響. 日作紀, 36, 408-413
- 関谷福司 1968 : 水稻幼作物の分けつ原基および分けつ芽に関する研究 第 11 報 石灰欠乏が分けつ芽の発育に及ぼす影響. 日作紀, 37, 465-471
- 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. Envir.*, 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
- 志賀弘行・安積大治 1995 : ランドサット TM データおよび MOS-1/MESSR データを用いた水稻収量地図の作成. 土肥誌, 66, 625-631
- 志賀弘行 1997 : 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の評価に関する研究. 北海道立農業試験場

報告, 91, 1-69

庄子貞雄・和田源七・斎藤公夫・新保到・高橋重郎 1971: 水田における窒素の動態と水稻による窒素吸収について 第2報 基肥窒素の土壌中における行動. 日作紀, 40, 281-286

庄子貞雄・金子誠二・増井淳一 1973a: 東北地方の水田土壌の粘土鉱物(第1報) 宮城県古川市付近の水田土壌(その1). 土肥誌, 44, 47-53

庄子貞雄・金子誠二・増井淳一 1973b: 東北地方の水田土壌の粘土鉱物(第2報) 宮城県古川市付近の水田土壌(その2). 土肥誌, 44, 81-88

庄子貞雄・金子誠二・増井淳一 1973c: 東北地方の水田土壌の粘土鉱物(第3報) 福島県会津高田町付近の水田土壌. 土肥誌, 44, 197-203

Shoji, S., Nogi, T., and Suzuki, K. 1974: Absorption of fertilizer and soil nitrogen by rice plants under the various cultural conditions of different paddy fields. I. Relationships between the rate of basal nitrogen and nitrogen absorption by rice plants. *Tohoku J. Agric. Res.*, 25, 113-124

庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1975a: 東北地方の水田土壌の粘土鉱物(第4報) 秋田県平鹿郡十文字町付近の水田土壌(その1). 土肥誌, 46, 133-137

庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1975b: 東北地方の水田土壌の粘土鉱物(第5報) 秋田県平鹿郡十文字町付近の水田土壌(その2).

土肥誌, 46, 138-142

庄子貞雄・安藤豊・増井淳一 1975c: 東北地方の水田土壌の粘土

鉱物(第6報)秋田県平鹿郡十文字町付近の水田土壌(その3).

土肥誌, 46, 210-216

庄子貞雄・野木照修・高橋重郎・和田源七 1976: 水田における窒

素の動態と水稻による窒素吸収について 第8報 圃場条件の

異なる場合の基肥窒素の行動と窒素吸収の比較. 日作紀, 45,

226-231

Shoji, S., Ando, H., and Wada, G. 1986: Fate of nitrogen in

paddy fields and nitrogen absorption by rice plants. JARQ,

20, 127-145

青龍寺川土地改良区 1998: 青龍寺川土地改良区維持管理計画図

Sinai, G., Zaslavsky, D., and Golany, P. 1981: The effect of soil

surface curvature on moisture and yield-Beer Sheva

observation. Soil Sci., 132, 367-375

Stein, A., Brouwer, J., and Bouma, J. 1997: Methods for

comparing spatial variability patterns of millet yield and

soil data. Soil Sci. Soc. Am. J., 61, 861-870

管洋 1990: 庄内における水稻民間育種の研究, 農山漁村文化協会,

東京

スネデカー G. W.・コクラン W. G. 1972: 統計的方法 原書第6版,

(訳) 畑村又好・奥野忠一・津村善郎, p.282-284, p.394-416 岩

波書店, 東京

- 但野利秋 1970： 水稻の鉄栄養に関する研究（第4報）水稻の無機  
栄養状態が鉄過剰吸収におよぼす影響． 土肥誌, 41, 498-501
- 但野利秋 1974： 水稻の鉄栄養に関する研究（第5報）生育にとも  
なう鉄過剰症抵抗性の変遷． 土肥誌, 45, 521-524
- 但野利秋 1976： 水稻の鉄過剰障害対策に関する作物栄養学的研究．  
北海道大学農学部邦文紀要, 10, 22-68
- 田川村史をつくる会 1996： 田川の歴史, p.13-15 田川地区自治振  
興会, 山形
- 高橋重郎・庄子貞雄・野木照修・和田源七 1973： 水田における窒  
素の動態と水稻による窒素吸収について 第5報 栽培条件の  
異なる場合の基肥窒素の土壌中の行動ならびに水稻による窒素  
吸収． 日作紀, 42, 91-96
- 高橋重郎 1975： 表東北地域における水稻生育型改善に関する研究  
—特に生育と窒素吸収パターンの関係について—． 宮城農セン  
ター研報, 45, 1-58
- 高橋重郎・和田源七・庄子貞雄 1976a： 水田における窒素の動態  
と水稻による窒素吸収について 第6報 温度が水稻の窒素吸  
収および土壌中のアンモニア態窒素の消長におよぼす影響． 日  
作紀, 45, 213-219
- 高橋重郎・和田源七・庄子貞雄 1976b： 水田における窒素の動態  
と水稻による窒素吸収について 第7報 窒素吸収パターンと水  
稻の生育・収量構成要素． 日作紀, 45, 220-225
- 高橋行雄・大橋靖雄・芳賀敏郎 1989： SASで学ぶ統計的データ解

- 析 5 SAS による実験データの解析, 東京大学出版会, 東京
- 高井康雄・加村崇雄・足立勇 1958: 水田土壌における鉄化合物の行動について(第2報) Fe<sup>2+</sup>溶出の再検討. 土肥誌, 29, 216-220
- Takano, Y. and Tsunoda, S. 1971: Curvilinear regression of the leaf photosynthetic rate on leaf nitrogen content among strains of *Oryza* species. 育種学雑誌, 21, 69-76
- 武田敏昭・佐藤紀男・丹治芳広・小沢一夫・安藤豊 1984: 水稻生育の地域性と対応技術組立に関する解析的研究 第3報 施肥窒素および土壌窒素の行動と地域的、土壌的特徴. 福島農試研報, 23, 19-41
- 武田敏昭 1986: 福島県における水稻の生育診断および生育予測技術開発に関する土壌肥料的研究. 福島農試特研報, 3, 1-118
- 武内和彦・恒川篤史 1994: 環境資源と情報システム, p.77-85 古今書院, 東京
- 瀧嶋康夫 1961: 水田特に泥炭質湿田土壌中における生育阻害性物質の行動に関する研究. 農技研報, B13, 117-245
- 田中孝幸・松島省三・富田豊雄 1968: 水稻収量の成立原理とその応用に関する作物学的研究 第84報 昼夜水温の変化が水稻苗の生育反応に及ぼす影響. 日作紀, 37, 187-194
- 田中豊・脇本和昌 1983: 多変量統計解析法, p.68-81 現代数学社
- Teo, Y. H., Beyrouthy, C. A., Norman, R. J., and Gbur, E. E. 1994: Nutrient supplying capacity of a paddy rice soil. *Journal of Plant Nutrition*, 17, 1983-2000

- 寺尾博 1935 : 育種研究の新生面. 植及動, 3, 217
- Timlin, D. J., Pachepsky, Ya., Snyder, V. A., and Bryant, R. B.  
1998 : Spatial and temporal variability of corn grain yield.  
Soil Sci. Soc. Am. J., 62, 764-773
- 鳥山和伸・石田博 1987 : 土壤溶液モニター法による水田土壤中の  
NH<sub>4</sub>-N 消失時期の把握. 土肥誌, 58, 747-749
- 鳥山和伸 1988 : 真空採血管を利用した水田土壤窒素の簡易モニタ  
ー法. 農及園, 63, 732-736
- 鳥山和伸 1994 : 水田の土壤窒素無機化量の年次変動予測とそれに  
基づく水稻の施肥管理モデル. 北陸農試報, 36, 147-198
- 鳥山和伸 2001 : フィールドから展開される土壤肥料学—新たな視  
点でデータを採る・見る— 1. 大区画水田における地力窒素ム  
ラと水稻生育. 土肥誌, 72, 453-458
- 東北農政局山形統計情報事務 1981-2000 : 山形県農林水産統計年  
報
- Trangmar, B. B., Yost, R. S., and Uehara, G. 1985 : Application  
of geostatistics to spatial studies of soil properties.  
Advances in Agronomy, 38, 45-94
- Trangmar, B. B., Yost, R. S., Wade, M. K., Uehara, G., and  
Sudjadi, M. 1987 : Spatial variation of soil properties and  
rice yield on recently cleared land. Soil Sci. Soc. Am. J., 51,  
668-674
- Truog E. 1930 : The determination of the readily available

- phosphorus of soils. *J. Am. Soc. Agron.*, 22, 874–882
- 土屋淳・辻宏道 1996 : GPS の基礎, 日本測量協会
- 土屋一成・和田秀徳・高井康雄 1986 : 湛水土壤中における主要無機成分の水溶化機構. *土肥誌*, 57, 593–597
- 津野幸人・稲葉伸由・清水強 1959 : 主要作物の収量予測に関する研究 V. 水稲群落の乾物生産と体内窒素並びに日射量との関係. *日作紀*, 28, 188–190
- 角田公正 1964 : 水温と稲の生育・収量との関係に関する実験的研究. *農技研報*, A11, 75–174
- 角田公正・石井龍一・町田寛康 1971 : 作物の生育・収量に及ぼす栽植の不均一性の影響に関する研究 第1報 1株植付苗数の不均一性が水稲の生育・収量に及ぼす影響. *日作紀*, 40, 1–6
- 鶴岡市 1995 : 鶴岡農業振興地域整備計画書 (農業・農村整備計画書), 鶴岡市
- 鶴岡市役所 1959 : 鶴岡市史上巻, p.69–71, p.99–101 鶴岡市役所, 山形
- Tucker, C. J., Vanpraet, C. L., Sharman, M. J., and Van Ittersum, G. 1985 : Satellite remote sensing of total herbaceous biomass production in the Senegalese Sahel. *Remote Sens. Environ.*, 17, 233–249
- Tucker, C. J., Fung, I. Y., Keeling, C. D., and Gammon, R. H. 1986 : Relationship between atmospheric CO<sub>2</sub> variations and a satellite-derived vegetation index. *Nature*, 319,

195-199

- 内島立郎・羽生寿郎 1967: 本邦における水稲の気候登熟量示数の地域性について. 農業気象, 22, 137-142
- VanWambeke, A. and Dudal, R. 1978: Diversity of Soils in the Tropics. Am. Soc. Agron. Spec. Publ. 34, 13-28
- Velk, P. L. G. and Byrnes, B. H. 1986: The efficiency and loss of fertilizer N in lowland rice. Fertilizer Res., 9, 131-147
- Vetsch, J. A., Malzer, G. L., Robert, P. C., and Huggins, D. R. 1995 : Nitrogen specific management by soil condition-managing fertilizer nitrogen in corn. Site-Specific Mgmt. for Agric. Sys., p.465-473 ASA-CSAA-SSSA, Madison
- 和田源七 1969: 水稲収量成立におよぼす窒素栄養の影響—とくに  
出穂期以降の窒素の重要性について—. 農技研報, A16, 27-167
- 和田源七・庄子貞雄・高橋重郎 1971a: 水田における窒素の動態  
と水稲による窒素吸収について 第1報 基肥窒素の吸収. 日  
作紀, 40, 275-280
- 和田源七・庄子貞雄・高橋重郎・斎藤公夫・新保到 1971b: 水田  
における窒素の動態と水稲による窒素吸収について 第3報  
追肥窒素の土壌中における行動ならびに水稲による吸収. 日作  
紀, 40, 287-293
- 和田源七・庄子貞雄・高橋重郎 1973: 水田における窒素の動態と  
水稲による窒素吸収について 第4報 吸収窒素の水稲体内へ  
の配分について. 日作紀, 42, 84-90



- Wada, G., Shoji, S., and Mae, T. 1986 : Relationship between nitrogen absorption and growth and yield of rice plants. JARQ , 20, 135-145
- Wada, G., Aragonés, D. V., and Aragonés, R. C. 1989 : Nitrogen absorption pattern of rice plant in the tropics. Japan. Jour. Crop Sci., 58, 225-231
- Wada, G., Aragonés, R. C., and Ando H. 1991 : Effect of slow release fertilizer (Meister) on the nitrogen uptake and yield of the rice plant in the tropics. Japan. Jour. Crop Sci., 60, 101-106
- 和田光史 1966 : 粘土鉱物の同定および定量法. 土肥誌, 37, 9-17
- Wada, K. and Harada, Y. 1969 : Proceedings of the International Clay. Confence, Tokyo, 1, 561-571
- 和田光史 1981 : 土壤粘土によるイオンの交換・吸着反応. 土壤の吸着現象—基礎と応用—, 日本土壤肥料学会, p.5-57 博友社, 東京
- 和田光史 1984 : 土壤の化学性. 新土壤学, (共著者) 九馬一剛・庄子貞雄・鍬塚昭三・服部勉・和田光史・加藤芳朗・和田秀徳・大羽裕・岡島秀夫・高井康雄 p.73-96 朝倉書店, 東京
- 和田信一郎・石本泰彦 1987 : いくつかの黒ボク土および灰色低地土における交換性陽イオン保持に対する変異負荷電の寄与. 土肥誌, 58, 303-308
- 和田信一郎 1997 : 土壤の化学性. 最新土壤学, 久馬一剛, p.73-95

朝倉書店，東京

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稲収量推定の試み．農業環境技術研究所資料，4，21-35

Wilding, L. P. and Dress, L. R. 1983： Pedogenesis and Soil Tsaxonomy. I. Concepts and Interactions. Eds., Wilding, L. P., Smeck, N. E., and Hall, G. F., p.83-116 Elsevier, Amsterdam

Wolt, J. D. and Graveel, J. G. 1986： A rapid routine method for obtaining soil solution using vacuum displacement. Soil Sci. Soc. Am. J., 50, 602-605

Wolt, J. D. 1994： Soil Solution Chemistry: Application to environmental science and agriculture. John Wiley & Sons, Inc. New York

Yamada, N., Ota, Y., and Nakamura, H. 1960: Ecological effects of planting density on growth of rice plant. Japan. Jour. Crop Sci., 29, 329-333

山形県企画調整部土地対策課 1978： 土地分類基本調査「鶴岡」

山形県企画調整部土地対策課 1991： 土地分類基本調査「三瀬・温海」

山形県農業技術普及会 1986： 農業宝典， pp.444 山形県農業技術普及会，山形

山形県農林水産部 1980： 地力保全測定診断施設における土壌ならびに作物分析法

山形県農林水産部 1996： 稲作指針

- 山形県農林水産部農畜産振興課 2001： 米に関する資料
- 山形県農林水産部農業技術課 1999： 土壌診断の手引き
- 山本由徳・前田和美・林喜三郎 1978： 水稻の植傷みに関する研究  
第 1 報 移植後の初期生育に及ぼす苗の剪根程度の影響．日作  
紀, 47, 31-38
- 山本由徳 1997： 作物にとって移植とは何か, p.151-208 農文協,  
東京
- 山根一郎 1981： 耕地の土壌学, p.68-80 農文教, 東京
- 山崎慎一・木下彰 1969： 100ml 容採土管を用いての遠心法による  
土壌溶液の採取．土肥誌, 40, 301
- 山崎慎一 1970： 土壌溶液の採取法およびその化学的組成．土肥誌,  
41, 424-432
- 柳沢宗男・高橋治助 1964： 水田の生産力要因の解析に関する栄養  
生理学的研究．農技研報, B14, 41-171
- Yanai, J., Lee, C. K., Umeda, M., and Kosaki, T. 2000： Spatial  
variability of soil chemical properties in a paddy field. Soil  
Sci. Plant Nutr., 46, 473-482
- 矢内純太・小崎隆 2000： ペドメトリックス—その理論と応用— 1.  
等高線図はどのようにしてつくるの？；ジオスタティスティク  
ス．土肥誌, 71, 726-732
- 八沢川土地改良区 1986： 八沢川土地改良区管内用水系統図
- 八沢川土地改良区 1998： 八沢川土地改良区維持管理施設図
- 八沢川土地改良区史編纂委員会 1997： 八沢川土地改良区史,

p.1-15 八沢川土地改良区, 山形

米林甲陽 1997: 土壤の有機物. 最新土壤学, 久馬一剛 p.43-52 朝倉書店, 東京

吉田稔 1957: 土壤の吸着能に関する研究 (第3報) 塩基吸着基の吸着特性による分類とその分別定量. 土肥誌, 28, 195-198

吉田稔 1981: 土壤有機物の吸着能とその性格. 土壤粘土によるイオンの交換・吸着反応. 土壤の吸着現象—基礎と応用—, 日本土壤肥料学会, p.59-84 博友社, 東京

Yoshida, S. and Hayakawa, Y. 1970: Effect of mineral nutrition on tillering of rice. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 16, 186-191

Yoshida, S. and Coronel, V. 1976: Nitrogen nutrition, leaf resistance, and leaf photosynthetic rate of the rice plant. *Soil Sci. Plant Nutr.*, 22, 207-211

Yoshida, S. 1981: Fundamentals of rice crop science, p.1-269 IRRI, Los Baños, Philippines

吉永長則 1984: 土壤学, (共著者) 山根一郎・浜田竜之介・吉永長則・浅見輝男・松田敬一郎・佐久間敏雄・小林達治・湯村義男, p.30-48 文永堂出版, 東京

吉澤正 1971: 多変量解析法, 奥野忠一・久米均・芳賀敏郎・吉澤正, p.391-411 日科技連, 東京

Yost, R. S., Uehara, G., and Fox, R. L. 1982: Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 46, 1028-1032

Young, D. M. and Crowell, A. D. 1967 : ガスの物理吸着, (訳)

高石哲男・古山昌三, p.97-99 産業図書, 東京