

# 相互標定 및 獨立모델法에서의 內的信賴性 分析

## Analysis of the Internal Reliability in Relative Orientation and Independent Model Method

楊 寅 台\*  
Yang In-Tae

### 要 旨

본 논문에서는 過大誤差를 檢出하는 방법과 相互標定 및 獨立모델法과 같은 寫眞測量의 조정에서 標定點들의 수와 분포가 內的信賴性에 미치는 영향을 기술하였다.

相互標定에서의 기본적인 6點과 獨立모델法에서의 기본적인 4點의 이용은 內的信賴性이 낮으며, 이 분포로서는 관측점에 포함된 過大誤差를 檢出할 수 없다. 이와 같은 한點씩 대신 2點 또는 3點을 群集으로 사용하면 內的信賴性을 크게 향상시킬 수 있다.

### ABSTRACT

This paper presented the procedures for detecting gross errors, and described the influence of the number and distribution of points on the internal reliability in photogrammetric adjustment, such as relative orientation and independent model method.

The use of the standard six points for relative orientation and the regular four points for independent model method result in low internal reliability. With such a distribution, gross errors in measured points might not be detected. But using cluster of double or triple points instead of individual point, internal reliability improves remarkably.

### 1. 序 論

寫眞測量에서의 관측값에 포함되는 誤差는 偶然誤差(random error), 定誤差(systematic error) 및 過大誤差(gross error)로 나눌 수 있으며, 이들 오차의 복합된 영향에 의해 사진 측량 결과값의 正確度는 좌우된다. 偶然誤差는

정규분포를 이루며 서로 독립이기 때문에 精密度의 개념과 관련이 있다.<sup>(1)</sup> 定誤差는 어떤 일정한 법칙을 따르므로 수학적 모델 선택에 의존하며 오늘날 사진측량에서 정오차를 제거하기 위해 개발된 誤差모델로 조정된 좌표값의 精密度는 寫眞縮尺에 대해 2~3 $\mu$ m까지 도달하고 있다.<sup>(2)</sup> 過大誤差는 blunder의 영향으로서 信賴性(reliability) 개념과 밀접한 관계를 갖고있다.

信賴性 이론은 일정 확률에서 검출할 수 있는 過大誤差의 下限界(lower bounds)로 표시되는 內的信賴性(internal reliability)과 검출되지 못

\*江原大學校 工科大學 助教授

하고 남은 過大誤差가 결과값에 미치는 영향을 나타내는 外的信賴性(external reliability)으로 나누어 진다.<sup>3)</sup>

본 연구에서는 관측값에 포함된 過大誤差를 검출하는 內的信賴性만을 다루고 있으며, 內的信賴性을 향상시키기 위한 표정점의 數와 분포를 고찰하는 데 목적이 있다. 寫眞測量에서 가장 기본적이며 많이 이용되고 있는 解析的相互標定과 獨立모델法의 높이調整, 平面調整에 적용하였을 때, 內的信賴性을 향상시킬 수 있는, 즉 過大誤差의 크기가 작아도 검출할 수 있는 표정점분포를 제시하고자 한다. 여기에서의 표정점은 사진좌표, 모델좌표의 중점합점, 횡점합점을 의미하며 따라서 한장의 사진 또는 한 모델내에서의 點의 분포를 분석하였다.

## 2. Blunder 檢出을 위한 假說檢定

### 2.1 數學的 모델

사진측량에서의 數學的 線型모델은 다음식과 같다.

$$l = Ax + e : \Sigma = \sigma_0^2 Q \quad (1)$$

여기에서  $l$ 은  $n$ 개의 관측값  $l_i$ 에 의한 관측값벡터,  $x$ 는  $u$ 개의 미지수벡터,  $A$ 는 design행렬,  $e$ 는 참오차벡터,  $\Sigma$ 는 관측값의 분산행렬,  $\sigma_0^2$ 은 단위경중율의 분산인자, 그리고  $Q$ 는 관측값의 경중율계수행렬이다.

$i$ 번째 관측값에 포함된 過大誤差를  $Vli$ 라 하면  $Vl^T = [0, 0, \dots, Vli, 0, \dots, 0]$ 이므로, 歸無假說  $H_0$ 는<sup>4)</sup>

$$H_0 : E(l|H_0) = Ax \quad (2)$$

또한 對立假說  $H_a$ 는

$$H_a : E(l|H_a) = E(l|H_0) + Vl = Ax + h_i Vli \quad (3)$$

이다. 여기에서 관측값에 過大誤差의 영향을 나타내는 벡터  $h_i^T = [0, 0, \dots, 1, 0, \dots, 0]$ 이다.

對立假說로 표현된 관측값에서의 過大誤差  $Vl$ 이 推定量에 미치는 영향은 다음식으로 표현된다.<sup>5)</sup>

$$\nabla \hat{x} = Q_{xx}^{-1} A^T Q^{-1} \nabla l = \frac{(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1}}{\sigma_0^2} \quad (4)$$

$$A^T Q^{-1} \nabla l$$

$$\nabla \hat{i} = Q_{ii}^{-1} Q^{-1} \nabla l = \frac{A(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} A^T}{\sigma_0^2} Q^{-1} \nabla l \quad (5)$$

$$\nabla \hat{v} = Q_{vv}^{-1} Q^{-1} \nabla l$$

$$= \frac{\Sigma - A(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} A^T}{\sigma_0^2} Q^{-1} \nabla l \quad (6)$$

過大誤差  $Vl$ 이 殘差  $v$ 에 미치는 영향  $\nabla \hat{v}$ 는  $E(\hat{v})=0$ 이어야 하므로, 殘差를 분석하여 過大誤差의 크기에 관한 推定量을 얻을 수 있으며 따라서  $\hat{i}$ 와  $\hat{x}$ 에의 영향도 추정할 수 있다.

(6)식을  $\nabla \hat{v} = R \nabla l$ 이라 간단히 표기하고 관측값  $li$ 에 오차가 포함되었다면 殘差  $vi$ 로 부터 오차의 크기에 推定量  $\hat{v}li$ 를 얻을 수 있다.

$$\hat{v}li = \frac{\sqrt{\hat{i}}}{r_i} \quad (7)$$

冪等行列(idempotent matrix)인  $R$ 행렬은 관측오차가 殘差에 미치는 영향과 관련된 모든 정보를 포함하고 있으며, 실제관측값없이 행렬  $A$ 와 분산행렬  $\Sigma$ 만에 의해 결정되므로 관측시스템을 계획하는데 이용될 수 있다.

### 2.2 統計學的 檢定

주어진 對立假說을 위한 歸無假說의 棄却여부를 검정하기 위해 殘差分析을 통해 관측값에 過大誤差가 있는지 없는지를 판단해야 한다. 檢定은 관측값들 사이에 相關關係가 없다고 가정하면 다음식과 같은 標準化殘差  $W_i$ 이 검정통계량으로 사용된다.<sup>6)</sup>

$$W_i = \frac{V_i}{\sigma_{vi}} = \frac{V_i}{\sigma_{ii} \sqrt{r_i}} \sim N(0, 1) \quad (8)$$

관측값들이 정확하게 正規分布를 따르지 않는다고 하여도 잔차는 中心極限定理(central limit theorem)때문에 거의 正規化된다.

檢定統計量  $W_i$ 는 棄却값과 비교되며, 이를 통한 통계검정의 결정은 첫째 검정통계량이 採擇域에 속하는가 棄却域에 속하는가에 따라, 둘째 관측값에 오차가 포함되었는지 아닌지에 따라 평가된다.

이를 위해  $l_i$ 에서의 오차  $Vl_i$ 가 檢定統計量  $W_i$ 에 미치는 영향을 나타내면 (8)식으로 부터

$$\delta_i = \nabla W_i = \frac{\nabla v_i}{\sigma_{v_i}} = \frac{\nabla V_i}{\sigma_{u_i} \sqrt{r_i \sigma_{u_i}}} \sqrt{\tau_i} \quad (9)$$

이 된다. 이  $\delta_i$ 는  $W_i$ 에 대한 확률밀도 함수의 偏倚를 나타내며 非中心母數(noncentrality parameter)라 한다. 따라서  $W_i$ 는 귀무가설하에서  $N(0, 1)$ 을 따르고, 대립가설하에서 비중심모수  $\delta_i$ 를 갖는 非中心正規分布  $N(\delta_i, 1)$ 을 따른다.

식(9)로 부터 기하조건이 나빠  $r_i$ 가 작거나, 정확도가 떨어져  $\sigma_{u_i}$ 가 커지면  $W_i$ 에의 영향  $\delta_i$ 가 작아지므로 귀무가설과 대립가설과의 구별이 어려워진다.

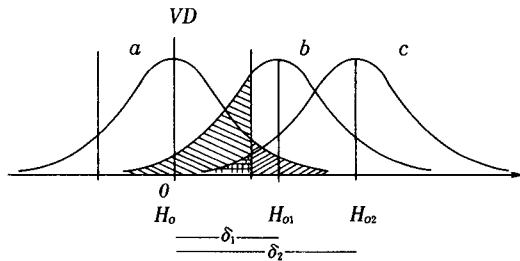


그림 1. 검정통계량  $W_i$ 의 밀도함수

그림 1에서 귀무가설  $H_0$ 는  $E(W_i | H_0) = 0$ 으로 관측값  $l_i$ 에는 오차가 없다. 첫번째 대립가설  $H_{a1}$ 은  $E(W_i | H_{a1}) = \delta_1$ 으로 관측값  $l_i$ 에  $W_i$ 의 밀도함수의 偏倚를 이끄는  $\nabla l_i$ 의 오차가 포함된다. 두번째 대립가설  $H_{a2}$ 는  $E(W_i | H_{a2}) = \delta_2$ 로 관측값  $l_i$ 에  $\nabla l_i$ 의 큰값의 blunder를 갖는다.

관측값을 정확하게 채택할 확률, 즉  $W_i$ 가 棄却값  $K$ 의 범위내에 있고  $H_0$ 가 사실일 확률은, 그림 1의  $a$ 곡선의  $-K$ 와  $+K$  사이의 아래면적으로 검정의 有意水準  $S_o (= P(W_i \in A | H_0) = 1 - \alpha_o)$ 이다.

$S_o$ 는 確率分布函數  $\phi(K) = P(W_i < K)$ 로 부터  $S_o = 2\phi(K) - 1$  따라서  $\alpha_o = 2|1 - \phi(K)|$ 를 구할 수 있으며,  $K$ 는 역으로  $K = \phi^{-1}(1 + S_o)/2 = \phi^{-1}(1 - \alpha_o/2)$ 로 부터 구할 수 있다.<sup>(7)</sup>

관측값을 정확하게 기각할 확률 즉  $H_{a1,2}$ 가 참일때 기각역에  $W_i$ 가 있을 확률은 대립가설  $H_{a1,2}$ 에 관한 檢定力  $\beta_{1,2} (= P(W_i \in R | H_{a1,2}))$ 이다.

잔차의 크기 및 검정통계량은 과대오차외에

우연오차의 영향 또한 받으므로 위에서 언급한 정확한 결정외에 제 1종오류( $H_0$ 가 참일때  $H_0$ 기각, 유의값  $\alpha_o$ )와 제 2종오류( $H_0$ 가 거짓일때  $H_0$ 채택,  $1 - \beta_{1,2}$ )를 범할 수 있다. 그러나 이들 오류에 대한 확률은  $\alpha_o$ 를 0.01 또는 0.001로 사용하기 때문에 작다.

誤差檢出을 위한 확률  $\beta_{1,2}$ 는

$$\begin{aligned} \beta_{1,2} &= P(W_i > K | H_{a1,2}) \\ &+ P(W_i < -K | H_{a1,2}) \\ &= \phi(\delta_{1,2} - K) + [1 - \phi(\delta_{1,2} + K)] \end{aligned} \quad (10)$$

로 계산된다.

식(10)에서 첫째 항은 그림 1의  $b, c$ 곡선에서  $W_i > K$ 인 범위의 곡선아래면적에 대응하며, 두번째 항은  $W_i < -K$ 인  $b, c$ 곡선의 아래면적에 해당하며  $\delta_{1,2} > 0$ 이면 매우 작아진다.

따라서  $\delta_{1,2}$ 가  $K$ 보다 더 크면 (10)식의 두번째 항은 무시될 수 있으므로

$$\beta_{1,2} \approx \phi(\delta_{1,2} - K) \quad (11)$$

이 얻어지며,  $\delta_{1,2}$ 를  $|W_i|$ 로 대체하면 실제 검정된 관측값에서 오차를 탐지할 수 있는 확률을 유도할 수 있다.

### 2.3 $\delta$ 의 下限界(lower bound)

위의수준과 귀무가설, 대립가설이 주어지면 (10)식으로 부터 검정력  $\beta = \beta(\delta, \alpha_o)$ 를 유도할 수 있으나, 오차의 크기를 모르면  $\delta$ 는 확정할 수 없으므로 이식을 바로 적용할 수 없다.

따라서 Baarda는 미리 설정된  $\beta$ 에 대해  $\delta = \delta(\beta, \alpha_o)$ 를 이용하여  $\beta$ 로 검출할 수 있는 오차의 크기를 결정하였다.<sup>(6)</sup> 미리 설정된 檢定力  $\beta_o$ 보다 더 큰 확률  $\beta$ 로서 오차가 검출되어야 한다면  $\delta$ 는 결정된 한계  $\beta_o$ 보다 더 커야만 한다. 이 下限界  $\delta_o$ 는 (11)식을 이용하여

$$\begin{aligned} \delta_o(\beta_o, \alpha_o) &\sim K + \phi^{-1}(\beta_o) = \phi^{-1}(1 - \alpha_o/2) \\ &+ \phi^{-1}(\beta_o) \end{aligned} \quad (12)$$

으로 계산될 수 있다.<sup>(7)</sup> 유의값  $\alpha_o$ 가 0.1%, 검정력  $\beta_o$ 를 80%라 할 때  $\delta_o$ 는 4.13이 된다.

### 3. 內的信賴性

귀무가설과 대립가설에 의한 표준화잔차의 밀도함수에서의 偏倚量  $\delta$ 는 관측값의 過大誤差의 크기에 의존하며 식(9)로부터 유도될 수 있다. 그러나 내적신뢰성을 결정하기 위해서는 검출할 수 있는 오차의 下限界를 유도하여야 한다. 따라서 식(9)에서의 過大誤差  $\bar{v} l_i$ 에 의한 검정통계량에서의 실제영향  $\delta_i (= \bar{v} W_i)$ 를 앞에서 유도한 하한계  $\delta_0$ 로 대체하면, 관측값  $l_i$ 에서 검출할 수 있는 과대오차  $v l_i$ 의 하한계  $v_0 l_i$ 를 유도할 수 있다.

$$v_0 l_i = \sigma_u \frac{\delta_0}{\sqrt{r_i}} \quad (13)$$

한계값  $v_0 l_i$ 보다 더 큰값의 과대오차  $v l_i$ 는 검정통계량  $W_i$ 로의 통계검정에서 유의수준  $1 - \alpha_0$ 가 사용되었을 때  $\beta_0$ 보다 더 높은 확률로서 검출할 수 있다.

한계값  $v_0 l_i$ 는 標準偏差  $\sigma_u$ 로 표시되는 관측값의 정밀도,  $r_i$ 로 표시되는 관측시스템의 기하조건,  $\delta_0$ 에 포함된 유의수준과 요구된 最小檢定力들의 함수이다.

관측값들에 대한  $r_i$ 가 작아지면  $v_0 l_i$ 는 커지게 되므로 작은 크기의 과대오차는 검출하기 어려우며,  $r_i$ 가 1인 경우에는  $\delta_0 \cdot \sigma_u$ 보다 큰 과대오차  $v l_i$ 를  $\beta_0$ 보다 높은 확률로서 검출할 수 있다. 예를들어 有意水準  $S_0$ 가 99.9%이면 식(12)로부터  $4.13\sigma_u$ 보다 작은 크기의 過大誤差는 80%보다 높은 확률에서는 검출할 수 없다.  $r_i$ 는 1보다 작으므로 검출하기 위한 過大誤差의 크기는 일반적으로 관측값의 標準偏差  $\sigma_u$ 의 4배보다 더 커야 한다.

따라서 限界값  $v_0 l_i$ 는 정밀도와 신뢰성에 관한 두부분으로 나눌 수 있으며, 內的信賴性으로 관측값들을 제어하기 위한 인자는

$$\delta'_{0i} = \frac{\delta_0}{\sqrt{r_i}} \quad (14)$$

이 된다.<sup>8)</sup> 이 인자  $\delta'_{0i}$ 는 過大誤差가 최소확률  $\beta_0$ 로 탐지되기 위해서 관측값의 표준편차보다 적어도 커야만 하는 인자이다. 有意水準  $S_0$ 와 最

小檢定力  $\beta_0$ 가 결정되면  $\delta'_{0i}$ 는  $r_i$ 에만 의존하므로  $\delta'_{0i}$ 에 대한 평가는 관측조건에 의한 평가와 같다고 할 수 있다.

### 4. 寫眞測量에서의 적용예

표정점배치 및 형태에 따른 사진측량에서의 內的信賴性을 분석하기 위해 相互標定 및 獨立모델法의 높이調整과 平面調整에 적용하였다. 각 조정방법에서 사용된 線型方程式은 다음과 같다.<sup>8),9)</sup>

1) 解析的 相互標定 (투영중심연결에 의한 방법)

$$P = -xK_1 + (x-b)K_2 + \frac{xy}{g}\varphi_1 - \frac{(x-b)y}{g}\varphi_2 + \left(1 + \frac{y^2}{g^2}\right)gw^2$$

2) 獨立모델法의 높이調整 (M-3)

$$[y \quad -x \quad 1] \begin{bmatrix} \Delta\Omega \\ \Delta\Phi \\ \Delta K \end{bmatrix} = [\Delta Z]$$

3) 獨立모델法의 平面調整 (M-4)

$$\begin{bmatrix} x & -y & 1 & 0 \\ y & x & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \\ X^0 \\ Y^0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$

계산에 이용된 표정점은 相互標定에서 일반적으로 이용되는 6개의 접합점 분포를 이용하였다.

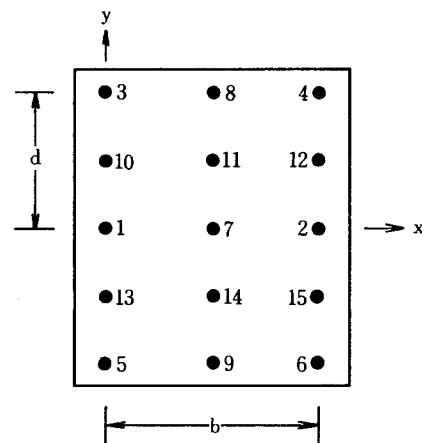


그림 2. 표정점 분포

중중복도가 60%, 횡중복도가 30%인 일반적인 경우  $b$ 는 사진크기의 40%,  $d$ 는 사진크기의 35%이므로, 사진크기가 23cm인 일반적인 항공 사진의 경우  $d$ 는 92mm,  $b$ 는 81mm가 된다. 또한  $Z$ 는 광각카메라의 초점거리인 153mm를 이용하였다.

解析的 相互標定에서 投影中心을 연결하는 방법을 적용한 경우, 縱視差方程式에 그림2와 같은 표정점 분포에 의한 最大限界값의 변화를 나타내면 그림3과 같다.

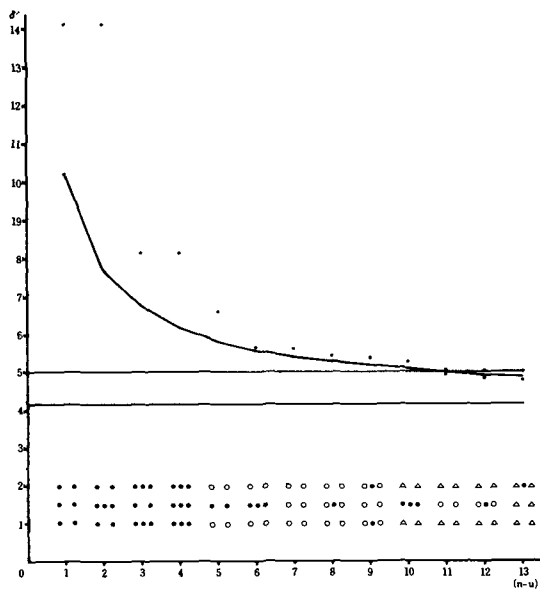


그림 3. 상호표정에서의 최대한계값

그림 3의 결과는 下限界값  $\delta_0$ 를 4.13 ( $\alpha_0=0.1\%$ ,  $\beta_0=80\%$ 일때의 한계값, 식(12)참조)으로 적용한 결과이며, 단위는  $\delta_0$ 이다. 그림에서  $\cdot$ 은 1점,  $\circ$ 은 2점,  $\triangle$ 은 3점으로 群集標定點을 나타내며, 곡선은 (14)식에서의  $r_i$ 가 동일한  $(n-u)/n$ 인 基準限界값을, 관측수가 무한할 때의 한계값을 나타낸다.

그림 3에서 標定點數를 증대시켜 잉여관측수가 증가함에 따라 過大誤差 檢出을 위한 下限界값의 인자  $\delta'$ 는 급격히 낮아져 基準限界값에 거의 일치함을 알 수 있다. 현재 이용되고 있는 自由度가 3인 표정점분포로는 過大誤差의 檢出이 어려움을 알 수 있으며, 自由度가 6이상 즉 標

定點數가 11개 이상이어야 기준한계값에 거의 일치하므로 시스템의 기하조건이 향상됨을 알 수 있다.

그림 3으로 부터 標定點數가 증가함으로써 信賴性을 높힐 수 있음을 알 수 있었으나, 동일한 標定點數에 대해서도 표정점의 분포에 따라 그 값은 달라진다. 이를 분석하면 그림 4와 같다.

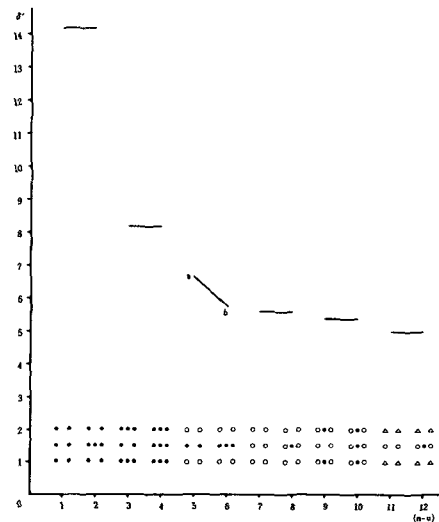


그림 4. 상호표정에서의 표정점분포에 따른 한계값의 변화

그림 4에서 中央點의 첨가에 따른 변화를 나타내기 위해 중앙점을 첨가하기 전의 값과 후의 값을 서로 연결하였다. 그림에서 알 수 있는 바와 같이 전체적으로 중앙점의 첨가는 신뢰성증가에 영향을 미치지 못하였다.  $a-b$ 분포에서의 예외는,  $a$ 분포가 그림 4에서 살펴본 바와 같이 자유도가 6보다 작으며 외곽표정점이 2點群集으로 구성되어 最大限界값이 내부점인 1, 2점에서 발생하였기 때문이다. 또한 그림 4로부터 외곽에 점을 배치하는 것이 信賴性이 향상됨을 알 수 있으며, 또한 군집외곽배치는 신뢰성향상에 크게 기여함을 알 수 있다.

군집배치에 따른 영향을 분석하기 위해 6점, 9점의 기본적인 표정점 배치상태에서 각 표정점을 한개에서 5개 群集까지 변화시켜 얻은 결과는 그림 5와 같다. 그림에서 실선은 그림 3에서의 基準限界값을 나타낸다.

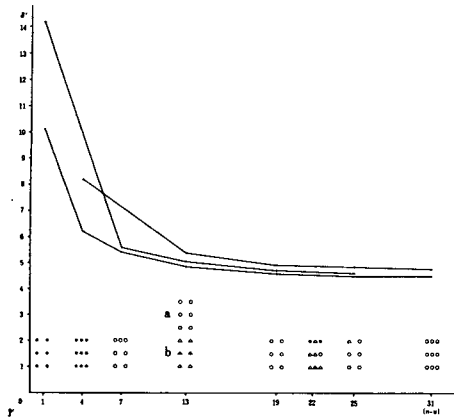


그림 5. 군집표정점에 대한 신뢰성분석

그림 5로부터 6개 표정점배치에 대한 群集標定點이 9개 표정점배치에 대한 群集標定點보다 우수함을 알 수 있다. 표정점 9개의 배치는 필름면의 국부신축 및 접합점의 誤測등의 검출을 위해 사용되고 있으나, 自由度 4인 경우는 낮으며, 自由度 13인 경우의 a, b를 비교하면 더 높은 信賴性을 얻기 위해서는 6개 표정점 배치에 대한 군집적용이 효과적임을 알 수 있다. 6개의 표정점 배치에서 군집갯수에 따른 下限界값의 변화와 殘差들 사이의 相關係數변화를 나타내면 표 1과 같다.

표-1. 군집수에 따른 하한계값과 상관계수의 변화




표정점분포	하한계값(단위 $\delta_0$ )		상관계수	
	외곽점	내측점	외곽점	내측점
A 	14.282	7.141	1.0	1.0
B 	5.657	5.066	0.3	0.5
C 	4.983	4.683	0.2	0.4

표-1에서 외곽점은 그림 2에 나타낸 3, 4, 5, 6점을 의미하며, 내측점은 1, 2점을 의미한다. 표-1에서 A분포는 過大誤差를 검출할 수 있는 下限界값이 클 뿐만 아니라 잔차들의 相關係數가 1이므로 과대오차가 포함된 관측값을 찾을

수 없다. A분포와 B분포를 비교하면 下限界값 및 相關係數가 급격히 낮아짐을 알 수 있으며, C분포는 B분포보다 각 點들의 값이 더 작아짐을 알 수 있다. 잉여관측수를 늘리기 위해 반복 관측을 한 결과 군집배치와 자유도가 같아지더라도 각 관측값이 서로 독립이 아니면 精密度의 향상은 기대할 수 없으며, 殘差들의 相關關係로부터 정확한 과대오차 검출 및 신뢰성향상은 기대할 수 없다. 따라서 群集標定點은 信賴性을 높일 수 있는 가장 효과적인 방법이다.

獨立모델法에서의 높이調整 및 平面調整에 표정점 배치를 변화시켜 얻어진 下限界값의 변화는 그림 6, 7과 같다. 그림 6, 7에서의 실선은 自由度에 따른 基準限界값을 나타낸다.

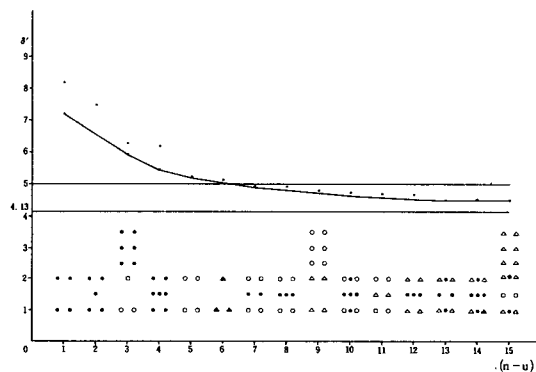


그림 6. 독립모델법의 높이조정에서 표정점분포에 따른 하한계

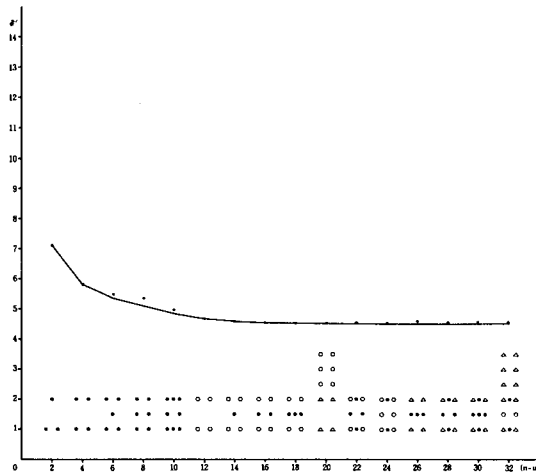


그림 7. 독립모델법의 표면조정에서 표정점분포에 따른 하한계

그림 6 과 7 에서 信賴性을 높이기 위한 배치는 모서리에 標定點이 있는 4 점분포가 6 점분포보다 효과적임을 알 수 있으며, 相互標定에서와 같이 군집표정점을 이용함으로써 下限界값을 낮출 수 있었다. 현재 이용되는 모서리부분에 한 점씩 배치하는 방법은 높이조정에서 낮은 신뢰성을 나타내었다. 또한 높이조정에서 自由度가 3 이하인 분포에서는 잔차들의 相關係數가 1이었으며, 平面調整에서도 자유도가 4 이하인 분포에서는 相關係數 값이 0.9 이상이었다. 따라서 獨立모델法에서의 표정점배치는 2점 또는 3점의 群集標定點으로 4 모서리에 설치하는 것이 過大誤差 檢出에 효과적이며, 그 이상 표정점수를 증가하여도 신뢰성향상에는 크게 기여하지 못함을 알 수 있다.

## 5. 結 論

본 논문은 사진측량에서의 內的信賴性을 향상시키기 위한 표정점배치에 관한 연구로서, 解析的 相互標定 및 獨立모델法에 적용하였다. 표정점배치에 따른 過大誤差의 下限界 및 잔차들의 相關關係를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 解析的 相互標定에서 현재 이용되고 있는 6개의 표정점만으로는 관측값에 포함된 過大誤差를 검출할 수 없으며, 모델中心에 한점을 더 첨가하는 것도 信賴性향상에 도움을 주지 못함을 알 수 있었다.

둘째, 解析的 相互標定の 信賴性을 향상시키기 위한 標定點配置는 현재 이용되는 6점의 위치에 2개 또는 3개씩 群集으로 분포시키는 것이 가장 효과적이다.

셋째, 獨立모델法에서 현재 이용되는 모서리에 한점씩 배치하는 방법으로는 관측값에의 過大誤差를 검출할 수 없으며, 모서리에 2개 또는 3개씩 群集으로 분포시킴으로써 信賴性을 효과적으로 향상시킬 수 있다.

넷째, 反復觀測 및 標定點配置를 변화시켜 過大誤差에 대한 下限界값을 낮출 수 있다하여도 잔차들의 相關分析을 병행하지 않으면 過大誤差의 정확한 檢出은 불가능하다.

## 參考文獻

1. 柳福模, 朴弘祺, "근거리사진측량에서의 정밀도와 신뢰도에 관한 이론적고찰", 大韓土木學會 學術發表會概要集, 1985, pp. 457-464.
2. Förstner, W., "The Reliability of Block Triangulation", P. E. & R. S., Vol. 51, No. 6, 1985, pp. 1137-1149.
3. Förstner, W., "On Internal and External Reliability of Photogrammetric Coordinates", Proceeding of the ASP, 45th Annual Meeting, Vol. 1, 1979, pp. 294-310.
4. Stefanovic, P., "Blunders and least squares", ITC Journal, 1978-1, pp. 122-155.
5. Förstner, W., "Evaluation of Block Adjustment Results", Comm. III, XIV Congress of the International Society for Photogrammetry, 1980, pp. 236-245.
6. Hottier, P., "Theorie de Baarda : Detection des autes at Fiabilite des Estimations et ses Zapplications en Photogrammetrie", S. F. P. T., Bulletin No. 84, 1981-4, pp. 5-20.
7. Kok, J. J., On Data Snooping and Multiple Outlier Testing, NOAA, Technical Report NOS NGS 30, 1984.
8. Amer, F., "Theoretical Reliability of Elementary Photogrammetric Procedures, Part 1", ITC Journal, 1981-3, pp. 278-307.
9. Amer, F., "Theoretical Reliability of Elementary Photogrammetric procedures, Part 2", ITC Journal, 1981-4, pp. 434-457.