

## 水稻品種育成地における食味官能試験の精度の検討

重宗明子<sup>1,2)</sup>・笹原英樹<sup>1)</sup>・後藤明俊<sup>1)</sup>・三浦清之<sup>1)</sup>・吉田智彦<sup>3)</sup>

(<sup>1)</sup> 中央農業総合研究センター, <sup>2)</sup> 東京農工大学連合農学研究科, <sup>3)</sup> 宇都宮大学農学部)

**要旨：**食味官能試験の精度を確認するために、各食味評価項目（総合評価、外観、香り、うま味、粘り、硬さ）の識別性、各パネル構成員の評価値と全体の評価値平均との相関と品種識別能力との関係、あきたこまちとコシヒカリの識別性について解析した。5回の試験について各評価項目別に品種を要因とした分散分析の結果、総合評価、外観、うま味、粘り、硬さは全ての回で品種間の差が1%水準で有意であり、品種間差の識別性が高かったが、香りは他の項目に比べて品種間差の識別性が低かった。外観、香り、うま味、粘りは総合評価との間には有意な正の相関がみられたが、硬さと総合評価との間には有意でない負の相関がみられた。重回帰分析の結果、総合評価はうま味によって多くが説明された。食味総合評価値が異なるコシヒカリ、あきたこまち、コチヒビキをサンプルとして含む3回の試験に参加した15名のパネル構成員について、これら3品種の総合評価値の分散分析のF値を検討すると、15名のうち5名が5%水準で有意であった。また、品種の識別性が高いパネル構成員の評価値は、全体の平均値との相関が高かった。さらに10名のパネル構成員による5回の試験において、コシヒカリとあきたこまちの2品種の分散分析を行ったところ、半数の5名のF値は5%水準以下で有意であった。これらの結果から、当水稻品種育成地で行っている食味試験は、十分な精度を有することが示された。

**キーワード：**食味、食味官能試験、水稻、パネル構成員、分散分析。

コシヒカリの作付面積は1979年に全国の13.2%を占め、日本晴を抜いて第1位になったが、その後も面積は増加し続け、2005年では37.1%で、第2位のひとめぼれを大きく引き離している（三宅2002、農林水産省大臣官房統計部2006 <http://www.maff.go.jp/toukei/sokuhou/data/suitou-hinshubetsu2005/suitou-hinshubetsu2005.pdf>）。コシヒカリに続くひとめぼれ、ヒノヒカリ、あきたこまちはいずれも片親がコシヒカリであり、近縁度を考慮すると全国の作付面積の約2/3がコシヒカリの遺伝的背景を持つことになる（吉田2001）。これは、コシヒカリの持つ粘りが強く、柔らかく、甘味のある食味特性を消費者が好むためであり、この消費者嗜好を踏まえて、コシヒカリと同等の食味を維持しつつ、熟期の移動や耐倒伏性およびいもち病耐病性などの付与を目的とした品種改良の結果、現在では、育種材料となるほとんどの育成系統の食味水準はコシヒカリに近似するレベルに到達し、変異の幅は縮小している。

アミロース含量やタンパク質含量は食味を左右する重要な形質で、北海道の「きらら397」はアミロース含量を食味向上のための主要選抜指標とし、初期世代からオートアナライザーを用いたアミロース含量の選抜を行い、育成されている（佐々木ら1990）。しかしながら、前述のように育成材料の食味における変異幅が小さいため、これらの含量は選抜の指標とはなりにくくなっている（太田ら1994、和田ら2006）。したがって、食味評価のうえで最も確実なのは食味官能試験（食味試験）であり（吉川ら1969）、この精度を高く保つためにはパネル構成員の識別能力を把握して、結果の信頼度を明らかにすることが重要である（Meilgaardら1987、古川1994）。食味試験の精度について

はこれまで志村ら（1965）、奥野・安達（1989）、松江（1992）、大里ら（1998）による報告があり、当水稻品種育成地である北陸研究センター（旧北陸農業試験場）においては、福井ら（1994）が育成系統の食味の年次間相関が高いことを報告しているが、1990年以降食味の選抜が厳しくなり、良食味の系統に偏った結果、年次間相関は低くなっていることを指摘している。

前述のように最近の育成品種は食味水準が向上していること、さらに品種間の販売競争が激化していることから、わずかな食味の差が品種の作付け動向を大きく左右する状況となっている。したがって、現在品種改良での選抜に供する食味の評価には、わずかな食味の差を捉える高い精度が要求されており、育成地における食味試験の精度を明らかにすることが必須である。

そこで本研究では、食味試験における各食味評価項目（総合評価、外観、香り、うま味、粘り、硬さ）別の識別性、各パネル構成員の評価値と全体の評価値平均との相関と品種識別能力との関係、当育成地では極早生のあきたこまちと、中生のコシヒカリの食味に関する識別性について解析し、当育成地における食味試験の精度の検証を試みた。

### 材料と方法

供試材料は中央農業総合研究センター北陸研究センター（新潟県上越市）の水稻育種生産力検定試験に供試した育成品種を用いた。これらの品種を2005年に水田で普通期の標準施肥栽培を行った。すなわち、1区面積は5.0 m<sup>2</sup>とし、2005年5月18日に中苗を1 m<sup>2</sup>当たり18.5株（1株3本）で手植えた。施肥は窒素成分で10 a当たり基肥

を4 kg, 穂肥を2 kg 施用した。穂肥は出穂前20日に施した。生産力検定本試験は3反復、予備試験は2反復し、収穫物はこれらの反復を同じ比率で混合して食味試験を行った。なお、解析に用いた他年次についても同様の栽培条件である。基準品種として用いたコシヒカリは、食味試験材料とは別に栽培、収穫した。すべての材料は刈り取り後、天日乾燥した。搗精は搗精機（山本製作所、ライスパル31）を用い、歩留りを89～90%とした。精米の水分含量はいずれも約13%であった。精米600 gを洗米し電気釜の釜に入れ、電子天びんに乗せて釜を除いた重さが1360 gになるように加水した。すなわち、洗米時に米の表面に付着した水の量、その間に米が吸水した量と加水量を合わせて760 mLになるようにした。1時間後、市販の0.9 L炊きの電気釜（National SR-MH10）を用いて炊飯した。

基準米を含めて12点（1点の炊飯米は約10 g）の材料を発泡スチロール製の小型白色皿（7 cm × 5 cm）に盛った。以下の6項目について、基準品種のコシヒカリと比較し、総合評価、外観、香り、うま味を-5（極端に不良）～+5（極端に良）の11段階で、粘りを-3（かなり弱い）～+3（かなり強い）、硬さを-3（かなり柔らかい）～+3（かなり硬い）の7段階で評価した（食糧庁1968）。良食味の方向性を示すため、比較品種としてコシヒカリよりも硬く、粘りが弱く、うま味が劣るコチヒビキも供試し、この総合評価を-2とした。1日に1回の試験を行った。以後、単に食味という表記は総合評価の値を示すものである。

食味試験のパネル構成員は北陸研究センターに勤務する男性24名と女性13名、年齢別では50歳代4名、40歳代8名、30歳代17名、20歳代8名の合計37名であった。このうち、初めて食味試験に参加したパネル構成員は11名であった。試験日によってパネル構成員数や構成は異なった。

まず、5回の試験について、パネル構成員を反復として総合評価値および5つの評価項目（外観、香り、うま味、粘り、硬さ）の品種を要因とした分散分析を行い、品種間差の有意性が検出された場合、その項目へ識別性があるとした。試験ごとに供試品種は異なったが、いずれも一般良食味品種であり、食味評価はほぼコシヒカリとコチヒビキの間であったので、供試品種の違いによる試験間の判定精度の差はないものとした。パネル構成員は26～31名で行った。各試験日について、全体の総合評価値と各項目の間の相関を計算し、さらに各試験日について、総合評価値を目的変数、各項目を従属変数とした重回帰分析を行った。

次に、20回の試験について、全パネル構成員の品種別の平均値（全体の評価値）と、各パネル構成員の評価値の間の相関係数をパネル構成員別に計算した。あるパネル構成員の判定した値が全体の傾向に一致するほどそのパネル構成員の相関係数は1に近くなり、逆に、全体の傾向と異なれば値は小さくなる。20回の試験別にこの相関係数を計算した。パネル構成員の参加回数は、6～19回で、平均15回であった。

第1表 あきたこまちとコシヒカリの食味総合評価値の比較。

	パネル 構成員数	食味総合評価値		
		あきたこまち	コシヒカリ	差
2002年	34	0.56	0.68	0.12
	31	0.31	0.84	0.53
	31	0.52	1.10	0.58
平均値±標準偏差		0.46±0.13	0.87±0.21	0.41±0.25
2003年	28	0.32	1.39	1.07
	32	0.94	0.97	0.03
	28	0.75	1.50	0.75
平均値±標準偏差		0.67±0.32	1.28±0.28	0.62±0.53
2004年	21	-0.67	0.00	0.67
	16	-1.00	0.05	1.05
	29	-0.59	-0.17	0.42
	25	-0.36	0.04	0.40
	19	-1.00	-0.21	0.79
	24	-0.67	-0.25	0.42
平均値±標準偏差		-0.72±0.25	-0.09±0.13	0.63±0.26
2005年	33	-0.69	0.00	0.69
	30	-0.90	-0.24	0.66
	26	-1.08	-0.27	0.81
	23	-0.57	-0.30	0.27
	28	-0.79	-0.54	0.25
平均値±標準偏差		-0.81±0.18	-0.27±0.19	0.54±0.26

2002年、2003年は基準品種（0）をホウネンワセ、比較品種（+2）をコシヒカリとした。

2004年、2005年は基準品種（0）をコシヒカリ、比較品種（-2）をコチヒビキとした。

極早生のあきたこまちと中生のコシヒカリの過去4年間の食味評価値の差を第1表に示した。いずれの年もあきたこまちはコシヒカリよりやや食味が劣り、食味試験の精度をとらえる比較品種としてあきたこまちを選定した。あきたこまちは、コシヒカリの良食味性を失わずに、より早熟で安定多収型の栽培特性を付与した品種で、秋田県では早生に属するが（斉藤ら1989）、当育成地の新潟県上越市では極早生になり、登熟気温が高いため食味がやや劣る（堀末・丸山1996）と推測される。

コシヒカリ、あきたこまち、コチヒビキの品種識別能力を検討するため、これらの品種を供試品種に共通に含む3回の食味試験について、各パネル構成員別に、測定日を反復として、これら3品種を要因とした分散分析を行った。得られたF値やその有意水準を各パネル構成員の識別能力を表す指標とした。さらに、同一試験の他の品種も含めた10品種について、各パネル構成員の評価値と全体の評価値平均との相関を計算し、3試験の平均をとった。

最後に、あきたこまちとコシヒカリの総合評価値の差について、品種を要因、試験日を反復として分散分析を行って品種間差の有意性を検定した。反復数を確保するため、2004年に同様の方法で実施した食味試験（2回）を含め、5回の食味試験について解析した。この5回に全部参加したパネル構成員は10名であった。

## 結果と考察

### 1. 食味評価項目別の識別性

第2表に、5回の試験における品種を要因とした食味評価項目別の分散分析の結果を示した。香りは5回のうち2

第2表 5回の試験のパネル構成員数, 供試品種数, 食味評価項目別の品種を要因としたF値 (上段) と食味評価項目と総合評価との相関係数 (下段).

試験番号	パネル員数	品種数	総合	外観	食味評価項目				硬さ
					香り	うま味	粘り	硬さ	
1	26	10	7.22 **	4.51 **	4.31 **	4.38 **	4.31 **	5.20 **	
				0.82 **	0.80 **	0.99 **	0.83 **	-0.59 ns	
2	31	10	5.93 **	4.61 **	2.61 **	4.84 **	3.88 **	7.45 **	
				0.62 ns	0.86 **	0.94 **	0.82 **	-0.46 ns	
3	29	10	10.12 **	6.80 **	1.78 ns	6.72 **	5.81 **	6.95 **	
				0.83 **	0.77 **	0.98 **	0.92 **	-0.18 ns	
4	31	10	5.32 **	4.09 **	2.49 *	3.55 **	3.34 **	6.81 **	
				0.90 **	0.68 *	0.92 **	0.75 *	-0.45 ns	
5	31	10	6.42 **	4.26 **	1.70 ns	4.04 **	2.60 **	6.96 **	
				0.82 **	0.78 **	0.94 **	0.89 **	-0.62 ns	

\*\*, \*はそれぞれ1%, 5%水準で品種間に有意差がある (上段), または相関係数が有意である (下段) ことを示す.

nsは品種間差に5%水準で有意差がない (上段), または相関係数が5%水準で有意でない (下段) ことを示す.

第3表 食味項目の重回帰分析の標準偏回帰係数.

試験番号	パネル構成員数	品種数	外観	香り	うま味	粘り	硬さ
1	26	10	0.224 #	0.304 *	0.902 **	0.033	0.010
2	31	10	-0.060	-0.180	0.921 **	0.013	0.237
3	29	10	0.161	-0.420	0.803 *	0.612	-0.040
4	31	10	0.656	0.539 #	0.711 #	-0.150	0.039
5	31	10	0.504	-0.910	0.936 *	0.255	-0.360 #

\*\*, \*, #はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を示す.

回の試験で品種間差が有意でなかったが, 他の項目については, すべて品種間差が1%水準で有意であった. この結果は, 総合評価, 外観, うま味, 粘り, 硬さの識別性は高いが, 香りは他の項目に比べて品種間差の識別性が低いことを示している.

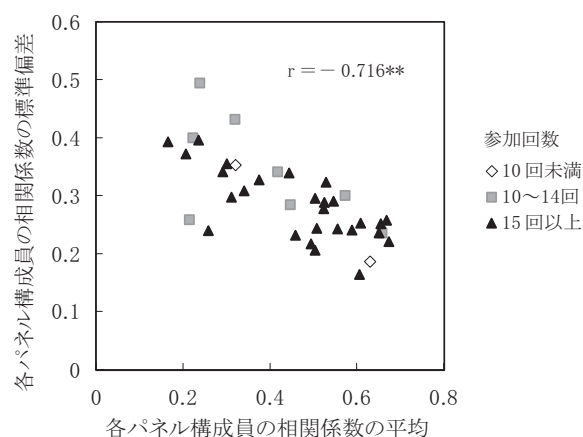
総合評価値と各項目の相関では, 硬さとは負の相関があり, 柔らかいものの評価が高い傾向があったが, 有意ではなかった (第2表). 他の項目とは正の相関があり, 外観では1回の試験において有意でなかったが, それ以外はすべて有意であった. 硬さとの相関係数が有意でないのは, 例えば硬さがコシヒカリ並み (コシヒカリ並みに柔らかい) でも, うま味の評価が低いと総合評価が低下する場合が多い (データ略) ことを示している.

各項目の相互の影響を消去した重回帰分析の結果, うま味の標準偏回帰係数は5回の試験のうち1回を除き5%水準以下で有意になり (第3表), 回帰係数の平均値は0.855であった. 外観, 香り, 粘り, 硬さの係数は一定せず, また有意ではなかった.

この結果から, 単相関では総合評価と外観, 香り, うま味, 粘りとの有意な相関がみられ, それら相互の影響を消去すると, 総合評価はうま味 (舌触りや甘み) によって多くが説明された.

## 2. パネル構成員の評価値と全体の平均値との相関

各パネル構成員の精度を評価する指標の一つとして, 各パネル構成員の評価値と全体の平均値との相関を求めた. パネル構成員の20回の全試験を通してのこの相関係数の平均値は0.166から0.674に分布した (第1図). 試験へ



第1図 20回の試験におけるパネル構成員の相関係数の平均とその相関係数の標準偏差との関係.

\*\*は1%水準で有意であることを示す.

の参加回数 (反復回数) 別にプロットしたが, 相関係数や標準偏差との関係はみられなかった (第1図). 20回の試験における各パネル構成員の相関係数の平均と, この相関係数の標準偏差には有意な負の相関がみられた (第1図). すなわち, 相関係数の高いパネル構成員は安定して相関係数が高く, 逆に相関係数の低いパネル構成員は相関係数が不安定なことを示している.

## 3. パネル構成員の品種識別能力と全体の平均値との相関の関係

各パネル構成員別に, コシヒカリ, あきたこまち, コチヒビキ3品種を要因とし, 測定日を反復とした分散分析の



F 値を求め、これを品種の差を安定的に識別する能力を示す指標とした。さらに、この F 値と、各パネル構成員の評価値と全体の評価値との相関との関係を検討した。

解析を行った 3 回の試験すべてに参加したパネル構成員 22 名のうち、食味試験に 2 年以上経験のあるパネル構成員 15 名と、初めて参加した 7 名について、分散分析の F 値（品種識別能力）と全体の平均値との相関の関係を第 2 図に示した。食味試験に初めて参加した 7 名の、全体の平均との相関は  $-0.03 \sim 0.47$ 、F 値は  $0.4 \sim 7.0$  となり、全体の食味傾向との差が大きく、かつ品種識別もできていなかったため、この 7 名を除いた 2 年以上の経験があるパネル構成員 15 名について、以降の解析を行った。

経験があるパネル構成員 15 名のうち、F 値が 5% 水準以下で有意（F 値の 5% 有意水準値は 6.94）であったのは 5 名であった。分散分析の F 値が高いパネル構成員は全体の平均値との相関が高く、逆に全体の平均値との相関が低いパネル構成員の F 値は低く、コシヒカリ、あきたこまち、コチヒビキの品種の差を安定的に識別することができなかった。すなわち、識別能力が高いパネル員は全体が平均的に良い、または不良と判定した品種を、同様に良い、または不良と判定し、嗜好性が全体の傾向と一致した。識別能力が高いパネル構成員の嗜好性が全体の傾向と一致することは松江（1992）、大里ら（1998）の報告と同様であった。しかしながら、全体の平均値との相関が高くて F 値が低いパネル構成員も存在し、これらについてはさらなる解析が必要である。

一方、今回の解析の結果からは、嗜好性が全体の傾向と離れ、しかも識別能力が高いパネル構成員、つまりコシヒカリよりもあきたこまちやコチヒビキを好むパネル構成員は存在しないことが分かった。このことは、パネル構成員がコシヒカリ型の粘りが強く柔らかく、甘みの強いものを好む、もしくはコシヒカリ型の食味を良食味とするという前提がパネル構成員に周知していることを示すものである。しかしながら、コシヒカリとは異なるタイプの良食味系統、例えば粘りが弱い味が良い系統の評価、選抜につ

いては、新たな食味試験方法を検討する必要がある。

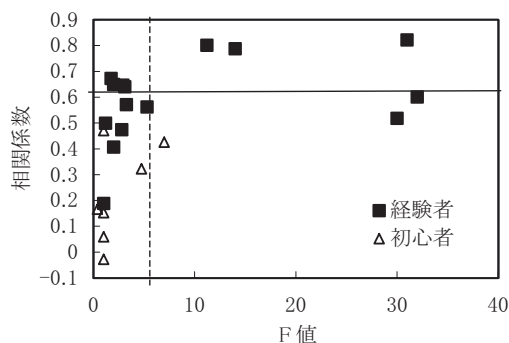
#### 4. あきたこまちとコシヒカリの判定差

前節では 3 品種の識別性について検討したため、反復数が 3 回と少なく、F 値が有意なパネル構成員の割合が低くなった可能性がある。本節ではあきたこまちとコシヒカリの識別性について、10 名のパネル構成員、5 反復について解析を行った。

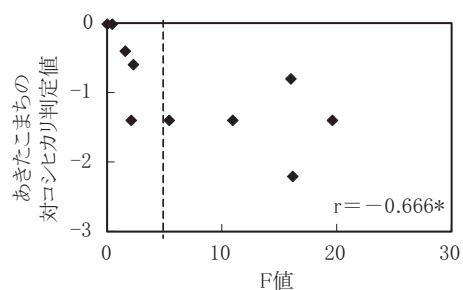
第 3 図に 10 名の各パネル構成員のコシヒカリとあきたこま치의総合評価値の差と、分散分析の F 値との関係を示した。10 名のパネル構成員のうち 2 名はコシヒカリとあきたこま치의差を評価できなかったが、残りの 8 名はあきたこま치의食味を低く評価した。10 名平均で、コシヒカリとあきたこま치의差は 0.96 であった。コシヒカリとあきたこま치의判定差の大きいパネル構成員は F 値が大きく、これらの相関係数は  $-0.666$  で 5% 水準で有意であった。

10 名のパネル構成員別に品種を要因として総合評価の分散分析を行った結果、F 値が 11.26 以上の 1% 以下の有意水準ではパネル構成員は 3 名、F 値が 5.32 以上の 5% 以下の有意水準ではパネル構成員は 5 名であった。松江（1992）の日本晴も含んだ食味試験では、全パネル構成員の 70%、大里ら（1998）のコシヒカリ、ヒノヒカリ、日本晴など 6 つの比較品種の食味試験では 54% のパネル構成員が 5% 水準以下の有意性を示していた。今回の分析ではパネル構成員が 10 名、試験が 5 回と反復数が少なかったが、コシヒカリとあきたこま치의 2 品種の解析で、F 値が 5% 水準以下で有意なパネル構成員が半数であったことは、当育成地の食味試験の精度が十分に高いことを示しているといえよう。

謝辞：中央農業総合研究センター北陸研究センターの業務科職員および非常勤職員の方々には、供試材料の栽培管理、調整や食味試験の準備をしていただきました。また、食味試験のパネル構成員として多くの職員および非常勤職員のご協力をいただきました。ここに深く御礼申し上げます。



第 2 図 パネル構成員の品種判別能力 (F 値) と全体の平均との相関 (精度) との関係。  
縦線 (破線) は有意水準 5% の F 値 (6.94)、横線 (実線) は有意水準 5% の相関係数を示す。



第 3 図 各パネル構成員のあきたこまचीの対コシヒカリ判定値と F 値の関係。

破線は有意水準 5% の F 値 (5.32) を示す。

対コシヒカリ判定値: あきたこまचीの評価値 - コシヒカリの評価値。

\*は 5% 水準で有意であることを示す。

## 引用文献

- 福井清美・三浦清之・清水清之・太田久稔・小林陽 1994. 水稻品種・系統における食味の年次間相関. 北陸作物学会報 29: 12-14.
- 古川秀子 1994. おいしさを測る－食味官能試験の実際－. 幸書房, 東京. 1-140.
- 掘末登・丸山幸夫 1996. 産地・栽培法と食味. 米の美味しさの科学. 農林水産技術情報協会, 東京. 145-164.
- 松江勇次 1992. 少数パネル, 多数試料による米飯の官能検査. 家政誌 43: 1027-1032.
- Meilgaard, M., G.V. Civille and B.T. Carr 1987. Sensory evaluation techniques. CRC Press, Inc. Florida, U. S. A. 1-281.
- 三宅博 2002. イネ 種, 品種. 日本作物学会編, 作物学事典. 朝倉書店, 東京. 287-294.
- 農林水産省大臣官房統計部 2006. 平成 17 年度産水稻の品種別収穫量.
- 太田久稔・清水博之・三浦清之・福井清美・小林陽 1994. 水稻品種・系統における食味とタンパク質含量の関係について. 北陸作物学会報 29: 9-11.
- 大里久美・浜地勇次・川村富輝・松江勇次 1998. 良食味水稻品種における食味試験の精度. 日作紀 67: 170-173.
- 奥野元子・安達一郎 1989. 米飯の食味の評価方法に関する研究 (V) パネルの評価基準の安定度について. 島根女子短大紀要 27: 219-222.
- 斎藤正一・畠山俊彦・眞崎聡・福田兼四郎・加藤武光・佐々木力・山本寅雄 1989. 水稻新品種「あきたこまち」の育成について. 秋田農試研報 29: 65-87.
- 佐々木多喜雄・佐々木一男・柳川忠男・沼尾吉則・相川宗嚴 1990. 水稻新品種「きらら 397」の育成について. 北海道立農試集報 60: 1-18.
- 志村英二・岡田正憲・西山壽・本村弘美・和佐野喜久生・鈴木守 1965. 九州地域水稻品種の食味評価に関する研究. 1. パネル選定と新旧品種の食味評価. 九州農試報 17: 251-261.
- 食糧庁 1968. 米の食味試験実施要領. 食糧庁, 東京. 1-27.
- 和田卓也・坪根正雄・浜地勇次・尾形武文 2006. 水稻の極良食味品種選抜のための指標となる理化学特性の検証. 日作紀 75: 38-43.
- 吉田智彦 2001. コシヒカリとその近縁品種の栽培面積. 農業技術 56: 294.
- 吉川誠次・竹生新治・安松克治 1969. 米の食味. 全国米穀配給協会, 東京. 1-9.

**Analysis of the Accuracy of Eating Quality Test for Breeding Highly Palatable Rice Variety**: Akiko SHIGEMUNE<sup>1,2)</sup>, Hideki SASAHARA<sup>1)</sup>, Akitoshi GOTO<sup>1)</sup>, Kiyoyuki MIURA<sup>1)</sup> and Tomohiko YOSHIDA<sup>3)</sup> (<sup>1)</sup> National Agricultural Research Center, NARO, Joetsu, Niigata 943-0193, Japan; <sup>2)</sup> Tokyo Univ. of Agric. and Tech.; <sup>3)</sup> Utsunomiya Univ.)

**Abstract**: The precision of the eating quality test was analyzed for breeding the highly palatable rice variety. Varietal differences in overall eating quality, appearance, taste, stickiness and hardness were significant, but the varietal difference in flavor was not stable. There were significant positive correlation coefficients between the overall eating quality and the appearance, flavor, taste and stickiness. The correlation coefficient between overall eating quality and hardness was negative and not significant. The overall eating quality was largely explained by taste from the multiple regression analysis. Five out of 15 panel members could detect the difference among Koshihikari, Akitakomachi and Kochihibiki in overall eating quality at the 5% level of significance. The taste preference of these panel members tended to coincide with the mean value of all panel members. Five panel members out of 10 panel members could detect the difference between Koshihikari and Akitakomachi in overall eating quality at the 5% level of significance. These results show that the accuracy of eating quality test conducted in Hokuriku Research Center is satisfactory.

**Key words**: Analysis of variance, Eating quality, Sensory test of eating quality, Panel member, Rice.