植物防疫基礎講座
多重比較法とその選び方（1）

多重比較否定論

農林水産省農業環境技術研究所　山村光司

はじめに

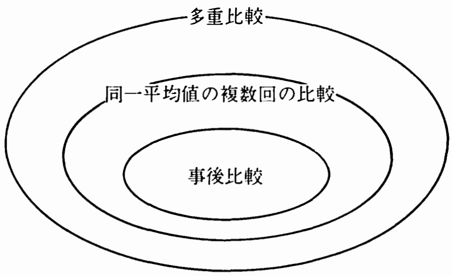
ここ数年の間にパソコンやワークステーションが著しく普及し，それに伴い，これら計算機上で動く様々な優秀な統計ソフトウエアも普及してきた。実際に統計計算を行う際に自分でプログラムを組んだり手計算を行う人は，現在ではかなり少ないのではないかと思われる。市販のソフトウエアで検定を行うときに問題となるのは，「どのように計算したらよいのか」ではなく，むしろ「どの検定法を使えばよいのか」という問題であろう。多重比較法の計算法に関しては，本誌でも何度か解説記事が載せられているが，多重比較法を選ぶ際の基準についてはあまり強調されてこなかったようである（松本，1979；高木，1985；佐々木，1987；大竹，1987；三輪ら，1988）。本連載では，多重比較法の選び方についての一つの考え方を3回に分けて述べてみたい。なお，ここでは，世界的に広く使われており信頼性の高いことから，統計パッケージSAS（Statistical Analysis System）を念頭におき，SAS利用者の便宜も図りたいと思う。

I　多重比較法とは

分散分析によって三つ以上の処理平均に差があるか否かを検定し，その結果，そこに有意差が検出されたとしよう。次には，これらの処理平均のどれとどれの間に有意差があるのかを調べたくなる。このとき，実験の後に事後的に大きな処理平均値と小さな処理平均値を恣意的に取り上げて検定を行うと，「実際には差がないにもかかわらず，たまたま有意差が出てしまう確率」が大きくなる。しかし，たとえ恣意的に選んだとしても，その二つの処理平均値の差の大きさが「その二つの処理間に真に差がないという条件を含むあらゆる帰無仮説のもとで，あらゆる組み合わせで検定を行ったときに，このような差が一つ以上出る確率が，これらのどの帰無仮説のもとでも α 以下である」ぐらいの大きな差であるならば，「その二つの差は α 水準で有意である」ということができる。すなわち，事後的に三つ以上の処理平均値を比較する場合，このように考え得るすべての組み合わせで比較を行ったという状況を想定する場合には，その操作は論理的に正当化されるわけである。通常の分散分析 F 検定では，一つの処理平均値あるいは処理群平均値は，ただ一度だけ比較に使われるだけである。これに対し，今のように考え得るすべての組み合わせで比較を行うときには，同じ一つの処理平均値を複数回比較に用いなければならない。このとき，それぞれの検定を有意水準 α で行うと，複数回の検定のいずれかで有意差を出してしまう確率は α よりも大きくなる。すなわち誤って有意差を出してしまう確率が高まる。このような問題を多重性（multiplicity）の問題と呼ぶ。本稿では Hochberg and Tamhane（1987）の用語法を簡略化し，多重性の問題の生じる比較を多重比較（multiple comparison）と呼ぶことにする。この検定のためには多重性を考慮した特別な検定方法——多重比較法（multiple comparison procedures）と呼ぶ——を使わなければならない。

検定を1回しか行わない場合にも，多重性の問題が生じうるという点には特に留意しておくべきかもしれない。例えば，処理実験全体の分散分析・有意性検定を行わずに，処理平均値をみてから恣意的に一つの組み合わせを取り上げて一回だけ検定を行う場合を考えてみよう。この場合，比較の回数は1回だけではあるが，やはり「多重」比較である。繰り返しになるが，平均値をみてから事後的に比較を行う場合には，すべての帰無仮説ですべての組み合わせで比較を行った場面を想定しなければ，その操作は論理的に正当化されないのである。そういう点で，事後比較（unplaned comparison）では必ず多重比較法を用いなければならない（図-1参照）。Sokal and Rohlf（1981）は，多重比較と事後比較を同義語として扱っているくらいである。ただし，本稿では取り扱わないが，例えば「実験を始める前から，すべての組み合わせごとに検定を行うことに決めていた」というような場面では，すべての組み合わせごとの比較は事前比較（planed comparison）ではあるが，やはり多重比較法を用いなければならない。なぜなら，一つの平均値を複数回比較するという点ではさきほどと同じ状況だからであ

On the Choice of Multiple Comparison Procedures. By Kohji Yamamura



図－1　多重比較と事後比較の包含関係

る。多重比較法を使わなくてもよいのは，実験の前に平方和の分割方式が決まっていて，平方和が相互に独立な部分に分割される場合に限られる。この場合に限り，平均値の参照回数はそれぞれ1回で済み，多重性の問題が生じないための必要条件（十分条件ではない）が満たされる。本稿では事前比較で多重比較となるケースについては扱わないことにする。

多重比較法はしばしば誤った使われ方をしているように見受けられる。その誤用には2種類あるようである。まず第一番目は，多重比較法を使うべきでない場面で多重比較法を使うという誤用である。そして第二番目は，多重比較法を使うべき場面で，不適切な検定法（その代表的なものとしてはLSD法，Duncanの多重範囲検定法などがある）を使用するという誤用である。筆者は，第一番目の誤用を避けるために，データ分析にあたっては，まず最初は「多重比較法を使わない分析」を試みるべきだと考えている。というのは，実験計画の段階できちんと問題整理がなされているかぎり，多重比較法を使用すべき場面は意外と少ないように思われるからである。多重比較法の乱用については，Perry (1986) などが厳しく批判している。今回は，多重比較法を適用すべきでない場面について，具体的な例で考えてみたい。

II　処理が「構造化」されている場合

表-1のデータは，四国農試で行われたハスモンヨトウのフェロモントラップ誘殺実験結果の一部である。地域A, Bが選ばれ，A地域には二つのトラップ，B地域には一つのトラップが設置された。いまトラップを順にA1，A2，B3と名づけておく。表には5月から8月まで，各月ごとに誘殺された総個体数が示してある。このデータにおいて，トラップの誘殺数に差があるか否かを解析したい。まず手始めに，月をブロックと見なして分析を行うことにする。

データ解析にあたって，まず最初に行わなければならないのは「変数変換」である。これは意外と見逃されていることが多いかもしれないが，きわめて重要な操作である。分散分析においては，誤差分散が等しく，かつ正規分布に従うと仮定されている。しかし，平均値が大きくなると，その分散も大きくなるのが普通である。例えば，個体数を問題にする場合，個体数平均が5程度のときには，個体数は0から10程度の範囲を変動すると考えてもおかしくないが，個体数平均が1,005のときに，個体数が1,000から1,010の範囲しか変動しないと考えると，これは明らかにおかしい。平均が大きくなると，個体数のばらつきも大きくなるというのが実態である。つまり分散分析の仮定は満たされていない。統計パッケージは，分散分析や多重比較は簡単に計算してくれるが，それ以前に問題となる「変数変換」方法についてはあまり教えてくれないようである。

表－1　ハスモンヨトウのフェロモントラップ誘殺実験結果

地域	トラップ名	各月の総誘殺数			
		5月	6月	7月	8月
A	A1	10	26	45	356
	A2	8	16	55	341
B	B3	16	48	112	874

変数変換法として，よく用いられるものに「Box-Cox変換」というものがある。これは「べき乗の形」で最適な変換法を探そうとする方法である。具体的には，「変換を行った結果，誤差が等分散正規分布になってしまった」と仮定して最尤推定法により変換式を決定する。佐和（1979）などに紹介されているように，分散分析モデルの誤差項が1種類しかない場合には，分散分析の計算を繰り返し行うことにより比較的容易に変換式をみつけることができる。とはいえ，変換式をみつける際には試行錯誤的に繰り返し計算を行わなければならないので，いずれにせよ面倒である。しかし，事前に予備データがある場合には，Box-Cox変換とは全く異なるやり方で，変換式をみつけることができる。まず予備データからあらかじめ平均と分散の間の関数関係を求めておき，Taylor展開に基づいて近似的に変換式を求めるという方法である。この方法は，Perry (1987) や久野 (1987) などに紹介されている。

上のデータの場合Box-Cox変換を適用すると，「変換べき係数 λ 」の最尤推定値は -0.048 であり，これは対数変換に近い。このため，対数変換後の値に分散分析を適用した。その結果を表-2に示してある。三つのフェロモントラップでの誘殺数には有意な差がみられる。ちなみに，変数変換を行わずに分散分析を適用すると有意差

表-2 データ構造を無視した分散分析表 (対数変換後)

変動要因	平方和	自由度	平均平方	F	確率
モデル全体	25.095	5	5.019	177.96	<0.0001
ブロック(月)	23.384	3	7.795	276.37	<0.0001
トラップ	1.711	2	0.856	30.34	0.0007
誤差	0.169	6	0.0282		
全体	25.264	11			

は出ない。また, 平方根変換でも有意差は出ない。このことからも, 変換式を的確に決めることがいかに重要かがわかる。

さて, これからが問題である。分散分析で 3 トラップの間に有意差が出たので, 次に多重比較法によって, 三つのトラップの間のどれとどれに有意差があるかを検定したくなる。統計パッケージによっては, 分散分析と同時に多重比較法による検定結果まで瞬時に計算してくれるものもある。しかし, これは無批判に多重比較法を用いることを促しているように筆者には思われる。

表-2 の分散分析は次のような分散分析モデルに基づいている。

$$y_{ij}=M_i+T_j+e_{ij} \qquad (1)$$

この式の中で, y_{ij}は第 i 月の第 j トラップで得られたデータ値, M_i は第 i 月の持つ影響成分 (Month), T_j は第 j トラップの持つ影響成分 (Trap), e_{ij} は誤差 (Error) を表している。このモデルではトラップの効果を一まとめにして T_j と扱っている。ところが, 今のデータの場合, 三つのトラップはこのような並列の関係ではない。二つは, 同じ地域 A に置かれたものであり, 残りの一つは別の地域 B に置かれたものである。このようなデータは「構造化された (structured) データ」と呼ばれる。このような構造化されたデータの場合, その構造を無視して分析を行うと大事な情報をロスし, 有意義な結果を引き出せなくなることがある。そこで, 構造を取り込んだ分散分析を行ってみよう。

今の場合, 処理平方和を地域 A, B 間の平方和と地域 A 内の 2 トラップ間の平方和に分ける。まず, 地域 A, B 間の平方和 (SS_{area}) については

$$SS_{area}=8\times(\text{A 地域での平均値}-\text{全体の平均値})^2 +4\times(\text{B 地域での平均値}-\text{全体の平均値})^2$$

これは二つの値の間の分散であるから自由度は 2−1=1 である。A 地域内の 2 トラップ間の平方和 (SS_{trapA}) については

表-3 処理のデータ構造を考慮した分散分析表 (対数変換後)

変動要因	平方和	自由度	平均平方	F	確率
モデル全体	25.095	5	5.019	177.96	<0.0001
ブロック(月)	23.384	3	7.795	276.37	<0.0001
トラップ	1.711	2	0.856	30.34	0.0007
地域 AB 間	1.673	1	1.673	59.33	0.0003
地域 A 内	0.038	1	0.038	1.35	0.2901
誤差	0.169	6	0.0282		
全体	25.264	11			

$$SS_{trapA}=4\times(\text{A1 トラップの平均値}-\text{A 地域での平均値})^2 +4\times(\text{A2 トラップの平均値}-\text{A 地域での平均値})^2$$

これも自由度は 2−1=1 である。全トラップ間の全体の平方和 SS_{all_trap} は

$$SS_{all\_trap}=4\times(\text{A1 トラップの平均値}-\text{全体の平均値})^2 +4\times(\text{A2 トラップの平均値}-\text{全体の平均値})^2 +4\times(\text{B3 トラップの平均値}-\text{全体の平均値})^2$$

この値 1.711 は既に表-2 に与えられている。この平方和は三つの間の分散なので自由度は 3−1=2 である。SS_{trapA} の計算で, A 地域の平均値を用いているため, ここに次の関係が成り立っている。

$$SS_{all\_trap}=SS_{area}+SS_{trapA}$$

平方和がより細かく分割されたわけである。同時に自由度もうまく分割されており, したがって, Cochran の定理により, この二つの平方和は互いに「独立」となる。このため, それぞれ所定の有意水準 α で検定を行うことができる。このようにして求めた分散分析表が表-3 である。この表より得られる結論を列挙すると, 次のとおりである。

① 使用したモデルは有意である (Pr<0.0001)
② 月 (ブロック) は有意な影響を持っている (Pr<0.0001)
③ トラップ間に有意な差がある (Pr=0.0007)
④ 地域 A, B 間で有意な差がある (Pr=0.0003)
⑤ A 地域内の 2 トラップ間では有意な差はない (Pr=0.2901)

ここで用いた分散分析モデルを式で書き表すと次のとおりである。

$$y_{ijk}=M_i+A_j+T_{jk}+e_{ijk} \qquad (2)$$

この式の中で，y_{ijk}は第i月の第j地域の第kトラップで得られたデータ値，M_iは第i月の持つ影響成分(Month)，A_jは第j地域の持つ影響成分(Area)，T_{jk}は第j地域の第kトラップの持つ影響成分(Trap)，e_{ijk}は誤差(Error)を表している。上の(1)のモデルではT_jとして一括して取り扱われていた効果が，今度はさらにA_jとT_{jk}に細分化され，詳細な分析が加えられたわけである。

ただし，ここで結果の表現に関して注意すべきことが一つある。今のデータでは，地域A内の2トラップ間に有意差がなかったので問題はないのだが，場合によっては，地域A内の2トラップ間で有意差が生じ，逆に地域Aと地域Bの間に有意差が生じないことも理屈上は起こり得る。この場合，「地域Aと地域Bの間に有意差がなく，地域A内のトラップで有意差がある」と述べてもあまり意味がないかもしれない。なぜなら，地域A内に異質なトラップが存在しているのであるから，その平均値を問題にしても通常あまり意味がないと考えられるからである。このような場合には，「三つのトラップ間で有意差がある」という結論でストップし，それ以上は何もいわないのが妥当であろう。あるいは，この場合，データ構造の設定が間違っていた可能性があるので，後述の多重比較法で事後的に検定しなおすのも一つの方法である。

残念なことに，統計パッケージの多くのものは，このような「構造化」されたデータの分散分析を自動的には行ってくれないようである。しかし，SASでは，このような計算もごく簡単に実行してくれる。上のデータの場合，次のようなプログラムとなる。

```
data;
    input m a $ t y @@;
    y=log(y);
cards;
    5 A 1  10  5 A 2  8   5 B 3  16
    6 A 1  26  6 A 2  16  6 B 3  48
    7 A 1  45  7 A 2  55  7 B 3  112
    8 A 1  356 8 A 2  341 8 B 3 874
  ;
proc glm;
    class m a t;
    model y=m a t(a)/ss1;
run;
```

input文では順番に月(m)，地域(a)，トラップ(t)，個体数(y)を読み込んでいる。地域はA，Bという文字で読み込みたいため，「a」のあとに「$」という印をつけている。「input」文の最後の「@@」はデータを同じ行から複数続けて読み込むように命令している。「input」文の次の「y=log(y)」は対数変換を指定している。「cards」から「；」まではデータを記入してある。SASには分散分析を行うためのいくつかのサブルーチン（プロシジャと呼ばれている）があるが，ここではプロシジャglmを用いている。まず，「proc glm」でその使用を宣言した後，分類変数を「class」ステートメントで指定する。その後に，分散分析のモデルを指定する。ここでは，m, a, tの三つを指定するが，地域(a)とトラップ(t)は包含関係にあることに注意して「t(a)」と記述する。modelステートメントの最後にオプションとして「ss1」と記載しているのは，「タイプ1の平方和」を使えという指定である。今の例では，この指定はあってもなくても結果は同一である。詳しくはSAS/STATのマニュアルや高橋ら(1989)を参照していただきたいと思う。

SASなどを使うことのできない状況にある人は，自分で独自のプログラムを組んで（あるいは手計算で）計算しなければならないが，その場合の具体的な計算方式については，ソーカル・ロルフ著「生物統計学」も参考になる。

Ⅲ　処理が「定量化」されている場合

今，データが構造化され包含構造を持つ場合を取り扱った。実験処理が定量的な情報を含んでいる場合も，その情報を生かした分析を行うべきことが多い。例えば，三つの温度条件で生物の反応を調べたような実験では，これら三つの実験処理は並列な関係ではない。先のフェロモントラップのデータの場合も，「月」の四つの水準（5月，6月，7月，8月）は並列な関係ではなく，「時間順序」という重要な情報を持っている。このような定量的な情報を持つ場合，定量的な情報を取り込んだ分析（=回帰分析）を考慮してみることが薦められる。そもそも，回帰分析において独立変数（xと記する方の変数）が位置の情報を失っている特殊なケースがいわゆる「分散分析」である。いまの場合，はじめからわざわざ分散分析まで分析レベルを落とす必要もなかろう，というわけである。分散分析の場合は一つの独立変数xの値に対し必ず複数の測定値が存在するので，以降はこのような

ケースに絞って考えてみよう。説明のために先ほどの例を再び取り上げ,「月」を単なるブロックとして取り扱わずに，これも一つの処理因子として詳細な分析を加える。

回帰分析においては，データのばらつきを説明するために，ある関係式をデータにあてはめる。この操作は，データのばらつきを，その関係式によって説明される部分と，説明されない部分に分けるということである。このために，まずどのような関係式の形を用いるかを決めなければならない。「真の関係式の形がはじめから判明している」という特殊な場合にはそれを使えばよいが，よほどの根拠のない限り，まずこれらの処理平均値をすべて通るモデル（飽和モデル saturated model, maximal model）を当てはめて，この飽和モデルで説明できない部分を誤差変動とみるべきであろう。これは普通の分散分析を行うことと同じである。例えば今のフェロモントラップデータの場合，四つの点があるので，3 次式（$y=a+bx+cx^2+dx^3$）を使えばすべての 4 点を通すことができる。次に,「月」の持つ情報をより詳しく分析するために，1 次式と 2 次式を当てはめてみよう。1 次式は 2 次式の特殊なケースであり，2 次式は 3 次式の特殊なケースである。つまりこれら三つの式は包含関係にある。まず 1 次式を当てはめ，説明される平方和の増加分を計算する。次に 2 次式を当てはめ，1 次式の場合と比べて平方和がどれだけ増加したかを計算する。さらに 3 次式を当てはめ，2 次式の場合と比べて平方和がどれだけ増加したかを計算する。この操作により，「月」の平方和が,「1 次の項をつけ加えることによって説明される部分」「2 次の項をつけ加えることによって説明される部分」「3 次の項をつけ加えることによって説明される部分」の三つの排他的な部分に分割される。また，各段階で線型パラメータ数が一つずつ増している（射影行列の rank が一つずつ増している）ので，これらはそれぞれ自由度 1 の平方和となっている。したがって，Cochran の定理により，これらの平方和は相互に独立であり，それぞれの項の有意性を所定の有意水準 α で検定することができる。1 次式，2 次式，3 次式といった多項式を順番に当てはめると，そのようなメリットがある。もっとも，このような条件を満たすモデル系列はほかにいくらでも考えられる。しかし，これら逐次的な多項式は，未知の真の関数関係を Taylor 展開により近似的に表す方式として一般性があるため，モデルの選択があまり恣意的でなく，そういう点で最も具合がよいであろう。

この回帰分析の結果は表 4 に示されている。また，図-2 は月の効果をグラフに表したものである。この表とグラフを用いれば，表 3 で得られた五つの結論のほかに，次のような結論をつけ加えることができる。

表-4　処理のデータ構造，ブロックの量的位置を考慮した分散分析表（対数変換後）

変動要因	平方和	自由度	平均平方	F	確率
モデル全体	25.095	5	5.019	177.96	<0.0001
ブロック(月)	23.384	3	7.795	276.37	<0.0001
1 次成分	22.335	1	22.334	791.89	<0.0001
2 次成分	0.853	1	0.853	30.26	0.0015
3 次成分	0.196	1	0.196	6.97	0.0386
トラップ	1.711	2	0.856	30.34	0.0007
地域 AB 間	1.673	1	1.673	59.33	0.0003
地域 A 内	0.038	1	0.038	1.35	0.2901
誤差	0.169	6	0.0282		
全体	25.264	11			

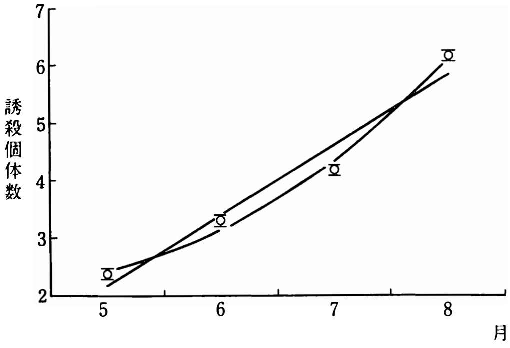


図-2　月とトラップ誘殺数（自然対数）の関係．1 次と 2 次の多項式を当てはめてある．各プロットは各月の誘殺数平均値であり，上下の横線はその標準誤差を示す．

⑥　月が経過するにつれて，誘殺数（対数）は有意に上昇してゆく（Pr<0.0001）。

⑦　5 月から 8 月にかけての誘殺数が上昇する際の形は有意に下に凸形である。つまり，上昇は対数レベルで加速的な傾向がある（Pr=0.0015）。

⑧　月の効果は，1 次項，2 次項で説明できない成分も持っている（Pr=0.0386）。

SAS では，これらの計算は先ほどのプログラムの一部を次のように変更することによって計算できる。

```
proc glm ;
    class a t ;
    model y=a a(t) m m*m m*m*m/ss1 ;
run ;
```

「月」を分類変数でなく量的変数として扱うために，さきほどのプログラムの「class」ステートメントから「m」を外した。そして，月の1次項「m」，2次項「m*m」，3次項「m*m*m」を分散分析の「model」ステートメントの中に加えたわけである。今の場合，「model」ステートメントのオプションの「ss1」は必須である。

実験の目的によっては，このような回帰分析を用いることが妥当でない場合もある。例えば，5月と6月の違いの有意性や，5月と8月の違いの有意性などを問題にしなければならない場合もあるであろう。その場合には次回に述べる多重比較法を用いることになる。しかし，上のような回帰分析はまず試みる価値があると思われる。

なお，回帰分析の際には，よほどの理由のない限り基本的にまず飽和モデルを当てはめ，その残差（すなわち一般の分散分析の残差；純誤差 pure error とも呼ばれる）により誤差分散を推定すべきであることを繰り返し強調しておきたい。例えば安易に直線回帰を行ったりすると，勝手な直線モデルを仮定して誤差分散を評価していることになり，具合が悪いことが生じると思われる。

引用文献

1) Hochberg, Y. and A. C. Tamhane (1987) : Multiple Comparison Procedures, Wiley.
2) 久野英二 (1986)：動物の個体群動態研究法 I—個体数推定法—，共立出版.
3) 松本和夫 (1979)：植物防疫　33：170〜175.
4) 三輪哲久・佐々木昭博・大塚雍雄 (1988)：同上　42：351〜356.
5) 大竹昭郎 (1987)：同上　41：18〜23.
6) Perry, J. N. (1986) : J. Econ. Entomol. 79 : 1149〜1155.
7) ——— (1987) : Appl. Statist. 36 : 15〜21.
8) SAS Institute (1990) : SAS/STAT ユーザーズガイド Release 6.03 Edition. SAS 出版局.
9) 佐々木昭博 (1987)：植物防疫　41：289〜294.
10) 佐和隆光 (1979)：回帰分析，朝倉書店.
11) Sokal, R. R. and E. J. Rohlf (1973) : Introduction to Biostatistics (藤井宏一訳「生物統計学」, 1983, 共立出版)
12) ———・——— (1981) : Biometry, 2nd edition, Freeman.
13) 高木正見 (1985)：植物防疫　39：487〜491.
14) 高橋行雄，大橋靖雄，芳賀敏郎（竹内啓監修）(1989)：SAS による実験データの解析，東京大学出版会.

(12ページより続く)
張所防疫管理官に　田邉精三氏（国際課防疫管理官）は小牧出張所長に　松田勝氏（四日市出張所長）は国際課防疫管理官に　勅使川原伸氏（南部出張所長）は国際課防疫管理官に　竹尾和喜雄氏（蒲郡出張所長）は国内課防疫管理官に　久米勝美氏（国内課防疫管理官）は西部出張所防疫管理官に　鴻池佳文氏（国際課防疫管理官）は四日市出張所防疫管理官に　國政健一氏（小牧出張所防疫管理官）は神戸植物防疫所広島支所尾道出張所防疫管理官に

○神戸植物防疫所
(4月1日付)
近藤巨夫氏（門司植物防疫所長）は神戸植物防疫所長に　渡辺直氏（業務部国際第二課長）は調整指導官に　清水憲治氏（調整指導官）は業務部国際第二課長に　渡辺義明氏（国内課防疫管理官）は舞鶴出張所長に　合田俊彦氏（坂出支所防疫管理官）は松山出張所長に　須々木孝雄氏（坂出支所松山出張所）は業務部国際第一課防疫管理官に　佐伯聡氏（那覇・国内課防疫管理官）は業務部国際第一課防疫管理官に　牧口覚氏（那覇・国内課防疫管理官）は業務部国内課防疫管理官に　平松正氏（大阪支所防疫管理官）は業務部国内課防疫管理官に　松村文浩氏（業務部国際第一課防疫管理官）は伊丹支所防疫管理官に　藤本弘光氏（伊丹支所防疫管理官）は大阪支所防疫管理官に　森章氏（尼崎出張所長）は広島支所防疫管理官に　国政健一氏（名古屋・小牧出張所防疫管理官）は広島支所尾道出張所防疫管理官に　東山西晴氏（業務部国際第一課防疫管理官）は坂出支所防疫管理官に　大石修三氏（広島支所防疫管理官）は坂出支所松山出張所防疫管理官に
(3月25日付)
天畠徹也氏（広島支所平生出張所長）は広島支所尾道出張所長に　青木文人氏（伊丹支所防疫管理官）は広島支所平生出張所長に　砂川雅美氏（広島支所尾道出張所長）は伊丹支所防疫管理官に
(4月1日付)
弘田祐一氏（大阪隊支所舞鶴出張所長）は広島支所次長に　稲生正行氏（業務部国際第二課調査第2係長）は大阪支所岸和田出張所防疫管理官に　阪口忠史氏（業務部国内課防除係長）は那覇国内課防疫管理官に
(4月1日付)
前田篤實氏（神戸植物防疫所長）は退職

○門司植物防疫所
(3月31日付)
阿南浩氏（調整指導官）は退職　三宅宣弘氏（福岡支所板付出張所長）は退職
(4月1日付)
田中東明氏（福岡支所伊万里出張所長）は調整指導官に　坂本富氏（国際課輸入第3係長）は鹿児島支所細島出張所長に　羽生道則氏（国際課輸入第2係長）は鹿児島支所防疫管理官に　武原清二氏（名瀬支所国内係長）は福岡支所防疫管理官に　馬場興市氏（福岡支所長崎出張所長）は福岡支所板付出張所長に　帯田則義氏（国際課防疫管理官）は福岡支所長崎出張所長に　徳田洋輔氏（福岡支所三池出張所長）は鹿児島支所防疫管理官に　橋本孝幸氏（福岡支所板付出張所防疫管理官）は福岡支所防疫管理官に　保木利昭氏（福岡支所防疫管理官）は福岡支所板付出張所防疫管理官に　大平隆満氏（福岡支所防疫管理官）は福岡支所板付出張所防疫管理官に　大久保邦彦氏（横浜・調査研究部企画調整課防疫管理官）は福岡支所佐世保出張所長に　田代好氏（福岡支所佐世保出張所長）は長崎出張所防疫管理官に　太田正穂氏（鹿児島支所細島出張所長）は福岡支所伊万里出張所長に　中原松美氏（経済局国際部国際協力課海外技術協力官）は国際課防疫管理官に