

形態

水稻における登熟性の品種間差に関する研究 — 形態形質との関係 —

塩津文隆¹⁾・劉建¹⁾・辺嘉賓¹⁾・豊田正範²⁾・楠谷彰人²⁾

(¹⁾ 愛媛大学大学院連合農学研究科, ²⁾ 香川大学農学部)

要旨：水稻における形態形質と登熟性との関係を、中国および日本産の日本型品種と日印交雑型などの多収性品種を用いて調査した。さらに、得られた結果を基に重回帰分析を行い、形態形質によって登熟性がどの程度評価できるか検討した。形態形質との単相関関係を調べたところ、登熟歩合 (R) は収量キャパシティや穂の構造に関わる形質との関係が強く、精糲比重 (S) は乾物生産に関わる特性との相関が強かった。さらに調査した形態形質の中から、1 穂糲数 (X_1)、穂首節間長 (X_2)、穂数 (X_3)、穂首節間直径 (X_4)、成熟期の止葉角度 (X_5) を選び、R には X_1 と X_2 、S には X_3 、 X_4 および X_5 をそれぞれ説明変数とする重回帰分析を行った。その結果、R に対しては 0.584^{***} 、S に対しては 0.539^{***} の重相関係数が得られ、用いた形態形質によってそれぞれの品種間差の 30~35% 程度が説明できた。また、R には X_1 と X_2 が約 9 : 10、S には X_3 、 X_4 、 X_5 が約 5 : 4 : 3 の割合で影響していると推測された。これらより、本試験で選んだ形態形質は、登熟性に関する初期段階での大まかな選抜指標として役立つものと判断した。

キーワード：形態形質、重回帰分析、水稻、精糲比重、選抜指標、登熟性、登熟歩合、品種間差。

著者ら (塩津ら 2006, 2007) はこれまで、水稻の登熟性を登熟歩合と精糲比重に分けて検討し、さらに両者の積を登熟度 (松島 1967, 楠谷ら 1993, 1999) として収量との関係を解析してきた。その結果、印度型や日印交雑型の多収性品種は糲数が多い反面、登熟度に関しては、精糲比重は高いものの登熟歩合は従来の日本型品種より低いことを認め、収量性向上のためにこのまま糲数を増やしていけば、増収効果は次第に通減していくと推論した。これらより、多収性育種においては今後とも糲数の増加が必須であるが、これに伴う増収効果の低下を食い止めるためには登熟歩合と精糲比重の双方から登熟度の向上を考える必要があると指摘した。さらに、登熟歩合および精糲比重と収量内容物、収量キャパシティ、炭水化物の転流、維管束特性などとの関係を調査し、これらの特性によって品種の登熟性が評価できること、また、登熟歩合と精糲比重の品種間差を決定する機構は異なることを報告した。なお、Ichii and Kuwada (1981), Ichii (1984), 小林 (2004) は出穂期に刈り取った後の再生量によっても品種の登熟性が評価できると述べている。しかし、これらの調査には多くの時間と労力、機材を要するため、実際の育種現場への応用は難しい。とくに、選抜の初期段階では何万、何千という個体や系統を扱うため、この全てについて登熟歩合や精糲比重を実測し、さらにこれらに関わる炭水化物や維管束、再生量などを調査することは容易ではない。また、個体選抜では 1 株、系統選抜でも数株を対象に選抜を行うので、例えば貯蔵炭水化物や再生量を調査するために出穂期に刈り取ってしまうと、次世代用の種子が確保できなくなる。したがって、

これらの特性を初期段階での選抜指標として用いることは事実上不可能である。このため、個体選抜や初期の系統選抜では観察あるいは極く簡便な方法で、しかも非破壊的に調査できる形態形質によって選抜をすすめるのが望ましい。

こうした観点から、楠谷・三分一 (1990) は北海道品種の形態形質と登熟性との関係を検討し、止葉が直立した穂数型で、かつ、穂首節間長が短く 2 次枝梗糲の少ないタイプが北海道における冷温登熟性に関する理想型であることを明らかにした。さらに、その結果に基づいて実際の選抜を行い、はくちようもち、あきは、などの登熟性に優れた品種を育成している。しかし、暖地の品種あるいは印度型や日印交雑型品種を対象に、これらの関係を調査した報告はほとんどみられない。

そこで本試験では、中国および日本暖地の日本型新旧品種、アジア各国で育成された印度型や日印交雑型品種を含む多数の品種を供試し、形態形質と登熟性との関係を検討した。さらに、得られた結果を基に重回帰分析を行い、形態形質による登熟性評価の可能性と限界について考察した。

材料と方法

1. 供試品種

試験は 2005 年に香川大学農学部において、第 1 表に示した 70 品種・系統 (以下、品種) を供試して行った。供試品種のうち、1~27 は中国産、28~55 は日本産の日本型品種、56~70 はアジア各国で多収を目的に育成された印

第1表 供試品種の出穂期, 登熟歩合および精粗比重.

番号	品種名	出穂期	R	S	番号	品種名	出穂期	R	S	番号	品種名	出穂期	R	S	
1	中作23号	8・19	76.6	1.112	26	02-11-10	8・18	58.0	1.111	51	ヒノヒカリ	8・27	76.8	1.102	
2	中作93号	8・16	60.8	1.087	27	塩豊47	8・11	64.1	1.120	52	農林22号	8・24	78.7	1.137	
3	早花2号	8・11	46.7	1.082	28	フジミノリ	8・05	79.8	1.120	53	神力	9・06	55.3	1.125	
4	津星2号	8・20	58.0	1.120	29	レイメイ	8・05	60.9	1.094	54	亀冶	9・02	61.7	1.135	
5	津稲1129	8・09	46.6	1.104	30	アキヒカリ	8・05	59.6	1.118	55	十石	9・06	75.2	1.136	
6	金穂1号	8・14	57.3	1.099	31	トヨニシキ	8・08	69.7	1.110	56	南京11号	8・14	46.1	1.107	
7	金穂2号	8・17	74.1	1.119	32	ふくひびき	8・03	76.1	1.127	57	揚稲4号	8・31	52.1	1.153	
8	壱優2000	8・16	51.9	1.079	33	はえぬき	8・10	66.4	1.108	58	水原405号	8・25	65.4	1.146	
9	壱育16号	8・17	61.8	1.110	34	東山38号	8・24	76.8	1.127	59	密陽23号	8・26	48.8	1.134	
10	壱育18号	8・17	53.2	1.118	35	キヌヒカリ	8・10	69.7	1.102	60	ホシユタカ	9・07	78.4	1.145	
11	壱育28号	8・16	51.7	1.101	36	おくひかり	8・16	65.5	1.108	61	アケノホシ	8・25	50.3	1.101	
12	花育13号	8・14	63.8	1.099	37	ハウネンワセ	8・06	60.4	1.093	62	タカナリ	8・25	50.4	1.134	
13	金珠1号	8・10	61.1	1.112	38	コシヒカリ	8・12	55.8	1.088	63	オオチカラ	8・18	38.5	1.061	
14	津星1号	8・17	63.2	1.123	39	こいごころ	8・24	65.0	1.118	64	西海198号	8・25	49.1	1.149	
15	99-409H	8・17	53.1	1.096	40	ナギホ	8・28	72.7	1.128	65	西海214号	9・07	58.3	1.136	
16	津初8340	8・11	69.0	1.109	41	金南風	8・31	66.9	1.131	66	北陸147号	8・29	57.1	1.128	
17	1613	8・13	74.2	1.111	42	中生新千本	8・28	71.1	1.132	67	北陸172号	8・16	55.2	1.121	
18	津初1187	8・15	47.2	1.100	43	日本晴	8・19	70.4	1.137	68	IR2151-957-5-3	8・27	44.8	1.181	
19	壱育9109	8・16	41.9	1.087	44	黄金晴	8・19	75.6	1.119	69	IR-36	8・24	59.6	1.179	
20	9540	8・17	62.6	1.125	45	朝の光	8・16	76.4	1.118	70	IR-8	9・11	66.3	1.178	
21	津稲779	8・15	53.4	1.090	46	オオセト	8・20	61.6	1.105	中国品種平均			8・16c	58.0b	1.107c
22	津原11	8・17	61.4	1.139	47	レイホウ	9・05	68.1	1.144	日本品種平均			8・21b	69.2a	1.122b
23	津原17	8・17	57.5	1.099	48	瑞豊	9・14	74.2	1.163	多収性品種平均			8・27a	54.7b	1.137a
24	津原144	8・26	47.5	1.127	49	ミナミニシキ	9・10	68.3	1.142	全品種平均			8・20	61.8	1.119
25	02-103	8・17	50.7	1.112	50	コガネマサリ	8・27	78.6	1.141	変異係数 (%)			13.1	16.8	2.1

1~27: 中国品種, 28~55: 日本品種, 56~70: 多収性品種.

出穂期: (月・日), R: 登熟歩合 (%), S: 精粗比重.

異なるアルファベット間には5%水準で有意差があることを示す (Tukey-Kramer のHSD検定).

度型や日印交雑型などの品種である. そこで, 以下の本文中ではそれぞれを中国品種, 日本品種, 多収性品種と総称した.

2. 栽培方法

5月23日に播種し17日間畑育苗した苗を, 6月9日に22.2株 m^2 (30cm×15cm), 1株1本植えで本田に手植えた. 肥料はN, P₂O₅, K₂Oを10a当たり8.5kgずつ全量基肥で施用した. 試験は, 1区当たり26株2条, 各品種2反復で行った.

3. 調査方法

各品種の出穂期に10株について茎数, 最長茎の草丈, 止葉の長さ (以下, 止葉長) と幅 (止葉幅) および傾斜角度 (水平面からの立ちあがり角度, 止葉角度) を調査した. さらに同じ止葉の中央部の葉色を葉緑素計 SPAD-502 (ミノルタ社製) で測定した. その後, 生体重中庸の4株を選んで部位別 (葉, 稈+葉鞘, 穂) に分け, 葉面積を測定するとともに, 80℃で48時間通風乾燥させた後, それぞれ

の乾物重を秤量した.

出穂期後3週間目に10株を採取し, 生体重中庸の4株につき長稈2茎の穂首節直下約1cmの太さ (長径と短径) をデジタルノギスで測定した. 長径と短径の平均値を穂首節間直径とした (塩津ら2007).

成熟期に10株について穂数を計数した後, その中の平均穂数に近い4株を地際で刈取り, 各株中の長稈3茎について止葉角度, 止葉葉鞘長, 稈長, 穂長, 穂首節間長, 1次および2次枝梗数を調査した. その後, 出穂期と同様の方法によって部位別乾物重を測定した. さらに, 4株分の籾を対象に水道水による水選を行った. 水道水に沈んだ籾, すなわち比重1.00以上の籾を精籾とし, その数を全籾数で除して登熟歩合を算出した (小松ら1984). 沈下した籾を30℃で48時間乾燥してから, 任意に選んだ500粒の重量と容積を津野ら (1990) の方法にしたがって測定し, 精籾1000粒重, 精籾1000粒容積, 精籾比重を求めた.

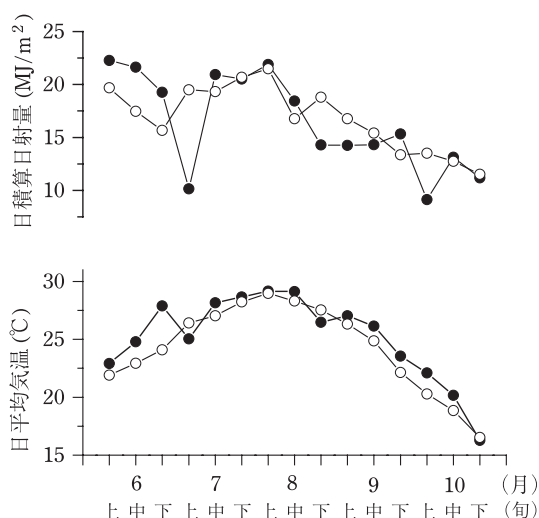
これらの調査値を基に, 草丈×茎数, 止葉長×止葉幅 (止葉面積), 止葉長×止葉幅×茎数 (株当たり止葉面積), 葉面積指数 (LAI), 比葉重 (SLW), 草丈/稈長比, 穂重/全

重比, 1 穂粒数/穂数 (草型指数, 楠谷・三分一 1990), 1 穂粒数/穂長 (粒着密度), 1 穂粒数×精粒容積 (1 穂粒容積) を算出した。

結 果

1. 気象経過

第 1 図に, 実験圃場から北西約 9 km にある高松地方気象台の 2005 年と平年 (1995~2004 年の 10 年間の平均値) における 6 月上旬から 10 月下旬までの日平均気温と日積算日射量を示した。2005 年の気温は平年と比較して, 6 月中は高く, 7 月上旬に 1.6°C, 8 月下旬に 1.0°C 低くなったものの, 全般的にはほぼ平年並みに推移した。日射量は, 6 月中は平年より多かったが, 7 月上旬には平年を 9.4 MJ/m² 下回った。8 月下旬と 9 月上旬および 10 月上旬も平年より 4.0 MJ/m² 前後少なかったが, 他の時期はほとんど平年並みであった。



第 1 図 気象経過。

●-●: 2005 年, ○-○: 平年 (1995~2004 年の過去 10 年間の平均値)。

2. 出穂期, 登熟歩合および精粒比重

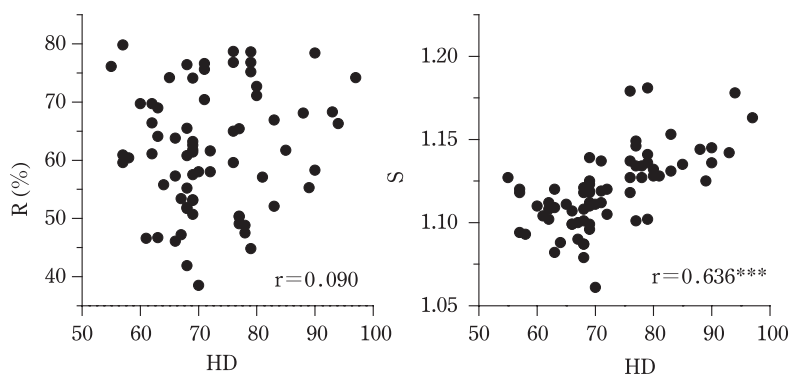
第 1 表に, 供試品種とそれぞれの出穂期, 登熟歩合 (R) および精粒比重 (S) を示した。出穂期はふくひびきの 8 月 3 日が最も早く, 瑞豊の 9 月 14 日が最も遅く, 変異係数は 13.1% であった。品種群別平均値でみると, 中国品種は 8 月 16 日, 日本品種は 8 月 21 日, 多収性品種は 8 月 27 日となり, それぞれの間に有意差が認められた。R はフジミノリの 79.8% が最も高かった。他に中作 23 号など合計 17 品種が 70% 以上の高い値を示したが, その内訳は, 中国品種 3, 日本品種 13, 多収性品種 1 であった。最低はオオチカラの 38.5% であった。中国品種と多収性品種の中には 50% 以下のものがそれぞれ 5 品種あったが, 日本品種の中に 50% 以下のものはなかった。このため, 品種群別平均値は中国品種 58.0%, 日本品種 69.2%, 多収性品種 54.7% となり, 日本品種が中国品種および多収性品種を有意に上回った。中国品種と多収性品種の平均値は中国品種の方が高かったが, 有意差は認められなかった。S は IR2151-957-5-3 の 1.181 が最高, オオチカラの 1.061 が最低であった。品種群別の変異幅は中国品種 1.079~1.139, 日本品種 1.088~1.163, 多収性品種 1.061~1.181 であり, それぞれの平均値は 1.107, 1.122, 1.137 で有意差がみられ, 多収性品種が最も高く, 中国品種が最も低かった。

第 2 図は, 出穂迄日数 (HD) と R および S との関係を示したものである。HD と S との間には 0.1% 水準で有意な正の相関関係が認められたが, HD と R は無関係であった。

第 3 図には, R と S との関係を示した。両者の間には 5% 水準で有意な正の相関関係が存在し, R が高い品種は S も高いという傾向がみられたが, その関係はそれほど強いものではなかった。

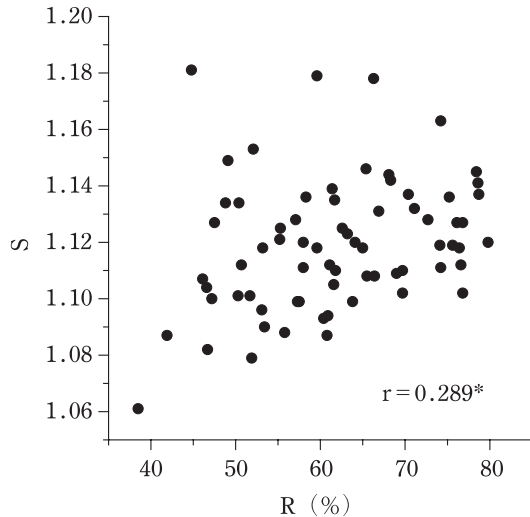
3. 形態形質と登熟歩合および精粒比重との関係

第 2 表に, 調査した形質と出穂迄日数 (HD), 登熟歩合 (R) および精粒比重 (S) との単相関係数および HD を固定した場合の R, S との偏相関係数を示した。項目番号の 1~6



第 2 図 出穂迄日数 (HD) と登熟歩合 (R) および精粒比重 (S) との関係。

***: 0.1% 水準で有意。



第3図 登熟歩合(R)と精麩比重(S)との関係。

*: 5%水準で有意。

は出穂期, 7は出穂期後3週間目, 8~18は成熟期に実測した形質であり, 19~26は実測した形質間の乗除によって求めた計算値, すなわち誘導形質(武田1983)である。27~30は物質生産に関わる特性である。

HDは, 出穂期における乾物重と正, 出穂期の葉色, 2次枝梗数, 穂重/全重比と負の0.1%水準で有意な相関を示した。また, 出穂期の葉面積指数(LAI), 比葉重(SLW), 成熟期における乾物重との間に正, 1穂粒数, 粒着密度, 1穂粒容積との間に負の1%水準で有意な相関関係が認められた。

RおよびSとの単相関係数が ± 0.4 以上の値を示す形質は少なかった。しかし, Rは穂首節間長と正, 1穂粒数, 2次枝梗数および1穂粒容積と負の0.1%水準で有意な相関を示した。また, 稈長および草丈 \times 茎数との間に正, 穂首節間直径, 草型指数および粒着密度との間に負の1%水準で有意な相関関係が認められた。さらに, Rは止葉幅および1次枝梗数と負, 出穂期の茎数, 穂数および成熟期の乾物重と正の5%水準で有意な相関を示したが, (成熟期の乾物重-出穂期の乾物重)/総粒数との間にも $r = 0.354^{**}$ の1%水準で有意な正の相関関係が存在した(表略)。このように, Rには収量キャパシティに関わる形質の影響が強いという傾向がみられた。一方, Sは乾物生産関連特性との関係が強く, 出穂期のLAIおよび乾物重, 成熟期の乾物重と0.1%水準で正の, 穂数および成熟期の止葉角度と正, 出穂期の葉色および穂重/全重比と負の1%水準で有意な相関を示した。その他では, 穂首節間直径, 草丈 \times 茎数, 株当たり止葉面積および草丈/稈長比との間に正, 粒着密度および1穂粒容積との間に負の5%水準で有意な相関関係がみられた。このように, RとSはともに, 穂数, 草丈 \times 茎数, 成熟期の乾物重と正, 粒着密度, 1穂粒容積と負の有意な相関を示したが, 穂首節間直径との単相関係数はRでは負, Sでは正で有意であった。なお, 水稻の登熟に

は粒数や1000粒重も影響する。そこで, これらと登熟歩合および精麩比重との関係を検討したところ, 穂数 \times 1穂粒数から求めた m^2 当たり総粒数は水原405号の55365粒が最も多く, オオチカラの20132粒が最も少なかった(変異係数: 17.9%)が, 登熟歩合との単相関係数は $r = -0.205$, 精麩比重との単相関係数は $r = 0.109$ でともに有意性は認められなかった(図略)。また, 精麩1000粒重はオオチカラの38.06gが最も重く, ホシユタカの18.69gが最も軽かった(変異係数: 10.5%)が, 登熟歩合および精麩比重との単相関係数は有意ではなかった(第2表)。

HDを固定した場合の偏相関関係についてみると, RはHDと無関係であったので, 各形質とRとの偏相関係数は単相関係数とほとんど変わらなかった。しかし, SとHDの間には有意な正の相関関係が存在したため, 形質によっては偏相関係数と単相関係数に大きな差がみられた。すなわち, 出穂期の葉色, 粒着密度, 1穂粒容積とSとの単相関係数は有意であったが, 偏相関係数に有意性は認められなかった。また, 出穂期および成熟期における乾物重との偏相関係数も, 単相関係数に比べて低下した。逆に, 単相関係数が有意でなかった出穂期の止葉角度, 茎数, 止葉面積およびSLWとの偏相関係数には有意性が認められた。

なお, 数が多いため表では示せなかったが, 形質間相互の相関関係を検討したところ, 草丈, 止葉長, 稈長, 穂長, 止葉葉鞘長, 穂首節間長など茎の長さや茎上部の伸長性に関わる形質の相互間, 出穂期の止葉角度と成熟期の止葉角度との間, 出穂期の茎数と穂数との間, 1穂粒数, 1次枝梗数, 2次枝梗数, 草型指数, 粒着密度, 1穂粒容積などの収量キャパシティや穂の構造に関わる形質の相互間, 出穂期の乾物重と草丈, 草丈 \times 茎数, 止葉長, 株当たり止葉面積, LAI, 稈長, 穂首節間長, 成熟期の乾物重の間などに強い正の相関関係が存在した。一方, 出穂期の葉色とLAIや株当たり止葉面積および乾物重との間, 穂数と1穂粒数, 1次枝梗数, 2次枝梗数, 草型指数, 粒着密度, 1穂粒容積との間には強い負の相関関係が認められた。穂首節間直径は1穂粒数と, 精麩1000粒重は精麩1000粒容積と有意な正の相関を示したが, 他にこれらと強い関係をもつ形質はなかった。

4. 重回帰分析

第2表に示した30形質から代表的なものを取り上げ, これらを説明変数とする重回帰分析を行った。用いる形質を選択するに当たっては, 登熟歩合(R)および精麩比重(S)との相関関係を重視するとともに, 調査が比較的容易であることを条件とした。また, 相互間に関係が深い形質群からは, RやSとの関係が特に強い形質を代表として選んだ。さらに, 誘導形質は複数の形質から求めた計算値で遺伝子的実体ははっきりしない(武田1983)こと, 乾物生産に関

第2表 形態形質と出穂迄日数, 登熟歩合および精糶比重との相関係数.

番号	項目	HD	R	S
1	葉色	-0.575***	-0.196(-0.177)	-0.320**(0.073)
2	草丈	0.242*	0.224(0.210)	0.229(0.101)
3	止葉長	-0.058	0.131(0.137)	0.125(0.209)
4	止葉幅	-0.177	-0.290*(-0.280*)	-0.003(0.144)
5	止葉角度	0.007	0.161(0.161)	0.234(0.298*)
6	茎数	0.026	0.254*(0.253*)	0.213(0.255*)
7	穂首節間直径	0.026	-0.356**(-0.360**)	0.295*(0.361**)
8	稈長	0.131	0.354***(0.346**)	-0.008(-0.119)
9	穂長	-0.048	-0.120(-0.116)	0.134(0.213)
10	穂数	0.281*	0.277*(0.263*)	0.337***(0.244*)
11	1穂朮数	-0.359**	-0.418***(-0.414***)	-0.197(0.043)
12	精糶1000粒重	0.032	-0.107(-0.110)	-0.011(-0.041)
13	精糶1000粒容積	-0.098	-0.209(-0.202)	-0.209(-0.191)
14	止葉角度	0.121	0.202(0.193)	0.348***(0.353**)
15	止葉葉鞘長	0.024	0.003(0.001)	0.180(0.213)
16	穂首節間長	-0.214	0.449****(0.481***)	-0.103(0.045)
17	1次枝梗数	-0.134	-0.256*(-0.247*)	-0.145(-0.079)
18	2次枝梗数	-0.389***	-0.419***(-0.419***)	-0.199(0.068)
19	草丈×茎数	0.130	0.338***(0.330**)	0.296*(0.279*)
20	止葉面積	-0.147	-0.075(-0.063)	0.113(0.270*)
21	株当たり止葉面積	-0.150	0.146(0.162)	0.236*(0.434***)
22	草丈/稈長比	0.106	-0.227(-0.239)	0.273*(0.268*)
23	穂重/全重比	-0.767***	0.116(0.289*)	-0.358***(0.261*)
24	草型指数	-0.304*	-0.372**(-0.363**)	-0.228(-0.047)
25	粒着密度	-0.366**	-0.351**(-0.343**)	-0.305*(-0.100)
26	1穂朮容積	-0.372**	-0.442***(-0.441***)	-0.237*(0.000)
27	LAI(出穂期)	0.319**	0.136(0.114)	0.429****(0.309**)
28	SLW(出穂期)	0.351**	-0.036(-0.072)	0.037(-0.257*)
29	出穂期の乾物重	0.616***	0.174(0.151)	0.566****(0.286*)
30	成熟期の乾物重	0.353**	0.282*(0.269*)	0.442****(0.301*)

HD: 出穂迄日数, R: 登熟歩合, S: 精糶比重. 5の止葉角度は出穂期, 14の止葉角度は成熟期に調査. LAI: 葉面積指数, SLW: 比葉重.

(): 出穂迄日数を固定した場合の偏相関係数.

*, **, ***: それぞれ5%, 1%, 0.1%水準で有意.

第3表 重回帰分析に用いた形態形質の相互間相関係数.

番号	項目	2	3	4	5
1	1穂朮数	-0.104	-0.656***	0.516***	-0.089
2	穂首節間長		0.124	-0.357**	0.019
3	穂数			-0.204	0.137
4	穂首節間直径				0.271*
5	止葉角度(成熟期)				

*, **, ***: それぞれ5%, 1%, 0.1%水準で有意.

わる特性は調査に時間と手間がかかることから選択対象外とした. この方針に従って, 1穂朮数, 穂首節間長, 穂数, 穂首節間直径, 成熟期の止葉角度の5形質を選択した. 1穂朮数はRとの関係が強く, 2次枝梗数や1穂朮容積とも密接な正の相関を示したので, これらの代表として選んだ.

穂首節間長は, 草丈, 稈長, 穂長などと高い相関関係にあったが, これらの中ではRとの関係が最も強かったので取り上げた. 穂数と穂首節間直径は, RおよびSの双方と有意な相関を示すとともに, 穂数は草型に関わる重要な生態的形質であり, 穂首節間直径は維管束を通じて炭水化物の転

第4表 登熟歩合と精細比重に対する重回帰分析.

	重回帰式	重相関係数	決定係数
登熟歩合	$Y_1 = -0.15X_1 + 0.87X_2 + 52.8$	0.584***	0.341
精細比重	$Y_2 = 1.3 \times 10^{-4}X_3 + 3.0 \times 10^{-5}X_4 + 5.1 \times 10^{-4}X_5 + 1.0$	0.539***	0.291

Y_1 : 登熟歩合 (R), Y_2 : 精細比重 (S), X_1 : 1穂粒数, X_2 : 穂首節間長, X_3 : 穂数, X_4 : 穂首節間直径, X_5 : 成熟期の止葉角度.

***: 0.1%水準で有意.

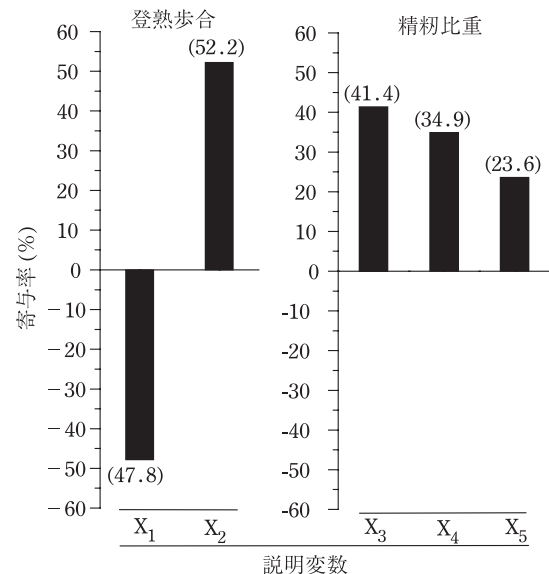
流に影響する形質 (塩津ら 2007) であるために選択した. 出穂期と成熟期における止葉角度には有意な正の相関関係が認められ, S は双方と正の相関傾向を示したが, その関係は成熟期の葉色との方が強かったので, こちらを代表形質とした. なお, 出穂期における葉色と S との単相関係数は 1%水準で有意であったが, HD を固定した場合の偏相関係数に有意性は認められなかった. すなわち, 葉色と S との間の有意な相関関係は品種の早晩性を介した間接的なものと判断されたので, 葉色は説明変数として取り上げなかった.

第3表に, 選択した5形質の相互間相関係数を示した. R との相関関係が有意であった1穂粒数, 穂首節間長, 穂数, 穂首節間直径のうち, 1穂粒数と穂首節間長との関係に有意性は認められなかったが, 1穂粒数と穂数との間には負, 穂首節間直径との間には正の 0.1%水準で有意な相関関係が存在した. そこで, 1穂粒数を一定とした場合の穂数および穂首節間直径と R との偏相関係数を求めたところ, それぞれ $r = 0.004$, $r = -0.183$ となった (表略). これらより, 1穂粒数が同じであれば, 穂数および穂首節間直径は R に直接影響しないと判断した. このため R については, 1穂粒数と穂首節間長だけを説明変数に用いることにした. 一方, S と有意な相関を示した穂数, 穂首節間直径, 成熟期の止葉角度の相互間相関係数は低かった. したがって, これらの間の遺伝的つながりは弱いと判断し, S に対してはこの3形質を説明変数とした.

第4表は重回帰分析の結果, 第4図は標準偏回帰係数から推定した各形質の寄与率を示したものである. 1穂粒数 (X_1), 穂首節間長 (X_2) を説明変数, R (Y_1) を目的変数とした場合の重相関係数は $R = 0.584^{***}$ であった. 両形質にかかる偏回帰係数は1穂粒数が負, 穂首節間長が正であり, それぞれの寄与率は 47.8:52.2 と推定された (第4図). S (Y_2) を目的変数とし, 穂数 (X_3), 穂首節間直径 (X_4), 成熟期の止葉角度 (X_5) を説明変数に用いた重相関係数は $R = 0.539^{***}$ であった. また, 偏回帰係数はいずれも正で, それぞれの寄与率は 41.4:34.9:23.6 であった (第4図). これらより, 第4表に示した重回帰式によって, R と S の品種間差は 30~35%程度説明できることが分かった.

考 察

伊藤 (1973) は, 作物の多収性育種において選抜を行う



第4図 重回帰分析における説明変数の寄与率.

X_1 : 1穂粒数, X_2 : 穂首節間長, X_3 : 穂数, X_4 : 穂首節間直径, X_5 : 成熟期の止葉角度. 図中の () は寄与率 (%).

場合の重要な要素として, 作物生態学的にみて着目すべき形質を決定すること, その形質の遺伝的安定性が高いこと, 着目する形質は測定が比較的容易であること, の3点を挙げている. 登熟性に対する選抜に関しても, 同じことが言える. すなわち, これまで報告 (塩津ら 2006, 2007) してきたように, 登熟歩合や精細比重には収量内容物 / 収量キャパシティ比, 貯蔵炭水化物量, 炭水化物の転流, 維管束特性などが関与するが, 対象とする材料が多い選抜の初期段階においてこれらを実測することは困難である. このため, 選抜の初~中期段階では観察や簡単な方法で調査できる形態形質によって大まかな選抜を行い, 数が絞り込まれてくる後期段階から炭水化物などによる選抜を始めるのが現実的であると思われる. そこで, 本試験では形態形質と登熟歩合および精細比重との関係を調査し, 形態形質によって登熟性がどの程度評価できるか検討した.

試験に供試した中国品種 27, 日本品種 28, 印度型あるいは日印交雑型多収性品種 15 の登熟歩合の平均値は日本品種が他に比べて有意に高く, 精細比重は多収性品種, 日本品種, 中国品種の順に有意に高かった (第1表). この傾向は, これまでの試験結果 (塩津ら 2006, 2007) と一致していた. 一方, これまでの結果とは異なり, 登熟歩合は精細比重と有意な正の相関を示した (第3図). しかし,

相関係数はそれ程高くなかったので、登熟歩合と精籾比重は基本的に別々の機構によって決定されると判断した(塩津ら 2006)。

そこで先ず、出穂迄日数と登熟歩合および精籾比重との関係を調べたところ、登熟歩合との間に有意な相関関係は認められなかったが、精籾比重とは有意な正の相関を示した(第2図)。すなわち、登熟歩合に出穂期は影響していなかったが、精籾比重は出穂期が遅い品種ほど高くなる傾向を示した。また、形態形質と登熟歩合および精籾比重との関係では、登熟歩合は1穂籾数、1次および2次枝梗数、草型指数、粒着密度、1穂籾容積などの収量キャパシティや穂の構造に関わる形質との関係が強く、精籾比重は出穂期の葉面積指数、成熟期の止葉角度、出穂期および成熟期の乾物重などの乾物生産に関わる特性との相関が強かった(第2表)。すなわち、精籾比重は収量内容物に、登熟歩合はそれを受け取る収量キャパシティに強く影響される傾向がみられた。また、登熟歩合と(成熟期の乾物重-出穂期の乾物重)/総籾数との間にも有意な正の相関関係が存在したが、これは登熟歩合には収量内容物/収量キャパシティ比が強く関与するという著者らのこれまでの報告(塩津ら 2006, 2007)と一致するものである。また、精籾比重と草丈/稈長比および出穂期の乾物重との間に正、穂重/全重比との間に負の有意な相関関係が認められたが、翁ら(1986)や平岡ら(1986)は草丈/稈長比が高いほど出穂期の炭水化物含有率が高くなることを報告し、村田(1976)は出穂期の乾物重によって貯蔵炭水化物量を代表することができると述べている。さらに、松村(2007)は穂重/全重比が低い品種ほど出穂期までの貯蔵炭水化物量が多いと指摘している。したがって、本試験においてみられた草丈/稈長比、出穂期乾物重および穂重/全重比と精籾比重との間の相関関係は出穂期における貯蔵炭水化物量を介したものと考えられる。すなわち、草丈/稈長比が高く、出穂期の乾物重が重く、穂重/全重比が低い品種ほど出穂期までの貯蔵炭水化物量が多くなるために精籾比重が向上すると推察される(塩津ら 2006, 2007)。なお、出穂迄日数と精籾比重との間に正の相関関係が存在したのも、晩生品種ほど出穂期の乾物重が重く、貯蔵炭水化物が多いことによると思われる(楠谷ら 1993, 塩津ら 2006)。ただし、出穂迄日数を固定した場合の草丈/稈長比、出穂期の乾物重、穂重/全重比などと精籾比重との偏相関係数は単相関係数より低くなった(第2表)。したがって、これらの関係には出穂期が影響していると推測されるので、より詳しく解析するためには早晩性を取り除いた検討が必要と考えられた。

なお、登熟歩合は穂首節間長とも有意な正の相関を示し、穂首節間長と草丈、稈長、穂長、止葉長、止葉葉鞘長などとの間には強い正の相関関係が認められた。このため、登熟歩合には茎の大きさ、とくに茎上部の伸長性に関わる形質も影響していると推測されたが、この関係がどのような

機構によって成り立っているのかを本試験の調査内で明らかにすることはできなかった。また、楠谷・三分一(1990)は、本試験の結果とは逆に、北海道の品種では穂首節間長と登熟歩合との間に負の相関関係が認められたと報告しているが、この違いが供試した品種の差によるものか、あるいは環境条件の差によるものかについては、今後詳しく解析していく必要があると思われる。

次に、調査した形質の中から代表的な形質を選び、それぞれを説明変数、登熟歩合と精籾比重を目的変数とする重回帰分析を行った。説明変数を選ぶにあたっては、調査が比較的簡単で、登熟歩合および精籾比重との相関関係が強く、かつ、それぞれの遺伝的結びつきが弱いことを基準として検討し、これに基づいて1穂籾数、穂首節間長、穂数、穂首節間直径、成熟期の止葉角度の5形質を選択した。出穂期の葉色と精籾比重との単相関係数は有意であったが、出穂迄日数を固定した場合の偏相関係数に有意性は認められなかった(第2表)。このため、早晩性が同じ品種間では葉色と精籾比重は無関係であると判断されたので、説明変数には取り上げなかった。また、説明変数に選んだ5形質のうち、1穂籾数と穂数および穂首節間直径との間には強い相関関係が存在したが、他の形質相互間の相関係数は低かった(第3表)。そこで、登熟歩合に対しては1穂籾数と穂首節間長を説明変数、精籾比重に対しては穂数、穂首節間直径および成熟期の止葉角度を説明変数とした。登熟歩合に対する重相関係数は $R = 0.584^{***}$ 、精籾比重に対する重相関係数は $R = 0.539^{***}$ で、ともに0.1%水準で有意であった(第4表)。ただし、登熟歩合にかかる偏回帰係数は1穂籾数が負、穂首節間長が正、精籾比重にかかる偏回帰係数は全て正であった。また、登熟歩合に対する1穂籾数と穂首節間長の貢献割合は約9:10、精籾比重に対する穂数、穂首節間直径、成熟期の止葉角度の貢献割合は約5:4:3と推定された(第4図)。なお、先にも述べたように、穂首節間直径は登熟歩合と負、精籾比重とは正の有意な相関を示したが、1穂籾数の影響を取り除いた場合の穂首節間直径と登熟歩合との偏相関係数が有意でなかったことから、穂首節間直径は本来的に太い方が精籾比重を通じて登熟性の向上に寄与すると判断した。

以上より、穂数が多く1穂籾数の少ない穂数型で、しかも穂首節間が太くて長く、さらに止葉が大きく直立しているという形態的综合特性に着目することで登熟性に優れるものが選び取れる可能性が示された。ただし、これらによって登熟歩合や精籾比重の差を説明できる割合は30~35%程度と考えられる。すなわち、この方法で真に登熟性が優れるものを選抜出来る確率は1/3程度と推定されるが、この値を高いとみるか、低いとみるかは判断の分かれるところである。しかし、これらの形質の多寡や良否は観察や触手によっても大略評価することが出来る。したがって、本試験で得られた結果は、多数の材料を扱う選抜の初期段階における大まかな選抜指標としては役立つものと考えた。

ただし、本試験は気象条件が概ね平年並みに経過した年(第1図)に行ったものであり、施肥量も比較的少なかった。また、本試験で行った解析は、形態形質と登熟歩合あるいは精粗比重との相関関係を基にした現象論的なもので、本質的な因果関係まで検討するには至っていない。今後は、気象や施肥量などの栽培条件が異なる場合での検討を行うとともに、形態形質と炭水化物の集積量やその転流との関係を調査し、本試験で得られた結果について検証していきたいと考えている。

引用文献

- 平岡博幸・寺島一男・西山岩男 1986. 多収性水稻品種の生理生態的特性の解明 9) 炭水化物の動態からみた多収性品種育成の目標形質. 日作紀 55: 17-18.
- Ichii, M. and H. Kuwada 1981. Application of ratoon to a test of Agronomic characters in rice breeding. I. Variation in ratoon ability and its relation to Agronomic characters of mother plant. *Japan. J. Breed.* 31: 273-278.
- Ichii, M. 1984. Studies on the utility of ratoon traits of rice as the indicator of agronomic characters in breeding. *Memoirs of Faculty of Agriculture Kagawa University* 44: 1-50.
- 伊藤隆二 1973. 水稻育種における刈/わら比率による選抜に関する研究. *農事試験報* 17: 1-59.
- 小林陽 2004. 水稻の登熟期の再生量による登熟性の簡易選抜法. *育種学研究* 6: 49-56.
- 小松良行・金忠男・松尾喜義・片山信浩・片岡孝義 1984. 多収性外国稲の品種生態. *四国農試報* 43: 1-37.
- 楠谷彰人・三分一敬 1990. 水稻の冷温登熟性に関する研究. 第4報 登熟関連形質に対する主成分分析. 日作紀 59: 679-686.
- 楠谷彰人・浅沼興一郎・木暮秩 1993. 水稻における多収性の品種生態に関する研究. 第1報 収量構造の品種間差異. 日作紀 62: 385-394.
- 楠谷彰人・上田一好・浅沼興一郎・豊田正範 1999. 水稻における多収性の品種生態に関する研究—ソース・シンク比と収量との関係—. 日作紀 68: 21-28.
- 松村修 2007. 飼料利用のための水稻茎葉部 NSC 蓄積の品種特性. 日作紀 76(別 1): 50-51.
- 松島省三 1967. 稲作の理論と技術—収量成立の理論と応用—. 養賢堂, 東京. 1-302.
- 村田吉男 1976. 作物生産と栽培環境. 村田吉男・玖村敦彦・石井龍一共著, 作物の光合成と生態—作物生産の理論と応用—. 農文協, 東京. 147-196.
- 塩津文隆・劉建・豊田正範・楠谷彰人 2006. 水稻における登熟性の品種間差に関する研究—登熟に及ぼす収量内容物と収量キャパシティの影響—. 日作紀 75: 492-501.
- 塩津文隆・劉建・豊田正範・楠谷彰人 2007. 水稻における登熟性の品種間差に関する研究—登熟に及ぼす穂首節間維管束面積と炭水化物転流量の影響—. 日作紀 76: 262-272.
- 武田和義 1983. 形質とは何か—遺伝相関と誘導形質. 第4回基礎育種学シンポジウム報告: 3-8.
- 津野幸人・山口武視・牛見哲也 1990. 登熟抑制処理の水稻にみられる粒重と玄米中のアンモニア濃度との関係. 日作紀 59: 481-493.
- 翁仁憲・縣和一・武田友四郎 1986. 水稻の子実生産に関する物質生産的研究. 第4報 出穂期における全炭水化物濃度の品種間差. 日作紀 55: 201-207.
- 気象庁電子閲覧室. <http://www.data.kishou.go.jp>. (2007/6/10閲覧)

Studies on Varietal Difference of Ripening Ability in Rice—Relation of Morphological Characteristics to Ripening Ability—: Fumitaka SHIOTSU¹⁾, Jian LIU¹⁾, Jiabin BIAN¹⁾, Masanori TOYOTA²⁾ and Akihito KUSUTANI²⁾ (^{1)Unit. Grad. Sch. of Agr. Sci., Ehime Univ., Matsuyama 790-8566, Japan;} ^{2)Fac. of Agr., Kagawa Univ., Miki 761-0795, Japan})

Abstract: The relationships between morphological characteristics and ripening ability of rice were investigated with Chinese varieties, Japanese varieties and high-yielding varieties bred in Asian countries. Multiple regression analysis was performed to examine whether the ripening ability of rice can be estimated by morphological characteristics. The results demonstrated that the percentage of ripened grains (R) was closely related to some characteristics associated with yield capacity and structure of spike. Specific gravity of winnowed rough rice (S) showed close correlations with characteristics associated with dry matter production. Morphological characteristics, e. g., number of grains per head (X_1), length of neck internode (X_2), ear number (X_3), diameter of neck internode (X_4), and, angle of flag leaf (X_5) were selected as explanatory variables. Multiple correlation coefficients of the analysis with R as the dependent variable and X_1 and X_2 as explanatory variables, and S as the dependent variable and X_3 , X_4 and X_5 as explanatory variables were both significant. Thus, the results demonstrated that the varietal differences of ripening ability could be explained about 30~35% by morphological characteristics. These results suggest that morphological characteristics used as explanatory variables in this study may be useful as the selection index of ripening ability at the early ripening stage of rice.

Key words: Morphological characteristics, Multiple regression analysis, Paddy rice, Percentage of ripened grains, Ripening ability, Selection index, Specific gravity of winnowed rough rice, Varietal difference.