

Solutions

Question 1

- (i) 分散分析の“修正項”は  $\frac{877.8^2}{25} = 30821.3136$  なので

全平方和は  $32186.08 - 30821.3136 = 1364.7664$  で、自由度は  $25 - 1 = 24$ .

方法の平方和は

$$\frac{213.6^2}{8} + \frac{185.0^2}{5} + \frac{170.8^2}{4} + \frac{170.8^2}{4} + \frac{137.6^2}{4} - 30821.3136 = 1046.5664 \quad (\text{自由度 } 4)$$

残差平方和とその自由度は引き算で得られる.

よって完全な分散分析表は以下ようになる.

SOURCE OF VARIATION	DEGREES OF FREEDOM	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F value
Methods	4	1046.5664	261.6416	16.45
Residual	20	318.2000	15.91	$= \hat{\sigma}^2$
TOTAL	24	1364.7664		

$F_{4,20}$  によると  $F$  値は非常に高有意である. 上側 0.1% 限界点が 7.10 なので, 方法間の平均の違いには極めて強い証拠があると言える.

この分析の基礎となるモデルは

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

である. ただし,  $y_{ij}$  は  $i$  番目の方法で得られた  $j$  番目の結果を,  $\mu$  は結果に対する全体の母平均を,  $\alpha_i$  は  $i$  番目の方法による結果と  $\mu$  との差の母平均を,  $\varepsilon_{ij}$  は独立に正規分布

$N(0, \sigma^2)$  ( $\sigma^2$  は定数) に従うランダムな残差を表す.

- (ii) 方法 S と方法 A の生産量平均はそれぞれ 26.7 と 37.0 で, それぞれ 8 つの観測値, 5 つの観測値の平均である. それゆえ, 平均間の差の分散は,  $\sigma^2$  を各生産量の分散としたときに  $(\frac{1}{8} + \frac{1}{5})\sigma^2$  となる. これは  $(\frac{1}{8} + \frac{1}{5}) \times 15.91 = 5.17075$  で推定される.

$t_{20}$  の両側 5% 点は 2.086 であるから, 真の平均の差 A-S の 95% 信頼区間は

$$10.3 \pm 2.086\sqrt{5.17075} = (5.56, 15.04)$$

(iii) 各残差は以下のとおり.

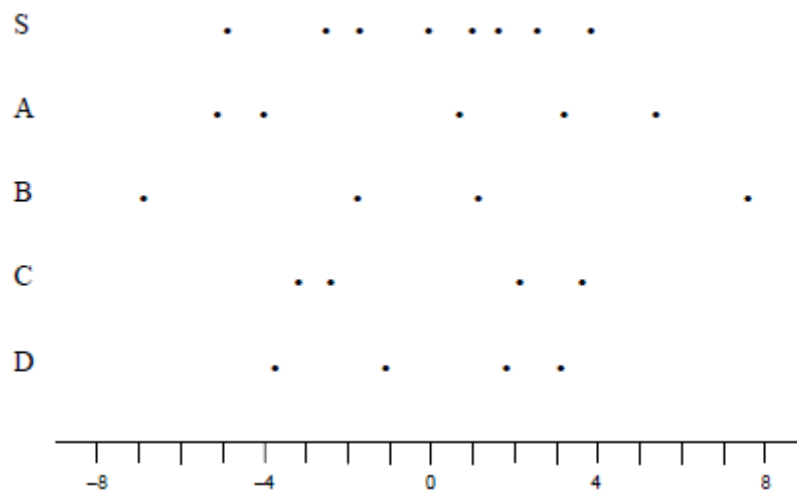
A: -5.2, 0.7, -4.1, 3.2, 5.4

B: -7.0, -1.8, 7.7, 1.1

C: -2.5, -3.2, 3.6, 2.1

D: -3.8, -1.1, 1.8, 3.1

(iv)



分散は一定とは言えなさそうだ (たとえば, B の観測は C や D の観測よりもかなりばらついている). 正規性もなさそうだ——正規分布に従うとみなしたように 0 付近に集まっている方法は部分的にしか見られない.

Question 2

- (i) モデルは  $Y = \beta X + \gamma Z$  で、観測値を  $(x_i, y_i, z_i)$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) とする.

$$S = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta x_i - \gamma z_i)^2 \text{ が最小になるときを考える.}$$

微分したものが 0 に等しくなるように定めればよい。(厳密には、最小値をとることを示すために 2 階微分の確認もするべきだが、ここでは省略する.)

$$\frac{\delta S}{\delta \beta} = -2 \sum x_i (y_i - \beta x_i - \gamma z_i) \text{ なので, これが 0 になるとき } \sum x_i y_i = \hat{\beta} \sum x_i^2 + \hat{\gamma} \sum x_i z_i.$$

$$\frac{\delta S}{\delta \gamma} = -2 \sum z_i (y_i - \beta x_i - \gamma z_i) \text{ なので, これが 0 になるとき } \sum z_i y_i = \hat{\beta} \sum x_i z_i + \hat{\gamma} \sum z_i^2.$$

これらの方程式は次のように共に解くことができる.

第 1 式に  $\sum z_i^2$  をかけ、第 2 式に  $\sum x_i z_i$  をかけると

$$\sum x_i y_i \sum z_i^2 = \hat{\beta} \sum x_i^2 \sum z_i^2 + \hat{\gamma} \sum x_i z_i \sum z_i^2$$

$$\sum z_i y_i \sum x_i z_i = \hat{\beta} (\sum x_i z_i)^2 + \hat{\gamma} \sum z_i^2 \sum x_i z_i$$

辺々引いて、以下を得る.

$$\hat{\beta} = \frac{\sum x_i y_i \sum z_i^2 - \sum x_i z_i \sum z_i y_i}{\sum x_i^2 \sum z_i^2 - (\sum x_i z_i)^2}$$

同様にして、第 1 式に  $\sum x_i z_i$  をかけたものから第 2 式に  $\sum x_i^2$  をかけたものを引くことによって、以下を得る.

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum z_i y_i \sum x_i^2 - \sum x_i z_i \sum x_i y_i}{\sum x_i^2 \sum z_i^2 - (\sum x_i z_i)^2}$$

- (ii) (a) (i) のすべての  $Z$  を単に  $X^2$  で置き換えればよい. 各推定量は

$$\hat{\beta} = \frac{\sum x_i y_i \sum x_i^4 - \sum x_i^3 \sum x_i^2 y_i}{\sum x_i^2 \sum x_i^4 - (\sum x_i^3)^2}, \quad \hat{\gamma} = \frac{\sum x_i^2 y_i \sum x_i^2 - \sum x_i^3 \sum x_i y_i}{\sum x_i^2 \sum x_i^4 - (\sum x_i^3)^2}$$

となる.

- (b)  $X^2$  を独自の変数として扱うことによって  $Y, X, X^2$  についてのデータの列 (それぞれ  $n$  行) を定める.

コンピュータプログラムを用いてモデル  $Y = \beta X + \gamma X^2$  にあてはめよ (これは、プログラムのどんな“回帰の定数項”オプションも利用しないことによって達成されるだろう).

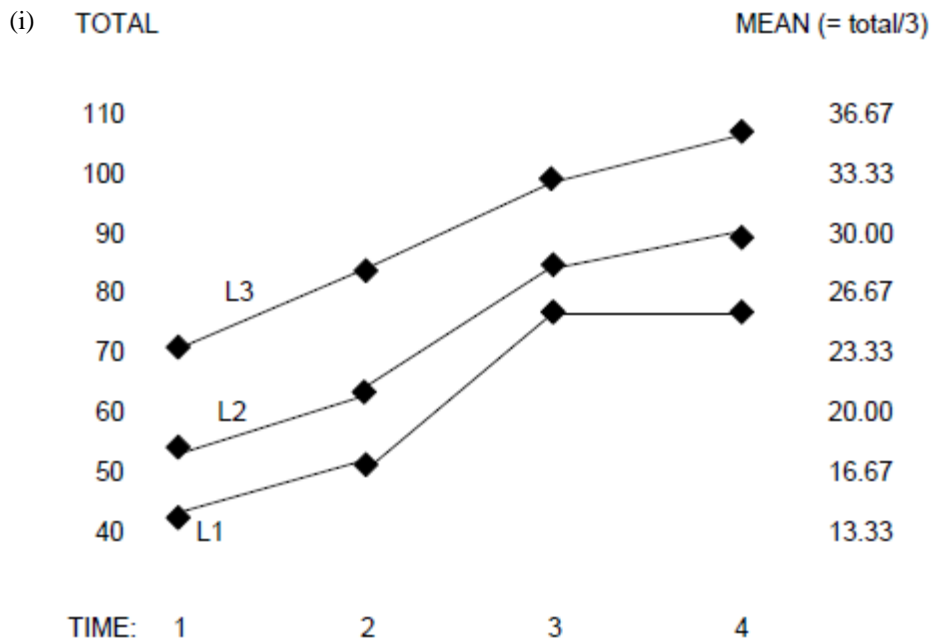
また、コンピュータプログラムを用いてモデル  $Y = \alpha + \beta X + \gamma X^2$  にもあてはめよ（このとき、“回帰の定数項” オプションはデフォルトである）。出力（つまり、 $\alpha$  の推定量の値と標準誤差）の情報を用いて  $\alpha = 0$  に対する通常の  $t$  検定を実行せよ。

各モデルにおいて、通常の  $F$  検定によって全体の回帰適合度を確認し、回帰平均平方と残差平均平方を比較せよ。 $R^2$  値も参考になるかもしれない。

そして各モデルの残差を見よ。パターン（ランダムな正規分布的な観測のように見えるか?）と残差の大きさを比較せよ。系統的なパターンの兆候や湾曲があるだろうか。

最後に、出力で識別される、影響力のあるデータの項を確認せよ。

Question 3



(ii) 分散分析の“補正項”は  $\frac{891^2}{36} = 22052.25$  である.

全平方和(1596.75)はその自由度(35)とともに問題文中に与えられている.

ブロックの平方和は

$$\frac{265^2}{12} + \frac{294^2}{12} + \frac{332^2}{12} - 22052.25 = 188.17 \quad (\text{問題文中の表より, 自由度 } 2)$$

時刻(T)の平方和は

$$\frac{166^2}{9} + \frac{196^2}{9} + \frac{258^2}{9} + \frac{271^2}{9} - 22052.25 = 834.08 \quad (\text{自由度 } 3)$$

レベル(L)の平方和は

$$\frac{245^2}{12} + \frac{289^2}{12} + \frac{357^2}{12} - 22052.25 = 530.67 \quad (\text{自由度 } 2)$$

“処理”の全平方和は問題文中で与えられている(1375.42)ので, 引き算により  $T \times L$  の交互作用の全平方和は  $1375.42 - 834.08 - 530.67 = 10.67$  と求められ, これは自由度  $3 \times 2 = 6$  を持つ.

残差平方和と残差の自由度は引き算で得られる.

よって完成した分散分析表は以下のようなになる.

SOURCE OF VARIATION	DEGREES OF FREEDOM	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE
Blocks	2	188.17	94.085	62.4
T	3	834.08	278.027	184.5
L	2	530.67	265.335	176.1
T × L	6	10.67	1.778	1.2
Treatments	11	1375.42		
Residual	22	33.16	1.507	
TOTAL	35	1596.75		

- (iii)  $F$  値は各  $F$  分布を参照する.  $T$  と  $L$  の  $F$  値はかなり高有意である.  $T \times L$  の交互作用の  $F$  値は有意でない ( $F_{6,24}$  の上側 5%棄却点は 2.51 である). ブロック間に全体的な差異がある (から, 無作為化ブロックを設定して実験を行った価値があった) という非常に強い証拠があり, 時刻( $T$ )の平均間及びレベル( $L$ )の平均間の差異もあるが, これらの効果の交互作用には証拠はない, と結論づけられる.

データの検査や(i)で描いたグラフの検査を見ると, 全時刻における  $L1$  から  $L2, L3$  までの収穫量, および全レベルにおける  $T1$  から  $T2, T3, T4$  までの収穫量が増加している (このデータセットでは, 実際にはレベル  $L1$  では  $T3$  から  $T4$  までは同じままであるが, 実際の交互作用の証拠はない.) ことが読み取れる.

Question 4

サンプル内の不良品の数を  $X$  とする.

- (i) 方法 I では,  $X \sim B(24, 0.1)$  とみなせる.

$$\begin{aligned} P(\text{不合格}) &= P(X \geq 3) = 1 - P(X = 0, 1, 2) \\ &= 1 - \left( 0.9^{24} + 24 \cdot 0.1 \cdot 0.9^{23} + \frac{24 \times 23}{2} \cdot 0.1^2 \cdot 0.9^{22} \right) = 0.4357 \end{aligned}$$

- (ii) 方法 II では,  $X \sim B(12, 0.1)$  とみなせる.

(a)  $P$ (1回目のサンプルを抜き取るだけでバッチが合格となる)

$$= P(X = 0) = 0.9^{12} = 0.2824$$

(b)  $P$ (1回目のサンプルを抜き取るだけでバッチが不合格となる)

$$\begin{aligned} &= P(X \geq 3) = 1 - P(X = 0, 1, 2) \\ &= 1 - \left( 0.9^{12} + 12 \cdot 0.1 \cdot 0.9^{11} + \frac{12 \times 11}{2} \cdot 0.1^2 \cdot 0.9^{10} \right) \\ &= 0.1109 \end{aligned}$$

- (c) 両サンプルが抜き取られた後バッチが不合格となるのは,

1 回目のサンプルに不良品が 1 個, 2 回目のサンプルに不良品が 2 個以上あるときか,  
1 回目のサンプルに不良品が 2 個, 2 回目のサンプルに不良品が 1 個以上あるとき.

よって求める確率は,

$$\begin{aligned} &P(X = 1)P(X \geq 2) + P(X = 2)P(X \geq 1) \\ &= (12 \cdot 0.1 \cdot 0.9^{11}) \left\{ 1 - (0.9^{12} + 12 \cdot 0.1 \cdot 0.9^{11}) \right\} + \left( \frac{12 \times 11}{2} \cdot 0.1^2 \cdot 0.9^{10} \right) (1 - 0.9^{12}) \\ &= 0.1284 + 0.1651 = 0.2935 \end{aligned}$$

- (iii) 方法 II を採用したときにバッチが不合格となる全体の確率は, (ii)(b),(c) より  
 $0.1109 + 0.2935 = 0.4044$  である. 方法 I の方がわずかに高い確率  $0.4357$  を与える. (iv) の最後のコメントを見よ.

- (iv) (ii)(a),(b)の結果から, 方法 II において, 1 回だけのサンプルの後に決定する確率は  
 $0.2824 + 0.1109 = 0.3933$  だとわかる. よって 2 回目のサンプルが必要な確率は  
 $1 - 0.3933 = 0.6067$

$\therefore$  方法 II におけるサンプルサイズの平均  $= 12 \times 0.3933 + 24 \times 0.6067 = 19.28$

このように，方法Ⅱはサンプルサイズの平均が方法Ⅰよりも5近く少ない．さらに (iii) を見ると)，方法Ⅱにおけるバッチが不合格となる確率は方法Ⅰにおける確率よりかなり小さいというわけではない．だから，サンプルサイズの平均が小さく，棄却率がほんのちよっと小さいだけの方法Ⅱが好ましいと考えられる．