

水稻収量に及ぼす土壌要因の多変量解析

誌名	九州大學農學部學藝雜誌 = Science bulletin of the Faculty of Agriculture, Kyushu University
ISSN	03686264
著者	江頭, 和彦
巻/号	44巻1/2号
掲載ページ	p. 47-53
発行年月	1989年11月

水稻収量に及ぼす土壤要因の多変量解析

—大分県宇佐平野の事例—

江 頭 和 彦

九州大学農学部土壤学教室
(1989年7月19日 受理)

Multivariate Analysis of Factors Controlling the Yield of Paddy Rice

—Case Study of the Usa Plain, Oita Prefecture—

KAZUHIKO EGASHIRA

Laboratory of Soils, Faculty of Agriculture,
Kyushu University 46-02, Fukuoka 812

緒 言

水稻収量に及ぼす土壤要因の寄与を評価するなかで、さきに長崎県的水稻収量に数量化分析 I 類を適用した (江頭ら, 1988 b), 長崎県下全体を対象に, 昭和 57 年度的水稻収量を外的基準として解析した結果, 用いた要因のなかでは地域 (長崎県全体を 5 地域に分ける) の寄与が最も大きく, 次いで土壤の種類 (分類), 土壤の母材, 水稻の品種であった。窒素肥料など各種肥料資材の施用量の寄与は小さく, 作土の pH や厚さなど土壤の性質の寄与はみられなかった。

本報告では, 地域と水稻品種を同一にして, 土壤要因 (土壤の種類や母材, 性質など) の水稻収量に対する寄与を評価しようとした。そのために, 大分県農業技術センターで測定されている宇佐平野的水稻収量と土壤の理化学分析データ (大分県農業技術センター化学部, 1986:1987) を解析の対象とした。解析に当たっては, まず土壤の化学的性質の分析データに因子分析を適用して少数個の共通因子を抽出した。次に, 水稻収量を外的基準, 土壤の種類, 土壤性質の共通因子, 年次, 窒素施肥量を要因として数量化分析 I 類を行い, 水稻収量に対する土壤要因の寄与を評価した。

解析に際して, 昭和 60 年度と 61 年度の土壤肥料試験成績書のデータの使用を快くお許しいただいた大分県農業技術センター化学部および作物部の方々に深甚なる謝意を表す。因子分析および数量化分析 I 類のコンピュータ計算は, 九州大学農学部久原哲氏にお願

いした。計算には SPSS のコンピュータプログラムを用い, 九州大学大型計算機センターの FACOM M382 OSIV/F4 を使用した。記して深甚なる謝意を表す。

解析に用いた資料

大分県農業技術センターでは昭和 59 年度から継続して, 宇佐平野における稲作安定のための栽培法改善という課題のもとに, 水稻の生育調査, 収量調査, 植物体分析, 土壤の理化学分析を行ってきている (大分県農業技術センター化学部, 1986:1987)。そのデータの一部を解析に使用した。調査地域は宇佐市, 一般農家の水田が対象で, 調査箇所は 30 である。

水稻収量調査は昭和 59 年度から 3 年間にわたり, 昭和 59 年度と 60 年度が 30 箇所全部で, 昭和 61 年度が 23 箇所で行われた。栽培品種はニシホマレであった。水田土壤の理化学分析は昭和 59 年度に行われた。分析された性質のうち因子分析に用いた性質は, pH (水), 全炭素含量, 全窒素含量, 陽イオン交換容量, 交換性 Ca, Mg および K 含量, 可給態リン含量, リン酸吸収係数, 遊離酸化鉄含量, 可給態珪酸含量の 11 である。調査した水田土壤の土壤統群 (耕地土壤の分類基準のひとつで, 土壤群と土壤統群の間の中位の分類基準) は, 平野の内陸部が細粒灰色低地土灰褐色系, 細粒褐色低地土斑紋ありと礫質灰色低地土灰褐色系, 駅館川流域が中粗粒灰色低地土灰褐色系, 沿岸部が中粗粒～礫質グライ土である。母材はいずれも非固結堆積岩である。

解析結果および考察

1. 水田土壌化学性の因子分析

水稲収量に対する土壌の性質の寄与を評価するには、まずそれをいくつかの性質に絞り、絞った性質について評価するのが効率的だろうと考えた。このために、化学性のデータに因子分析を適用し、11の性質(変量)の整理統合を図った。因子分析は、変量間の相関関係を少数個の潜在的な共通因子を考えることによって説明しようとする手法であり(田中ら, 1984)、変量を互いに独立な、より少数の因子に集約することができる。表1と表2に、因子分析の結果を示す。11の変量が表層土では3因子に、下層土では4因子に集約された。

表層土(第1層)の化学性では3因子が抽出された(表1)。因子分析では、できるだけ少ない数の共通因子で、できるだけ多くの情報を得るという観点から、通常固有値が1以上の因子を、採用する因子までの累積寄与率が60~80%を越えることを目標に採用する。固有値は各因子の分散に等しい。もとの変量はそれぞれ平均0、分散1に標準化されているから、例えば因子1の固有値3.65は、この因子ひとつでもとの11の変量のうちの3.65変量の分散を説明していることを表わしている。言い換えれば、因子1だけでもとの情報の33.2%、 $\{(3.65/11) \times 100 = 33.2\}$ 、を説明していることを意味し、33.2%を因子1の寄与率という。表層土の化学性の場合、固有値1以上の共通因子数は3であり、因子3までの累積寄与率は66.0%であった。逆に言えば、34.0%の情報を犠牲にして、11変量を3因子に集約した。

表1に示す因子負荷量は各変量と各共通因子の相関の尺度と考えることができ、因子負荷量の大きさと符号から、各共通因子が何を表わしているかを推定することができる。バリマックス回転前の因子負荷量から推定してもよいけれども、通常はバリマックス回転を行い、単純構造(いくつかの変量の因子負荷量は大きく、残りの変量の因子負荷量はゼロに近い形)を得て、因子の解釈を容易にする(田中ら, 1984)。バリマックス回転後の因子負荷量から解釈すると、因子1は、pHの因子負荷量が0.99と大きく、可給態リンで0.72、交換性Caで0.60であった。このことから、因子1は土壌の反応を表わす因子であると解釈した。因子2では、因子負荷量は遊離酸化鉄で0.89、リン酸吸収係数で0.81であった。因子2は土壌の粘土の量に関係、言い換えれば土壌の細粒性(土性)を表わすと解釈される。因子3は、因子負荷量が全炭素で0.83、全窒素で0.77であり、土壌の有機物量を表わす因子であると解釈できた。

表1のいちばん右の列に示す共通性は(1-残差分散)をいい、各変量の分散のうち抽出された共通因子によって説明される部分を表わしている。共通性が1であれば、もとの変量の分散は共通因子で全て説明されている。共通性はpHで1.00であり、陽イオン交換容量、交換性MgとKを除いて、いずれも0.60以上の値を示した。

下層土(第2層)の化学性では4因子が抽出された(表2)。因子4までの累積寄与率は71.9%であった。バリマックス回転後の因子負荷量の大きさと符号から、各共通因子の解釈を行った。因子1では、因子負荷量

表1 土壌の化学性(表層土)に対する因子分析の結果

変 量	因 子 負 荷 量						共通性
	バリマックス回転前			バリマックス回転後			
	因子1	因子2	因子3	因子1	因子2	因子3	
pH	0.59	-0.80	0.09	0.99	-0.07	-0.10	1.00
全 炭 素	0.41	0.38	0.63	0.08	0.03	0.83	0.70
全 窒 素	0.24	0.49	0.56	-0.12	0.03	0.77	0.61
陽イオン交換容量	0.53	0.34	0.21	0.14	0.36	0.54	0.45
交 換 性 Ca	0.83	-0.02	0.14	0.60	0.41	0.43	0.71
交 換 性 Mg	0.63	-0.14	-0.04	0.53	0.35	0.15	0.42
交 換 性 K	0.75	-0.09	0.05	0.58	0.39	0.29	0.58
可 給 態 リ ン	0.22	-0.73	0.34	0.72	-0.42	-0.02	0.69
リン酸吸収係数	0.61	0.40	-0.38	0.08	0.81	0.15	0.68
遊 離 酸 化 鉄	0.59	0.48	-0.48	-0.00	0.89	0.11	0.81
可 給 態 珪 酸	0.60	-0.29	-0.40	0.57	0.49	-0.22	0.61
固 有 値	3.65	2.17	1.44				

は交換性 Ca, リン酸吸収係数, 遊離酸化鉄, 可給態珪酸で 0.60 以上の正の値, 可給態リンで負の値を示した。このことから, 因子 1 は土壤の粘土の量, 言い換えれば細粒性 (土性) を表わす因子であると解釈された。表層土の土性因子はリン酸吸収係数, 遊離酸化鉄とのみ相関を示した (表 1)。下層土の土性因子はそれに加えて交換性 Ca, 可給態珪酸, 可給態リンとも相関を示した。

下層土の因子 2 では, 因子負荷量は全炭素で 0.97, 全窒素で 0.79 であり (表 2), 因子 2 は土壤の有機物量を表わす因子であると解釈した。因子 3 では, 因子負荷量は陽イオン交換容量で 0.72, 交換性 Mg で 0.91 と高かった。リン酸吸収係数など粘土の量に関係した変量の因子負荷量は低かった。このことから, 因子 3 は粘土の質に関係し, 下層土の養分保持能を表わしていると解釈した。因子 4 の因子負荷量はいずれの変量でも 0.60 以下であった。そのなかでは pH の因子負荷量が 0.56 と最も高く, 因子 4 は土壤の反応を表わす因子であると解釈した。

さきに行った, 長崎県耕地土壤化学性の因子分析では (江頭ら, 1988 a), 表層土の性質は土壤反応因子, 土性因子, 有機物量因子の 3 因子に集約された。下層土では粘土の量と質に関する因子が分離され, 表層土の 3 因子に加えて粘土の質に関する因子 (土壤の潜在的養分供給能を表わすと解釈) が抽出された。長崎県耕地土壤化学性に対する因子分析の結果と本報告での結果は, 少なくとも定性的には一致すると考えられる。

2. 因子分析で抽出した土壤因子と土壤統群の数量

化分析 I 類

因子分析で抽出された土壤性質の各共通因子と土壤統群の相関を, 数量化分析 I 類を用いて調べた。数量化分析 I 類は, 質的な説明変数 (要因) に基づいて, 量的に測定された目的変数 (外的基準) を予測するための手法である。各要因をいくつかのカテゴリーに分け, 各カテゴリーに一定の数値 (カテゴリー数量) を付与する。外的基準が反応するカテゴリーのカテゴリー数量を全要因について合計した値を Y_i , 外的基準の値を y_i とするとき, $(y_i - Y_i)^2$ の合計値が試料全体で最小になるようにカテゴリー数量を決める (田中ら, 1984)。外的基準の値 y_i と推定値 Y_i から, 重回帰分析と同様に重相関係数を計算する。他の要因を一定にして, ある要因と外的基準の偏相関係数を計算する。

表 3 と表 4 に, 数量化分析 I 類の結果を示す。土壤統群を要因とし, 5 つのカテゴリーに分けた。共通因子をそれぞれ外的基準とし, 因子得点を外的基準の値とした。因子得点は, バリマックス回転後の因子負荷行列に基づいて, 因子ごとに各土壤試料に計算される。因子得点は, 因子分析の結果もとの変量の代りに各試料に新たに付与される特性値であり, 因子ごとに試料全体で平均 0, 分散 1 になるように標準化されている。

表層土 (表 3) と下層土 (表 4) のそれぞれにおいて, 土性を表わす因子が土壤統群と最も高い相関を示した。その相関係数は表層土で 0.56, 下層土で 0.72 であり, 下層土でより高かった。この結果は, 土壤統群が主として土性による区分であり, しかも次表層位の土性を用いていることを考えれば, 充分に期待されることである。土壤反応因子および有機物量因子の相

表 2 土壤の化学性 (下層土) に対する因子分析の結果

変 量	因 子 負 荷 量								共通性
	バリマックス回転前				バリマックス回転後				
	因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	
pH	-0.20	0.66	0.01	0.32	0.10	-0.46	0.20	0.56	0.58
全炭素	0.48	-0.61	0.59	0.10	-0.06	0.97	0.09	-0.06	0.96
全窒素	0.62	-0.47	0.24	0.21	0.28	0.79	-0.05	-0.04	0.71
陽イオン交換容量	0.11	0.48	0.66	-0.00	-0.08	0.10	0.72	0.37	0.68
交換性 Ca	0.84	0.12	0.15	-0.06	0.62	0.42	0.42	-0.12	0.74
交換性 Mg	0.34	0.63	0.43	-0.41	0.17	-0.09	0.91	-0.03	0.86
交換性 K	-0.16	0.18	0.19	0.37	-0.09	-0.02	0.02	0.47	0.23
可給態リン	-0.54	-0.01	0.67	0.21	-0.71	0.13	0.17	0.49	0.78
リン酸吸収係数	0.93	0.12	0.01	0.01	0.77	0.40	0.32	-0.13	0.88
遊離酸化鉄	0.59	-0.19	-0.32	0.15	0.60	0.28	-0.22	-0.16	0.51
可給態珪酸	0.58	0.66	-0.35	0.27	0.89	-0.27	0.21	0.26	0.97
固 有 値	3.36	2.20	1.75	0.60					

表 3 土壌の化学性(表層土)と土壌統群の数量化分析 I 類の結果

要因	カテゴリー	例数	因子 1 (土壌反応因子)		因子 2 (土性因子)		因子 3 (有機物量因子)	
			カテゴリー 数 量	相関 係数	カテゴリー 数 量	相関 係数	カテゴリー 数 量	相関 係数
土壌 統群	1. 細粒褐色低地土	4	-0.54	0.30	0.44	0.56	0.37	0.36
	2. 細粒灰色低地土	10	0.07		0.58		0.31	
	3. 中粗粒灰色低地土	9	-0.09		-0.55		-0.16	
	4. 礫質灰色低地土	2	-0.14		-0.09		-0.32	
	5. 中粗粒～礫質グライ土	5	0.52		-0.48		-0.50	

表 4 土壌の化学性(下層土)と土壌統群の数量化分析 I 類の結果

要因	カテゴリー	例数	因子 1 (土性因子)		因子 2 (有機物量因子)		因子 3 (養分保持能因子)		因子 4 (土壌反応因子)	
			カテゴリー 数 量	相関 係数	カテゴリー 数 量	相関 係数	カテゴリー 数 量	相関 係数	カテゴリー 数 量	相関 係数
土壌 統群	1. 細粒褐色低地土	4	0.85	0.72	-0.03	0.39	0.28	0.34	-0.20	0.30
	2. 細粒灰色低地土	10	0.67		0.29		0.34		-0.25	
	3. 中粗粒灰色低地土	9	-0.47		-0.22		-0.31		0.05	
	4. 礫質灰色低地土	2	-0.41		0.95		-0.57		0.23	
	5. 中粗粒～礫質グライ土	5	-1.00		-0.54		-0.12		0.47	

関係数は、表層土でも下層土でも 0.30～0.39 と低かった。下層土の養分保持能因子と土壌統群との相関も低く、下層土の養分保持能因子が粘土の質に関係しているとすれば、粘土の質の違いは宇佐平野での土壌統群には反映されていないようである。

3. 水稻収量と土壌要因の数量化分析 I 類

表 5 と表 6 に、水稻収量の数量化分析 I 類の結果を示す。表 5 では昭和 59, 60, 61 年度の 3 年間の水稻収量(精玄米重, kg/10 a)を外的基準とし、表 6 では各年次の水稻収量を外的基準としている。要因としては年次、土壌統群、窒素施肥量、表層土の土壌反応因子と下層土の養分保持能因子を取り上げ、それぞれ表 5 と 6 に示すカテゴリーに分けた。

土壌の性質に関する要因としては、表層土の土壌反応因子と下層土の養分保持能因子を取り上げた。土性に関する因子は土壌統群によってカバーされていると考え、有機物量因子と下層土の土壌反応因子の寄与は小さいだろうと考えた。土壌統群は、個々の性質では表わせない、いわば土壌のトータルティティとして、さらには地形や用排水の違いまで含めた要因と考えられる。土壌要因以外の要因として、年次と窒素施肥量を選んだ。年次は昭和 59, 60, 61 年度の 3 つのカテゴリーに分けた。土壌統群は、宇佐平野に 5 つの土壌統群がみられることからその 5 つに分け、窒素施肥量は施肥量の大きさにより 3 カテゴリーに、表層土の土壌反応

因子と下層土の養分保持能因子は因子得点の大きさにより 3 カテゴリーに分けた。

表 5 には、3 年間の水稻収量を外的基準とした場合の数量化分析 I 類の結果を示す。重相関係数は 0.78 であった。決定係数は 0.61 であるから、水稻収量の変動の 61% は表 5 の要因とカテゴリーによって説明される。この数値は一応の予測精度であると考えられる。偏相関係数の大きさからみて、要因のなかでは年次の寄与が最も大きかった。年次に次いで土壌統群の寄与が大きく、窒素施肥量、表層土の土壌反応因子、下層土の養分保持能因子の寄与は小さかった。年次はその年の天候、すなわち稲作栽培期間の気象に対応する。したがって、宇佐平野というひとつの地域に限った場合には、気象要因が、土壌要因や肥培管理要因よりも強く水稻収量を支配すると言える。

表 5 の、各カテゴリーに付与されたカテゴリー数量から、水稻収量を予測することができる。例えば、年次を昭和 61 年度、土壌統群を細粒灰色低地土、窒素施肥量を少 (<12.5 kg/10 a, 年)、表層土の土壌反応因子と下層土の養分保持能因子をともに因子得点 < -0.5 とすると、水稻収量(精玄米重)は $587 + 52 + 34 + 10 + 3 + 2 = 688$ (kg/10 a) と計算される。

表 6 には、各年次の水稻収量を外的基準とした場合の数量化分析 I 類の結果を示す。重相関係数は、昭和 59 年度 0.66, 60 年度 0.79, 61 年度 0.69 であった。決

定係数はそれぞれ 0.44, 0.62, 0.48 であり, 昭和 60 年度を除いて予測精度は高いとは言えないようである. 昭和 60 年度は土壤統群の偏相関係数が 3 年間では最も高く, かつ天候不順のため水稲収量は最も低くなっている. 天候不良の年には水稲収量に対する土壤の寄与が相対的に高く, それが昭和 60 年度の高い重相関係数になったものと思われる.

表 6 にみられるように, 土壤統群の偏相関係数は 0.61~0.73 の範囲にあり, いずれの年次とも, 窒素施肥量, 表層土の土壤反応因子, 下層土の養分保持能因子の偏相関係数よりもはるかに大きかった. 水稲収量に対する土壤要因という観点からみる場合, 土壤反応や養分保持能という個々の性質でとらえるよりも, 土壤統群としてとらえるほうがより適切なようである. また, 土壤統群の寄与が窒素施肥量の寄与より大きいことは, 俗にいう「水田は地力でとり, 畑は肥料でとる」のひとつの現われかもしれない.

表 6 の, 土壤統群の各カテゴリーに付与されたカテゴリー数量の大きさから, 宇佐平野でニシホマレを栽培品種としたときの, 水稲収量と土壤統群の関係を大まかにつかむことができる. 水稲収量は細粒褐色低地土と細粒灰色低地土で常に高く, 中粗粒灰色低地土で

常に低い. 礫質灰色低地土と中粗粒~礫質グライ土では, 年によって良かったり悪かったりする. 細粒灰色低地土と中粗粒灰色低地土の間では, 他の要因のカテゴリーが同じであるとすれば, 毎年 70 ないし 110 kg/10 a の収量差がある.

そこで, 土壤統群の間でみられる水稲収量の差が何に起因するかをみるべく, 細粒灰色低土, 中粗粒灰色低地土, 中粗粒~礫質グライ土を選び, 年次ごとに精玄米重, m² 当たり刈数, 登熟歩合, 玄米千粒重の平均値を計算した(表 7). 各収量構成要素について, 土壤統群間の変動と年次間の変動のどちらが大きいかをみていくと, 刈数については, 土壤統群ごとに年次変動がみられるものの, その変動は玄米重の年次変動とは必ずしも一致しなかった. むしろ年次ごとの土壤統群間の変動が大きく, かつ玄米重の変動にうまく対応した. 登熟歩合については, 年次ごとに, 土壤統群にはよらないほぼ同じ大きさの値が得られ, その年次変動は玄米重の年次変動と一致した. 千粒重では, 登熟歩合と同じ傾向がさらに明確に示された.

以上のようにみえてくると, 土壤統群間でみられた水稲収量の差は, 単位面積当たりの刈数の差に起因すると結論できる. 単位面積当たりの刈数は, 生殖生長期

表 5 水稲収量の数量化分析 I 類の結果 (1)

要 因	カ テ ゴ リ ー	例 数	カテゴリー一 数 量	偏相関 係 数	重相関 係 数
年 次	1. 昭和59年度	30	19	0.70	0.78
	2. 昭和60年度	30	-59		
	3. 昭和61年度	23	52		
土壤統群	1. 細粒褐色低地土	11	27	0.56	
	2. 細粒灰色低地土	27	34		
	3. 中粗粒灰色低地土	24	-41		
	4. 礫質灰色低地土	6	8		
	5. 中粗粒~礫質グライ土	15	-19		
窒素施肥量	1. 少 (<12.5 kg/10a, 年)	30	10	0.16	
	2. 標準 (12.5~13.9 kg/10a, 年)	30	- 4		
	3. 多 (>13.9 kg/10a, 年)	23	- 7		
表層土の 土壤反応因子	1. 因子得点 <-0.5	34	3	0.05	
	2. -0.5~0.5	28	- 3		
	3. >0.5	21	- 1		
下層土の養分 保持能因子	1. 因子得点 <-0.5	29	2	0.06	
	2. -0.5~0.5	34	1		
	3. >0.5	20	- 5		
定数項587					

表6 水稲収量の数量化分析I類の結果(2)

要因	カテゴリー	昭和59年度水稲収量				昭和60年度水稲収量				昭和61年度水稲収量				
		例数	カテゴリ -数量	偏相関 係数	重相関 係数	例数	カテゴリ -数量	偏相関 係数	重相関 係数	例数	カテゴリ -数量	偏相関 係数	重相関 係数	
土壌統群	1. 細粒褐色低地土	4	39	0.61	0.66	4	25	0.73	0.79	3	16	0.66	0.69	
	2. 細粒灰色低地土	10	38			10	30			7	47			
	3. 中粗粒灰色低地土	9	-37			9	-42			6	-62			
	4. 礫質灰色低地土	2	11			2	-17			2	24			
	5. 中粗粒~礫質グライ土	5	-45			5	3			5	-11			
窒素施肥量	1. 少 (<12.5 kg/10a, 年)	10	23	0.43		8	-6	0.22		12	6	0.26		
	2. 標準(12.5~13.9 kg/10a, 年)	11	3			10	-5			9	-14			
	3. 多 (>13.9 kg/10a, 年)	9	-30			12	8			2	28			
表層土の 土壌反応因子	1. 因子得点 <-0.5	12	-15	0.28		12	11	0.29		10	16	0.33		
	2. -0.5~0.5	10	4			10	-6			8	-6			
	3. >0.5	8	18			8	-8			5	-23			
下層土の養分 保持能因子	1. 因子得点 <-0.5	10	21	0.31		10	-15	0.38		9	7	0.34		
	2. -0.5~0.5	13	-16			13	13			8	12			
	3. >0.5	7	1			7	-1			6	-28			
定数項606					定数項527					定数項642				

表7 収量構成要素の土壌統群による違い

土壌統群	収量構成要素			精玄米重 (kg/10a)			籾数 ($\times 10^{-2}/m^2$)			登熟歩合 (%)			玄米千粒重 (g)		
	年次	年次	年次	59	60	61	59	60	61	59	60	61	59	60	61
細粒灰色低地土				636	560	678	288	323	317	91.2	84.8	90.3	23.8	22.0	24.3
中粗粒灰色低地土				578	484	598	282	273	282	89.3	85.9	91.1	23.6	21.7	24.2
中粗粒~礫質グライ土				570	519	611	262	291	291	89.4	87.6	92.9	23.6	21.8	23.8

の気象条件だけでなく稲体内の窒素濃度にも支配され、その窒素の吸収に土壌統群の違いが現われるのであろう(大分県農業技術センター化学部, 1986; 1987)。登熟歩合や千粒重には土壌統群の違いはみられず、これらはもっぱら登熟期の気象条件に支配されるようである。

要 約

大分県宇佐平野での3年間の水稲収量(精玄米重)を外的基準として数量化分析I類を行い、各要因が水稲収量に及ぼす寄与について評価した。要因としては年次、土壌統群、窒素施肥量と、土壌の化学性に因子分析を適用して抽出した表層土の土壌反応を表わす因子と下層土の養分保持能を表わす因子を採用した。数量化分析の決定係数は0.61であり、一応の予測精度と考えた。

要因のなかでは年次の寄与が最も大きかった。年次

はその年の稲作栽培期間の天候に対応するので、水稲収量には、土壌要因や肥培管理要因よりも気象要因がより強く影響すると言える。年次に次いで土壌統群の寄与が大きかった。水稲収量に対する土壌要因という観点からみる場合、個々の土壌の性質のみよりも土壌統群という分類単位でみるほうがより適切である。

窒素施肥量、表層土の土壌反応因子、下層土の養分保持能因子の水稲収量に対する寄与は、極めて小さいかあるいはほとんどみられなかった。単年度の水稲収量を外的基準とした場合でも、その寄与は小さかった。これらの要因は栽培管理に対応すると考えられる。気象条件と土壌統群に応じて栽培管理を行うことの必要性が示唆される。

文 献

江頭和彦・中島征志郎・矢野文夫・宮崎 孝 1988 a
長崎県耕地土壌理化学分析データの多変量解析。

- 長崎県総合農林試験場研究報告(農業部門), 16 :
1-22
- 江頭和彦・中島征志郎・矢野文夫・宮崎 孝 1988 b
長崎県水稲収量の多変量解析. 長崎県総合農林試
験場研究報告(農業部門), 16 : 23-31
- 大分県農業技術センター化学部 1986 昭和 60 年度
土壌肥料試験成績書
- 大分県農業技術センター化学部 1987 昭和 61 年度
土壌肥料試験成績書
- 田中 豊・垂水共之・脇本和昌編 1984 パソコン統
計ハンドブック II 多変量解析編. 共立出版, 東京

Summary

Hayashi's theory of quantification No. 1 was used to examine the controlling factors of the paddy-rice yield in the Usa plain, Oita prefecture. The rice yield of the years 1984, 1985 and 1986 was employed as a criterion variable, and the following independent variables as items: year, soil type (soil series group), rate of nitrogen fertilizer application, soil reaction of a plow layer, and cation-holding capacity of a subsurface layer. The multiple correlation coefficient was 0.78, so 61% of the total variance in the yield was explained.

Year gave the highest partial correlation coefficient ($r=0.70$), followed by soil type ($r=0.56$). The item year is an indication of weather in the rice cultivation season of that year. Thus, the weather of the rice cultivation season is the most important item to control the paddy-rice yield.

The items such as rate of nitrogen fertilizer application, soil reaction of a plow layer, and cation-holding capacity of a subsurface layer hardly contributed to the size of the rice yield. These items are relating to management practices, so the soil management should be practiced depending on weather and soil type.