植物防疫基礎講座
病害虫防除のための統計学（4）

多　重　比　較

農林水産省農林水産技術会議事務局　佐々木（ささき）　昭博（あきひろ）

いくつかの処理平均の間の差を検定する多重比較法のうち，もっとも古典的なものは，最小有意差法である。しかし，かなり以前から，有意性検定に最小有意差法を見境なく適用すると，実在しない差を誤って有意であると宣言する危険の大きいことが指摘され，この問題を解決するために多くの多重比較法が提案されてきた。これらの代表的な手法については，大塚と三輪（1981）に紹介されている。

多重比較法の中でもっとも一般的に用いられているのは DUNCAN 法であろう。本誌でも松本（1979）と高木（1985）によって DUNCAN 法の紹介が行われているので，ご存じの読者も多いと思われる。しかし，大竹（1987）にも指摘されているように，DUNCAN 法は最小有意差法と同様な問題を抱えているので，無節操な適用は避けるべきである。多重比較を行うに当たっては，個々の手法の特徴を把握したうえで，適用すべき手法を選択することが必要であろう。

ここでは，多重比較の過誤（error）についての考えかたを整理しながら，いくつかの手法の比較を行い，併せて DUNCAN 以後の手法として，RYAN 法と WELSCH 法の二つを紹介していきたい。

I　モ　デ　ル

ここでは，完全無作為化法で配置した反復数が等しい実験計画を考える。いま，分散分析で計算された誤差の自由度を ν，平均平方を V_e とし，比較したい k 個の処理平均を $m_1, m_2, \cdots, m_k$ とする。処理平均の値は母平均 $\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_k$ に誤差が加わって得られたものであり，平均値を算出したデータの数（反復数）を n とすると，m_i の母分散の推定値（$s_m{}^2$）はV_e/n で計算される。

II　多重比較における過誤の考えかた

多重比較における過誤は，次の三つのタイプに区別される。

第 1 種の過誤：実際には差がない二つの母集団（$\mu_i=\mu_j$）から抽出された処理平均が有意差ありと判定される。

第 2 種の過誤：実際には差がある二つの母集団（$\mu_i>\mu_j$ または $\mu_i<\mu_j$）から抽出された処理平均の有意差が検出されない。

第 3 種の過誤：実際に差がある二つの母集団（$\mu_i>\mu_j$）が逆順に評価される。

これとは別に，過誤のとらえかたとして，実験を単位としたもの（experimentwise）と比較を単位としたもの（comparisonwise）の二通りがある。実験単位の第 1 種の過誤率（E1）とは，一つの実験で行われる処理平均の総当たり的比較の中で第 1 種の過誤が 1 回以上生じる割合であり，比較単位の第 1 種の過誤率（C1）とは 1 回の比較で第 1 種の過誤が生じる割合である。多重比較の手法のうち，最小有意差法は C1 を，TUKEY 法（HSD）は E1 をそれぞれ $100\alpha\%$（例えば 5%）水準で保証している。

100―第 2 種の過誤率（%）は特に検出力と呼ばれ，実際に差がある二つの母平均（$\mu_i>\mu_j$）から抽出された処理平均の間の有意差を正しく発見する能力を示す。

なお，第 3 種の過誤が生じる確率はきわめて小さく，実際にはほとんど問題になることがない。

III　多重比較法における過誤率の比較

第 1 種の過誤率と検出力に関する CARMER と SWANSON（1973）のシミュレーションの実験結果（抜粋）を，それぞれ第 1 表と第 2 表に示す。ここに示した手法の計算法については，前述の文献を参照されたい。表中の数値は平均値の状態などによって変化するので絶対的なもの

第 1 表　第 1 種の過誤率の比較（$\alpha=0.05$）

手法	(C1)			(E1)		
	処理平均の数			処理平均の数		
	5	10	20	5	10	20
最小有意差法	4.99	5.01	5.03	25.6	58.4	89.5
TUKEY 法	0.79	0.18	0.04	5.0	4.8	4.7
NEWMAN-KEULS 法	1.30	0.24	0.05	5.7	5.0	4.8
DUNCAN 法	3.69	2.55	1.82	18.2	37.3	62.6

CARMER and SWANSON（1973）より引用

Statistics for Pest and Disease Control (4) Multiple Range Test.　By Akihiro SASAKI

第2表　検出力の比較 ($\alpha=0.05$, $k=10$)

反復	手法	δ_{ij}/σ*		
		1.0	2.0	3.0
3	最小有意差法	21.3	63.4	94.2
	TUKEY 法	2.6	17.5	54.1
	NEWMAN-KEULS 法	6.5	29.8	62.8
	DUNCAN 法	16.6	56.2	90.2
6	最小有意差法	39.6	92.2	99.8
	TUKEY 法	6.6	55.4	96.4
	NEWMAN-KEULS 法	19.4	75.8	98.3
	DUNCAN 法	34.2	89.7	99.8

* 母平均の差 ($\mu_i-\mu_j$) を誤差の標準偏差で割ったもの.

CARMER and SWANSON (1973) より引用

ではなく，例えば NEWMAN-KEULS 法の 5% 水準での検定における E1 は 10% 近くになる場合もある (WELSCH, 1977) が，各手法の特徴を比較することはできる。

統計的仮説検定においては，第1種の過誤と検出力とは相反する関係にあって，第1種の過誤を低く抑えようとすると検出力が低下し，逆に検出力を高めようとすると第1種の過誤の発生が大きくなる。その典型的な例が最小有意差法と TUKEY (HSD) 法である。

最小有意差法は優れた検出力を備えているが，t 検定の判定基準を多重比較に適用しているため，C1 で 100α% が保証されているにすぎず，E1 は処理平均の数が増えるに従って急速に増大する。第1表によれば，処理平均の数が 20 の試験では1回以上誤って有意差ありと判定を下す確率が約 90% にもなる。TUKEY 法はこれとは対照的に，E1 で 100α% が保証されているが，検出力は弱く，反復数3の試験では二つの処理平均間に誤差の標準偏差の3倍の差があるときでも，その半数程度しか検出されない。NEWMAN-KEULS 法と DUNCAN 法はその間に位置するものであるが，第1表と第2表からわかるように，NEWMAN-KEULS 法が TUKEY 法に近いのに対して，DUNCAN 法は最小有意差法に近く，両者の間には明らかな差が見られる。

検出力と第1種の過誤率 (E1) の制御のどちらを優先させるかとの問題についていえば，筆者は E1 を選ぶことが基本だと考えている。統計的手法による仮説検定は帰納的推論の一種であり，帰無仮説 (H_0) が棄却されなかったとしても，それは H_0 が真であることを証明しているものではない。第2種の過誤は H_0 を棄却することができないという，いわば消極的な誤りである。これは実験の考えかた，あるいは精度が不適当であったことも影響しているので，別の要因を排除した新たな実験を組むとか，あるいは反復数を増したより精密な実験を行うことによって，ある程度改善を図ることができる。反復数を増やせば検出力が大きくなることは，第2表にも示されているとおりである。これに対して，第1種の過誤は明らかに誤った結論づけを行うものである。E1 が甘い手法は，“研究者が誤った有意宣言をしないようにするという統計的手法の重要な特性を失うことになる” (スネデカー) のである。

さらに，上の四つの手法の中では，NEWMAN-KEULS 法と DUNCAN 法の有意水準の意味が不明確な点も問題であろう。例えば，DUNCAN 法で 5% 水準の多重比較を行った場合，その 5% は E1 でも C1 でもなく，統計的に意味のある確率とは言い難い。実験結果に星印を増やしたいのであれば，統計的により明確な意味を持つ TUKEY 法の 10% 水準の検定を考えてもよいのではなかろうか。

IV　RYAN 法と WELSCH 法

ここでは第1種の過誤を制御するという観点から，E1 の 100α% が保証されている RYAN 法と WELSCH 法について紹介する。

ISRAEL と GABRIEL (1975) は，E1 を一定の水準に固定した条件の下で多重比較法の検出力の比較を行い，RYAN 法の優位性を述べた。この手法による検定の手順は NEWMAN-KEULS 法や DUNCAN 法と同様であり，以下のように行う。

k 個の処理平均を小さい順に並べ，これを $m_{(1)}$, $m_{(2)}$, …, $m_{(k)}$ とする。初めに最大値と最小値の比較を行って，

$$m_{(k)}-m_{(1)}>s_m\cdot q'\ (k,\ k,\ \nu\ ;\ \alpha)$$

であれば有意差ありと判定し，

$$m_{(k)}-m_{(2)}>s_m\cdot q'\ (k,\ k-1,\ \nu\ ;\ \alpha)$$

の比較に移る。これを $m_{(k)}$ と $m_{(k-1)}$ との比較まで繰り返す。ただし途中で有意差なしと判定された場合は比較を打ち切り，その二つの処理平均の間にあるものはいずれも有意差なしとみなす。

続いて二番目に大きい値と最小値を比較する。

$$m_{(k-1)}-m_{(1)}>s_m\cdot q'\ (k,\ k-1,\ \nu\ ;\ \alpha)$$

であれば有意差ありと判定し，

$$m_{(k-1)}-m_{(2)}>s_m\cdot q'\ (k,\ k-2,\ \nu\ ;\ \alpha)$$

を比較する。以下，同様の手順を繰り返す。

一般的に書けば，

$$m_{(j)}-m_{(i)}>s_m\cdot q'\ (k,\ j-i+1,\ \nu\ ;\ \alpha)\cdots\cdots\cdots\cdots\text{①}$$

のとき二つの処理平均の間に有意差があると判定される。

①式の q' との間には，スチューデント化された範囲の 100α% 点の値を $q(k,\nu\ ;\ \alpha)$ とすると，

付表 1　Ryan 法による多重比較のための数表（一部）（$\alpha=0.05$）

$\nu=6$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.88	4.18	4.43	4.63	4.80	4.96	5.09	5.22
3	4.34	4.67	4.93	5.14	5.33	5.49	5.64	5.77
4		4.90	5.17	5.39	5.58	5.76	5.91	6.05
5			5.30	5.54	5.73	5.91	6.07	6.21
6				5.63	5.83	6.01	6.17	6.31
7					5.90	6.08	6.24	6.38
8						6.12	6.29	6.43
9							6.32	6.47
10								6.49

$\nu=8$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.62	3.88	4.08	4.25	4.39	4.52	4.63	4.73
3	4.04	4.31	4.53	4.70	4.85	4.98	5.10	5.20
4		4.53	4.75	4.93	5.08	5.22	5.34	5.45
5			4.89	5.07	5.23	5.37	5.49	5.60
6				5.17	5.33	5.47	5.59	5.71
7					5.40	5.54	5.67	5.78
8						5.60	5.72	5.84
9							5.77	5.88
10								5.92

$\nu=10$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.48	3.71	3.90	4.04	4.17	4.28	4.38	4.47
3	3.88	4.12	4.31	4.46	4.59	4.71	4.81	4.90
4		4.33	4.52	4.68	4.81	4.93	5.04	5.13
5			4.65	4.82	4.95	5.07	5.18	5.27
6				4.91	5.05	5.17	5.28	5.38
7					5.12	5.25	5.36	5.45
8						5·30	5.41	5.51
9							5.46	5.56
10								5.60

$\nu=12$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.39	3.61	3.78	3.92	4.03	4.14	4.22	4.30
3	3.77	4.00	4.17	4.31	4.43	4.54	4.63	4.71
4		4.20	4.38	4.52	4.64	4.75	4.85	4.93
5			4.51	4.66	4.78	4.89	4.98	5.07
6				4.75	4.88	4.99	5.08	5.17
7					4.95	5.06	5.16	5.25
8						5.12	5.22	5.31
9							5.27	5.36
10								5.39

$\nu=14$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.33	3.54	3.70	3.83	3.94	4.04	4.12	4.20
3	3.70	3.91	4.08	4.21	4.33	4.42	4.51	4.59
4		4.11	4.28	4.41	4.53	4.63	4.72	4.79
5			4.41	4.54	4.66	4.76	4.85	4.93
6				4.64	4.76	4.86	4.95	5.03
7					4.83	4.93	5.02	5.10
8						4.99	5.08	5.16
9							5.13	5.21
10								5.25

$\nu=16$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.29	3.49	3.64	3.77	3.87	3.97	4.05	4.12
3	3.65	3.85	4.01	4.14	4.25	4.34	4.42	4.49
4		4.05	4.21	4.34	4.44	4.54	4.62	4.70
5			4.33	4.46	4.57	4.67	4.75	4.83
6				4.56	4.67	4.77	4.85	4.93
7					4.74	4.84	4.92	5.00
8						4.90	4.98	5.06
9							5.03	5.11
10								5.15

$\nu=18$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.25	3.45	3.60	3.72	3.82	3.91	3.99	4.06
3	3.61	3.81	3.96	4.08	4.19	4.28	4.35	4.42
4		4.00	4.15	4.28	4.38	4.47	4.55	4.62
5			4.28	4.40	4.51	4.60	4.68	4.75
6				4.49	4.60	4.69	4.77	4.85
7					4.67	4.77	4.85	4.92
8						4.82	4.91	4.98
9							4.96	5.03
10								5.07

$\nu=20$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.23	3.42	3.57	3.68	3.78	3.87	3.94	4.01
3	3.58	3.77	3.92	4.04	4.14	4.23	4.30	4.37
4		3.96	4.11	4.23	4.33	4.42	4.49	4.56
5			4.23	4.35	4.46	4.54	4.62	4.69
6				4.45	4.55	4.64	4.72	4.79
7					4.62	4.71	4.79	4.86
8						4.77	4.85	4.92
9							4.90	4.97
10								5.01

$\nu=24$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.19	3.37	3.51	3.63	3.72	3.81	3.88	3.94
3	3.53	3.72	3.86	3.97	4.07	4.15	4.22	4.29
4		3.90	4.04	4.16	4.26	4.34	4.41	4.48
5			4.17	4.28	4.38	4.46	4.54	4.60
6				4.37	4.47	4.56	4.63	4.69
7					4.54	4.63	4.70	4.77
8						4.68	4.76	4.83
9							4.81	4.87
10								4.92

$\nu=30$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.15	3.33	3.47	3.58	3.67	3.75	3.82	3.88
3	3.49	3.67	3.80	3.91	4.00	4.08	4.15	4.21
4		3.85	3.98	4.09	4.18	4.26	4.33	4.39
5			4.10	4.21	4.31	4.38	4.45	4.52
6				4.30	4.39	4.47	4.54	4.61
7					4.46	4.54	4.61	4.68
8						4.60	4.67	4.73
9							4.72	4.78
10								4.82

付表 2 WELSCH 法による多重比較のための数表 ($\alpha=0.05$) (WELSCH (1977) より引用)

$\nu=6$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.46	4.20	4.44	4.65	4.83	4.98	5.12	5.24
3	4.95	4.34	5.01	5.23	5.42	5.58	5.73	5.87
4		5.10	5.01	5.42	5.62	5.80	5.95	6.09
5			5.36	5.42	5.75	5.93	6.09	6.24
6				5.65	5.75	6.02	6.19	6.33
7					5.91	6.02	6.25	6.40
8						6.13	6.25	6.44
9							6.32	6.44
10								6.50

$\nu=8$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.26	3.89	4.10	4.27	4.41	4.53	4.65	4.75
3	4.51	4.05	4.59	4.77	4.92	5.06	5.17	5.28
4		4.69	4.59	4.96	5.12	5.26	5.38	5.49
5			4.94	4.96	5.25	5.39	5.51	5.63
6				5.19	5.25	5.48	5.61	5.72
7					5.41	5.48	5.68	5.79
8						5.60	5.68	5.85
9							5.77	5.85
10								5.92

$\nu=10$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.15	3.73	3.91	4.06	4.19	4.30	4.39	4.48
3	4.27	3.88	4.37	4.53	4.66	4.77	4.88	4.97
4		4.47	4.37	4.71	4.84	4.96	5.07	5.16
5			4.71	4.71	4.97	5.09	5.20	5.30
6				4.94	4.97	5.18	5.30	5.39
7					5.14	5.18	5.37	5.47
8						5.32	5.37	5.52
9							5.47	5.52
10								5.60

$\nu=12$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.08	3.62	3.79	3.93	4.05	4.15	4.24	4.32
3	4.13	3.78	4.23	4.37	4.49	4.60	4.69	4.77
4		4.32	4.23	4.55	4.67	4.78	4.88	4.96
5			4.56	4.55	4.80	4.91	5.00	5.09
6				4.78	4.80	5.00	5.10	5.18
7					4.97	5.00	5.17	5.26
8						5.13	5.17	5.31
9							5.27	5.31
10								5.40

$\nu=14$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.03	3.55	3.71	3.84	3.95	4.05	4.14	4.21
3	4.03	3.71	4.13	4.27	4.38	4.48	4.56	4.64
4		4.23	4.13	4.44	4.56	4.66	4.74	4.82
5			4.46	4.44	4.68	4.78	4.87	4.95
6				4.67	4.68	4.87	4.96	5.04
7					4.85	4.87	5.03	5.11
8						5.00	5.03	5.17
9							5.14	5.17
10								5.26

$\nu=16$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.00	3.50	3.65	3.78	3.89	3.98	4.06	4.13
3	3.96	3.66	4.06	4.19	4.30	4.39	4.47	4.55
4		4.16	4.06	4.36	4.47	4.57	4.65	4.72
5			4.39	4.36	4.59	4.69	4.77	4.85
6				4.59	4.59	4.78	4.86	4.94
7					4.76	4.78	4.93	5.01
8						4.91	4.93	5.07
9							5.04	5.07
10								5.16

$\nu=18$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	2.97	3.46	3.61	3.73	3.81	3.92	4.00	4.07
3	3.91	3.62	4.01	4.13	4.24	4.33	4.40	4.47
4		4.10	4.01	4.30	4.40	4.50	4.58	4.65
5			4.33	4.30	4.52	4.62	4.70	4.77
6				4.52	4.52	4.70	4.79	4.86
7					4.69	4.70	4.86	4.93
8						4.83	4.86	4.99
9							4.96	4.99
10								5.08

$\nu=20$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	2.95	3.43	3.58	3.70	3.80	3.88	3.96	4.02
3	3.87	3.58	3.97	4.09	4.19	4.28	4.35	4.42
4		4.06	3.97	4.25	4.35	4.44	4.52	4.59
5			4.29	4.25	4.47	4.56	4.64	4.71
6				4.47	4.47	4.65	4.73	4.80
7					4.64	4.65	4.80	4.87
8						4.78	4.80	4.92
9							4.90	4.92
10								5.01

$\nu=24$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	2.92	3.38	3.52	3.64	3.74	3.82	3.89	3.96
3	3.80	3.54	3.91	4.02	4.12	4.20	4.27	4.34
4		4.00	3.91	4.18	4.28	4.36	4.44	4.50
5			4.22	4.18	4.39	4.48	4.55	4.62
6				4.40	4.39	4.56	4.64	4.71
7					4.56	4.56	4.71	4.78
8						4.69	4.71	4.83
9							4.81	4.83
10								4.92

$\nu=30$

p \ k	3	4	5	6	7	8	9	10
2	2.89	3.34	3.48	3.59	3.68	3.76	3.83	3.89
3	3.74	3.49	3.85	3.96	4.05	4.13	4.20	4.26
4		3.94	3.85	4.11	4.21	4.29	4.36	4.42
5			4.15	4.11	4.32	4.40	4.47	4.53
6				4.33	4.32	4.48	4.55	4.62
7					4.48	4.48	4.62	4.68
8						4.61	4.62	4.74
9							4.73	4.74
10								4.83

$q'(k,\ p,\ \nu\ ;\ \alpha)=q(k,\ \nu\ ;\ \alpha')$

$\alpha'=1-(1-\alpha)^{p/k}$

で表される。筆者が農林水産研究計算センターの ACOS-850II で計算した q' の値を付表1に示す。

一方，WELSCH (1977) は E1 での有意水準を一定に保った中で大きな検出力を示す手法を提案した。これは WELSCH の step-up 法と呼ばれる手法であり，検定の手順は次のとおりである。

k 個の処理平均を小さい順 ($m_{(1)}$, $m_{(2)}$,…, $m_{(k)}$) に並べ，初めに隣接している処理平均 ($m_{(1)}$ 対 $m_{(2)}$, $m_{(2)}$ 対 $m_{(3)}$,…, $m_{(k-1)}$ 対 $m_{(k)}$) の比較を行う。判定基準は

$s_m\cdot c_W\ (k,\ 2,\ \nu\ ;\ \alpha)$

である。

もし，ここで有意差ありと判定される二つの処理平均があれば，その二つの処理平均を含む範囲はすべて有意差ありとみなす。有意差が認められなかった処理平均については，範囲を一つ広げて ($m_{(1)}$ 対 $m_{(3)}$ など) 検定を続ける。このときの判定基準は

$s_m\cdot c_W\ (k,\ 3,\ \nu\ ;\ \alpha)$

となる。

WELSCH 法の一般的な判定基準は

$m_{(j)}-m_{(i)}>s_m\cdot c_W\ (k,\ j-i+1,\ \nu\ ;\ \alpha)$

である。右辺の c_W は，WELSCH の多重比較のための値として k が 10 までの範囲で計算されている (付表2)。

WELSCH 法も RYAN 法と同様に E1 の $100\alpha\%$ を保持する手法であるが，第3表に示すように，検出力は WELSCH 法が若干優るようである。ただし両者とも，NEWMAN-KEULS 法の検出力には及ばない。

第3表　RYAN 法と WELSCH 法の検出力 ($\alpha=0.05$, $k=5$)

反復	手法	δ_{ij}/σ		
		1.0	2.0	3.0
6	RYAN 法	16.80	74.95	99.08
	WELSCH 法	17.07	75.70	99.10
	NEWMAN-KEULS 法	18.17	80.22	99.64

WELSCH (1977) より引用

第4表　オオムギ6品種の収量 (kg/a)

品種番号	反復データ			平均
1	33.4	36.2	31.7	33.77
2	41.1	39.1	35.3	38.50
3	29.4	26.8	28.6	28.27
4	32.7	33.0	34.8	33.50
5	24.3	24.6	28.0	25.63
6	24.9	29.5	29.0	27.80

第5表　分散分析表

変動因	自由度	平方和	平均平方	分散比
処理間	5	348.925	69.785	15.227**
処理内	12	55.0	4.583(V_e)	
全体	17	403.925		

V 計算例

オオムギ6品種を3反復の完全無作為化法で配置したときの，a 当たり収量が第4表のとおりであったとする。この場合の分散分析は第5表のようになる。ここで，$k=6$, $s_m=\sqrt{4.583/3}=1.236$, $\nu=12$ であり，平均値を小さい順に並べたものは以下のとおりである。

	$m_{(1)}$	$m_{(2)}$	$m_{(3)}$	$m_{(4)}$	$m_{(5)}$	$m_{(6)}$
品種番号	5	6	3	4	1	2
平均	25.63	27.80	28.27	33.50	33.77	38.50

1 RYAN 法

あらかじめ $m_{(i)}$ と $m_{(j)}$ を比較するための判定基準を求めておく。

$p=j-i+1$, $R_p=s_m\cdot q'\ (6,\ p,\ 12\ ;\ 0.05)$ とおき，付表1で $\nu=12$ の小表から $k=6$ の列の数値を取り出して，それぞれの p に対応する R_p を計算すると以下のようになる。

p	2	3	4	5	6
$q'\ (6,\ p,\ 12\ ;\ 0.05)$	3.92	4.31	4.52	4.66	4.75
R_p	4.85	5.33	5.59	5.76	5.87

まず，$m_{(6)}$ と $m_{(1)}$ すなわち品種2と品種5の比較を行う。平均値の差 12.87 は $R_6=5.87$ より大きいので有意差ありと判定する。同様に品種2と6，品種2と3には有意差が認められる。品種2と4の差 5.0 は $R_3=5.33$ より小さいので，品種 2, 1, 4 の間は有意差なしと判定する。以下，同様の計算によって下の結果を得る (実線が引かれた品種間には有意差がないことを示している)。

品種番号	5	6	3	4	1	2
平均	25.63	27.80	28.27	33.50	33.77	38.50

2 WELSCH 法

まず，隣接する平均値の間の比較を行う。付表2で $\nu=12$, $k=6$, $p=2$ を見ると 3.93 という数値が得られ，これと 1.236 (s_m) との積 4.86 が判定基準となる。隣

接する平均値でこれより大きい差があるのは品種3と4である。したがって，この二つの品種間は有意差ありと判定し，さらにこの2品種を含む範囲，例えば品種6と4，品種3と1なども同時に有意差ありと判定する。この結果，六つの処理平均は品種 5, 6, 3 と品種 4, 1, 2 の2群に分かれることになる。次に，付表2の $\nu=12$, $k=6$, $p=3$ から得られる 4.37 と s_m との積 5.40 を判定基準として品種5と3，品種4と2を比較する。これらの差はいずれも判定基準より小さいので有意差は認められず，RYAN 法と同様の結果が得られる。

引用文献

1）CARMER, S. G. and M. R. SWANSON (1973)：J. A. S. A. 68：66〜74.
2）ISRAEL, E. and K. R. GABRIEL (1975)：ibid. 70：574〜583.
3）松本和夫（1979）：植物防疫 33：170〜175.
4）大竹昭郎（1987）：同上 41：18〜23.
5）大塚雍雄・三輪哲久（1980）：多重比較の手法と計算法，農業技術研究所設計研・研究資料1
6）スネデカー・コクラン（畑村又好ほか訳）（1972）：統計学的方法，原書第6版，岩波書店
7）高木正見（1985）：植物防疫 39：487〜492.
8）WELSCH, R. E. (1977)：J. A. S. A. 72：566〜575.

学界だより

第5回国際植物病理学会議

昭和63年8月20日〜27日
於 国立京都国際会館

○セカンドサーキュラー発行準備進む

昨年6月，ファーストサーキュラーを全世界に向けて発行しました（植物防疫 40巻6号，305頁，1986）。これに対して外国から 1,515 通，国内から 347 通の回答ハガキが事務局に寄せられています。

昨年10月からは，日本植物防疫協会内の国際会議事務局に専任を常駐させ，株式会社インターグループと契約するなど本格的に準備が進められています。

現在，8月中旬の発送を目指して，セカンドサーキュラーの内容のツメが行なわれています。このサーキュラーには，（1） 講演申込の要領とその締切期日（昭和63年2月29日），（2） 会議参加費（1988年4月30日まで4万円，それ以降は4万8千円）の払いこみ要領，（3） 京都のホテルのリストと申込要領，（4） 各種の催しや見学旅行の詳細と申込要領，（5） シンポジウム，招待講演，ポスターセッション，都道府県試験場の成果の展示などの詳細，などが盛りこまれます。

○日本学術会議の主催が決定

かねて申請しておりました日本学術会議の主催が，昭和62年6月16日の閣議で決定されました。これは国際植物病理学会議を我が国で開催することが国の行事としてふさわしいと認められたことであり，準備委員会としてはこの会議を成功させるために，万全の態勢でのぞんでいます。

○岸　日本植物病理学会長，アメリカ植物病理学会総会へ

このところの異常な円高の進行にともない，各地から日本でのホテル代や滞在費についての問い合わせが続いております。これは日本の物価高が実勢以上に諸外国に流布されているためと考えられます。このような事態を是正するため，1987年8月2日からアメリカ合衆国・オハイオ州シンシナチーで開かれるアメリカ植物病理学会大会に岸会長に出席していただき，5th ICPP の準備の進捗状況及び京都の実状を説明してもらうことになりました。本学会の成否をにぎる参加者の数がこれによって増えることが期待されます。

○日本植物病理学会員からの協力金，順調なすべり出し

さきに今年度大会で決定した全学会員への協力金のよびかけに対して，続々と御厚志が寄せられています。大変心強いことと厚くお礼申し上げるとともに，今後とも御声援をお願いいたします。

5th ICPP 事務局
〒170 東京都豊島区駒込1-43-11
日本植物防疫協会内
第5回国際植物病理学会議事務局
Tel 03-944-1561