

계기 검교정간의 보증시험 절차의 개발†

염봉진* · 조재균** · 이동화*

Development of Measurement Assurance Test Procedures
between Calibrations†

Bong-Jin Yum*, Jae-Gyeun Cho**, Dong-Wha Lee*

Abstract

A nonstandard instrument used in the filed frequently becomes out-of-calibration due to environmental noise, misuse, aging, etc. A substantial amount of loss may result if such nonstandard instrument is used to check product quality and performance. Traditional periodic calibration at the calibration center is not capable of detecting out-of-calibration status while the instrument is in use, and therefore, statistical methods need to be developed to check the status of a nonstandard instrument in the field between calibrations.

Developed in this paper is a unified measurement assurance model in which statistical calibration at the calibration center and measurement assurance test in the filed are combined. We developed statistical procedures to detect changes in precision and in the coefficients of the calibration equation. Futher, computational experiments are conducted to evaluate how the power of test varies with respect to the parameters involved. Based upon the computational results we suggest procedures for designing effective measurment assurance tests.

† 본 논문은 한국과학재단 지원에 의한 것임

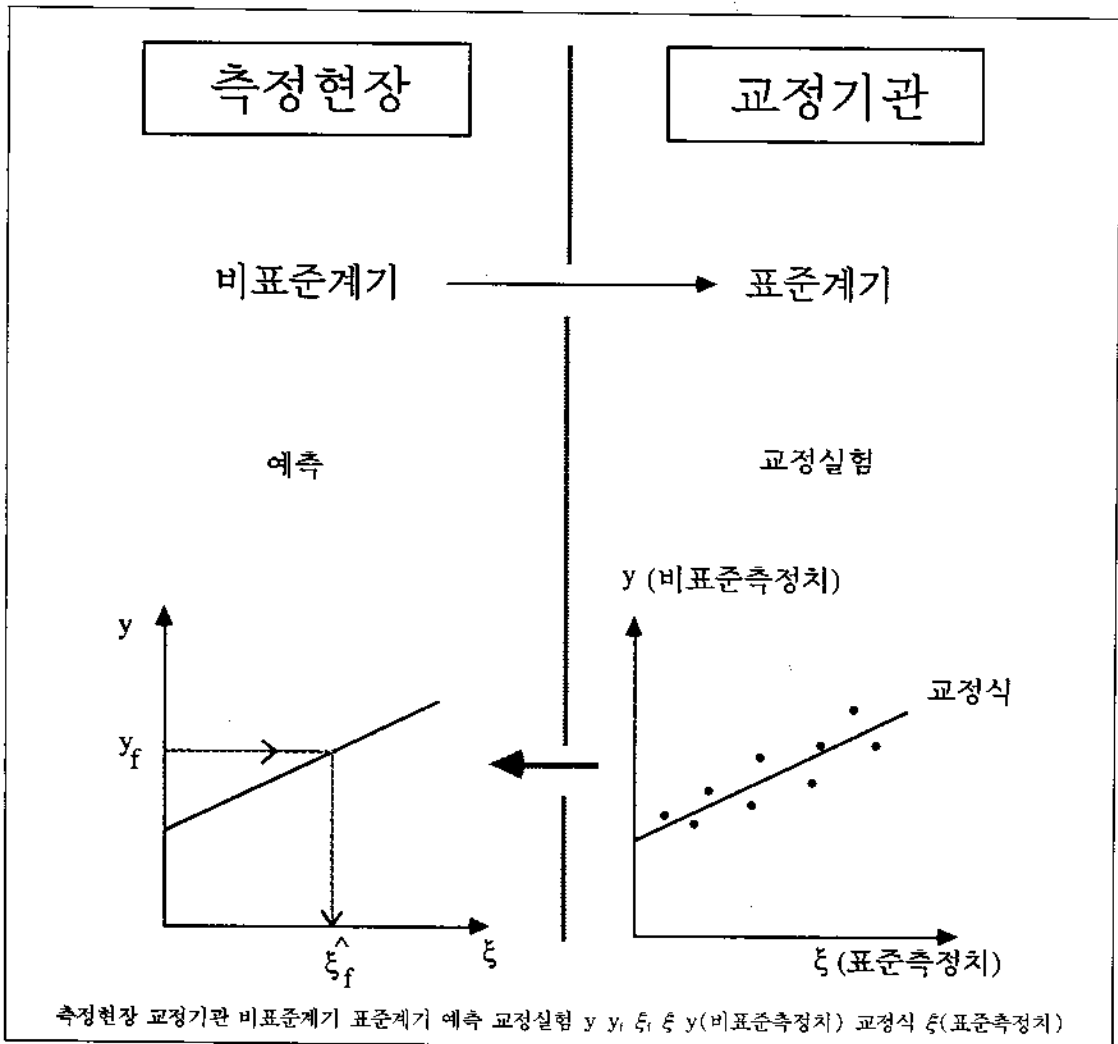
* 한국과학기술원 산업공학과

** 한국전자통신연구소 트래픽 제어 연구실

1. 서 론

측정은 생산의 전 과정, 즉 원자재의 품질검사, 가공된 제품의 정확 정밀도 파악, 그리고 완제품의 성능검사에 이르기까지 필수적으로 수반되는 기본적인 산업활동이다. 더욱이 산업고도화와 치열해지는 국제경쟁속에서 보다 높은 품질의 제품에 대한 수요가 늘어감에 따라 생산활동에 있어서 측정관리의 중요성은 어느 때보다 강조되고 있다.

측정관리의 요체는 측정치의 표준에 대한 소급성을 유지해 주는 데 있다. 이를 위해 측정계기는 수시로 교정되어야 할 뿐 아니라, 교정과 교정사이에 그 상태가 점검되어야 한다. 본 논문에서는 이와같은 측정관리 방법을 설명함에 있어 다음과 같은 용어를 사용하고자 한다. 일상적으로 측정을 행하는 실험실, 연구기관 또는 산업체등을 '측정현장', 그리고 이 측정현장에서 사용되는 계기를 '비표준계기'라 칭하며, 비표준계기에 의한 측정치를 '비표



[그림 1] 검교정 관계.

준측정치'라 한다. 또한, 보다 정확 정밀한 '표준계기'를 보유하고 있는 기관을 '교정기관'이라 부르며, 표준계기에 의한 측정치를 '표준측정치'라 한다.

비표준계기의 검교정 내용은 [그림 1]과 같이 나타낼 수 있다. 우선 교정기관에서 교정실험을 통하여 표준측정치와 비표준측정치의 관계를 추정하게 된다. 측정현장에서는 이 추정된 관계식(또는 교정식, calibration equation)을 이용하여 어떤 비표준측정치에 해당하는 표준측정치를 예측하여 사용함으로써 전체적인 소급성을 유지하게 된다. 또한 비표준계기에 대한 검교정은 주기적으로 행하여 지는 것이 보통이다. 이상의 계기 검교정에 대한 방법은 Williams[7, 8], Scheffe[6], Brown[1], Hunter와 Lamboy[2] 등에 의해 많은 연구가 행해져 왔다.

비표준계기는 검교정당시의 상태가 다음 주기까지 유지되어야 이상적이다. 그러나, 측정현장의 환경변화, 취급의 부주의, 노후등의 이유로 비표준계기는 자주 교정상태를 벗어나게 되며, 이를 발견하지 못하고 제품의 품질 및 성능검사에 사용되었을 때 일어날 수 있는 손실은 막대하다할 것이다. 물론, 이를 방지하기 위해 검교정을 보다 자주 실시할 수 있으나 이는 많은 비용을 수반하므로 비현실적이다. 따라서 측정현장에서 비표준계기의 교정상태를 파악할 수 있는 방법이 마련되어야 한다. 본 논문에서는 측정현장에서 행해지는 비표준계기의 변화상태에 대한 점검을 '보증시험(assurance test)'이라 칭한다.

앞서 언급하였듯이, 비표준계기의 검교정에 대해서는 많은 연구가 행해져 왔으나, 보증시험에 대해서는 아직 이렇다할 연구와 이론이 확립되어 있지 못한 실정이다. 따라서 측정관리의 중요성으로 미루어 볼 때 후자에 대한 연구가 매우 긴급하다고 믿어진다.

본 논문에서는 종래의 계기 검교정과 측정현장의

보증시험을 통합한 보다 포괄적인 측정관리 모형을 개발하였으며, 보증시험에서 비표준계기의 오차의 분산과 교정식의 모수(parameter)의 변화, 즉 정확 정밀도의 변화를 탐지하기 위한 통계적 검정방법을 개발하였다.

2. 보증시험 절차

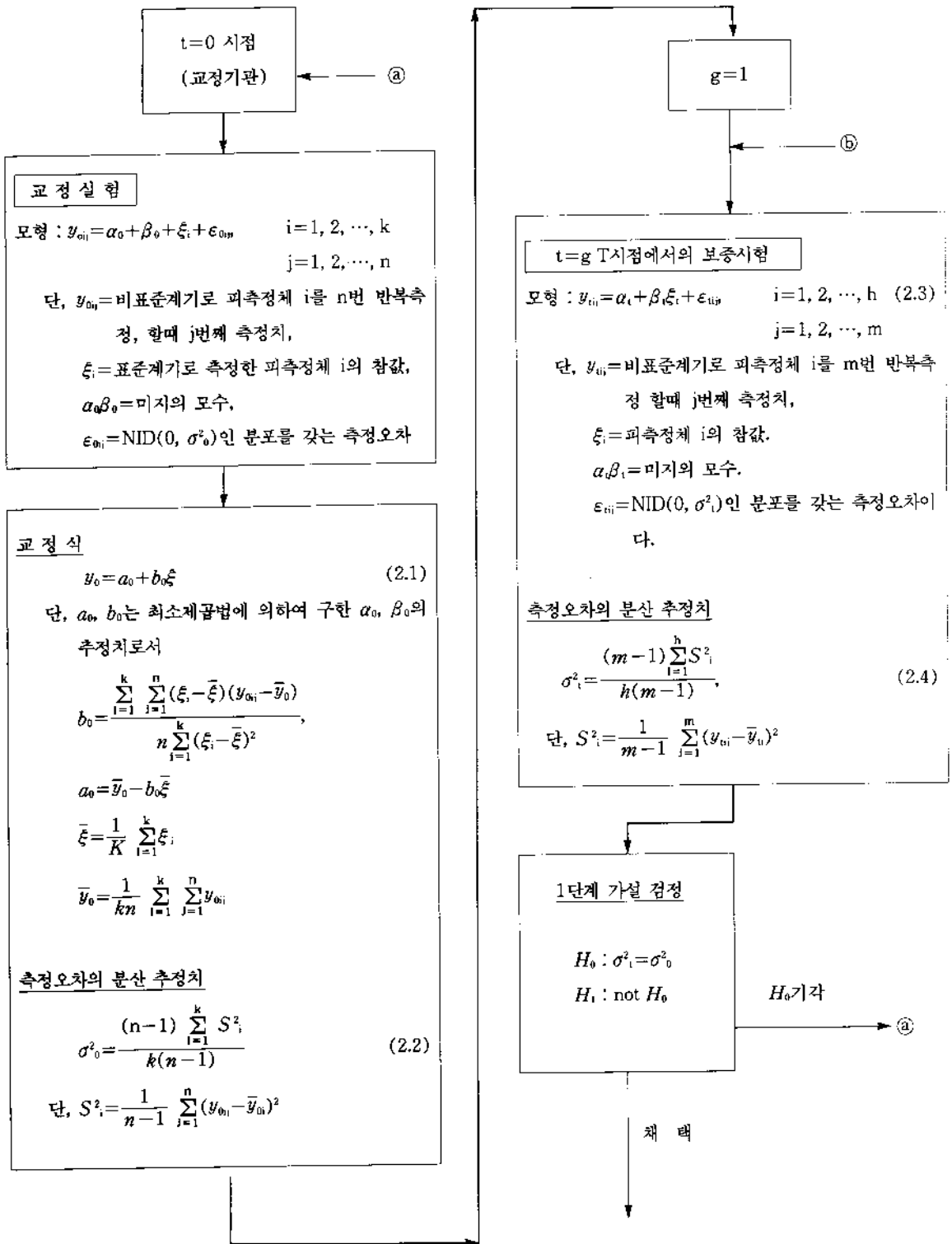
2.1 보증시험의 개요

본 연구의 측정관리모형은 크게 교정기관에서 교정실험을 하는 과정과, 측정현장에서 보증시험을 하는 과정으로 나누어지며 순서도(flow chart)로 나타내면 [그림 2]와 같다. 우선, 교정실험의 결과, 측정오차의 분산 추정치와 교정식을 얻게 되며, 어느 시각에서 보증시험을 행하여 얻은 데이터를 근거로 두 단계의 가설검정을 통하여 비표준계기가 '탈 교정상태(out-of-calibration)'인지 또는 '교정상태(in-calibration)'인지를 판단하게 된다. 이때 계기의 정밀도(precision)를 비교하는 1단계 가설과 모수의 변화여부를 검정하는 2단계 가설중 어느 하나라도 기각되면 측정현장에서 사용중인 계기를 '탈 교정상태'라 규정하고 교정기관에 보내어 재교정을 받는 등의 조치를 취한다.

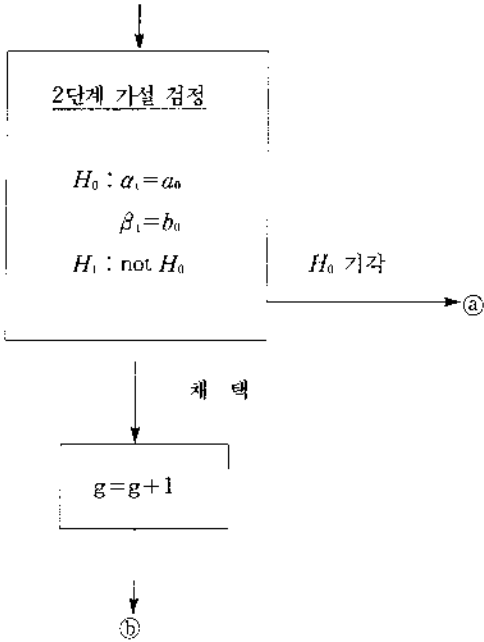
본 논문에서는 다음과 같은 가정아래 통계적 보증시험절차를 개발하였다.

- 1) 비표준측정치는 피측정체의 참값에 대하여 1차 선형회귀관계(first-order linear regression relationship)를 갖는다.
- 2) 어떤 비표준계기에 대한 보증시험은 두개의 서로 다른 피측정체를 사용하여 수행한다.
- 3) 보증시험에서 사용되는 피측정체의 참값은 알려져 있지 않으나 그 참값이 포함되어 있다고 믿어지는 영역은 알려져 있다.

2.2 제1단계 가설검정



[그림 2] 보증시험절차의 순서도. (계속)



[그림 2]

위의 보증시험에서 제1단계의 가설 검정은 측정 현장에서 사용중인 비표준계기의 정밀도를 교정 당시의 정밀도와 비교하는 것으로서 그 검정방법은 다음과 같다.

보증시험에서의 측정오차의 분산 추정치가 $\hat{\sigma}_1^2$, 교정기관에서의 측정오차의 분산 추정치가 $\hat{\sigma}_0^2$ 일 때, 식 (2.2)와 식 (2.4)로부터 ([그림 2] 참조)

$$\frac{h(m-1)\hat{\sigma}_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2_{h(m-1)}$$

$$\frac{k(n-1)\hat{\sigma}_0^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2_{k(n-1)}$$

이 되며, 위 두 확률변수는 서로 다른 시간에 해당 되므로 서로 독립이라 가정한다. 따라서

$$F = \frac{\frac{h(m-1)\hat{\sigma}_1^2/h(m-1)}{\frac{k(n-1)\hat{\sigma}_0^2/k(n-1)}}{\sigma_1^2/\sigma_0^2} = \frac{\hat{\sigma}_1^2 \cdot \sigma_0^2}{\hat{\sigma}_0^2 \cdot \sigma_1^2}$$

는 자유도 $h(m-1)$, $k(n-1)$ 을 갖는 F분포를 따른다. 귀무가설 $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_0^2$ 이 성립할 때 $F = \hat{\sigma}_1^2 / \hat{\sigma}_0^2$ 이 되며, 주어진 유의수준(significance level)

α 에서 $F_{h(m-1), k(n-1), \alpha/2} < F < F_{h(m-1), k(n-1), 1-\alpha/2}$ 이면 귀무가설을 채택, 아니면 기각한다.

본 논문에서는 1단계 가설은 받아들여졌다고 가정하고 제2단계 가설검정을 중점적으로 다루고자 한다.

3. 제2단계 가설검정

3.1 임계치(critical value)의 결정

식 (2.3)([그림 2] 참조)에서 피측정체의 수 (h)는 2이고 그 피측정체의 참값 ξ_1, ξ_2 는 알려져 있지 않으나, 각각이 포함되어 있다고 믿어지는 영역은 $[\xi_{11}, \xi_{10}]$, $[\xi_{21}, \xi_{20}]$ 로 주어져 있다고 하자. 이러한 피측정체의 참값의 영역에 대한 가정은, Neuhardt 등[5]의 교정자료에서와 같이 과거의 자료가 준비되어 있는 경우, 또는 명목상의 값(nominal value)과 더불어 허용차가 지정되어 있는 '표준 측정체(standard reference material)'를 사용하는 경우에 적용될 수 있다[4].

2단계 귀무가설이 사실일 때 ξ_i 의 추정치 $\hat{\xi}_i$ 는 다음과 같은 성질을 가진다. 식 (2.1)([그림 2] 참조)로부터,

$$\hat{\xi}_i = \frac{\bar{y}_i - a_0}{b_0}, \quad i=1, 2$$

단, y_{ij} = 피측정체 i 를 m 번 반복측정하여 얻어진 측정치들의 평균이며, $\hat{\xi}_i$ 의 평균과 분산을 구해보면,

$$E(\hat{\xi}_i) = E\left(\frac{\bar{y}_i - a_0}{b_0}\right) = \frac{1}{b_0}[(a_0 + b_0\xi_i) - a_0] = \xi_i$$

$$Var(\hat{\xi}_i) = Var\left(\frac{\bar{y}_i - a_0}{b_0}\right)$$

$$= \frac{1}{b_0^2} Var(\bar{y}_i) = \frac{1}{b_0^2} \cdot \frac{\sigma_1^2}{m} = \frac{\sigma_1^2}{mb_0^2}$$

이다.

따라서, 2단계 귀무가설이 사실일 때

$$\hat{\xi}_i \sim \text{NID}(\xi_i, \frac{\sigma_i^2}{mb_0^2}), i=1, 2$$

이다. 그러나, 측정오차의 분산 σ_i^2 을 모르기 때문에 추정치 $\hat{\sigma}_i^2$ 으로 대체하면(식 (2.4), [그림 2] 참조).

$$T_i = \frac{\hat{\xi}_i - \xi_i}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_0^2}}, i=1, 2 \quad (3.1)$$

는 자유도 $2(m-1)$ 인 t -분포를 따른다. 식 (3.1)에서 ξ_i 는 그 참값이 알려져 있지 않고 오직 그 값이 속해 있다고 믿어지는 구간 $[\xi_{i1}, \xi_{i2}]$ 만이 알려져 있으므로 T_i 를 검정통계량으로 직접 사용할 수는 없다. 따라서, 본 연구에서는 구간 $[\xi_{i1}, \xi_{i2}]$ 의 중점에 ξ_i 가 위치한다고 가정하여 다음 T_{i0} 를 검정통계량으로 사용하고자 한다.

$$T_{i0} = \frac{\hat{\xi}_i - \xi_{i0}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_0^2}}$$

단, $\xi_{i0} = (\xi_{i1} + \xi_{i2})/2$ 이다.

다음, 각 i 에서 임계치 t_{i1}, t_{i2} 를 다음과 같이 정한다.

$$\Pr\{T_{i0} \leq t_{i1} \text{ 또는 } T_{i0} \geq t_{i2}\} = \alpha_i, i=1, 2$$

여기서,

$$\begin{aligned} -t_{i1} &= t_{i2} = t_{2(m-1), 1-\alpha_i/2} \\ &= \text{자유도가 } 2(m-1) \text{인 } t \text{-분포의 } (1-\alpha_i/2) \\ &\text{quantile} \end{aligned}$$

이며, α_i 는 0과 1 사이의 주어진 값이다.

제2단계 가설검정은 $i=1$ 과 2에서 $t_{i1} \leq T_{i0} \leq t_{i2}$ 이면 $H_0: \alpha_i = a_0, \beta_i = b_0$ 를 받아드리고, 그렇지 않으면 기각한다. 만일 $\xi_i = \xi_{i0}$ 임이 사실이라면 제2단계 가설검정의 전체 1종 오차(overall type I error)는 $1 - (1-\alpha_1)(1-\alpha_2)$ 로 주어질 것이다. 그러나, ξ_i 는 ξ_{i0} 와 다를 수 있으므로 실제의 전체 1종 오차(α)는 위의 값과 다르게 된다. 또한 α 는 $\xi_i = \xi_{i1}$ 또는 ξ_{i2} 일 때 최대가 되므로 이 최대치(α')를 구하기 위해 T_{i0} 를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$T_{i0} = \frac{\frac{\hat{\xi}_i - \xi_{i1}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_0^2}} + \frac{\xi_{i1} - \xi_{i0}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_0^2}}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / \sigma_i^2}} \quad (3.2)$$

즉, $\xi_i = \xi_{i1}$ 일 때, T_{i0} 는 자유도가 $2(m-1)$ 이고 비심모수(noncentrality parameter)가 $\frac{\xi_{i1} - \xi_{i0}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_0^2}}$ 인 비심 t -분포(noncentral t -distribution)를 따르게 된다. 따라서

$$\alpha' = 1 - (1-\alpha_1')(1-\alpha_2') \quad (3.3)$$

단,

$$\alpha_i' = \Pr\{T_{i0} < t_{i1} \text{ 또는 } T_{i0} > t_{i2} \mid \xi_i = \xi_{i1}\}.$$

주어진 $\alpha_i (i=1, 2)$ 와 여러 모수들의 값에 따라 α' 값이 어떻게 변화하는가는 3.4절에서 논의하기로 한다.

3.2 최소검정력의 계산

[그림 2]의 식 (2.3)에 포함되어 있는 미지의 모수 α_i, β_i 가 각각 $\alpha_i = a_0 + \delta, \beta_i = b_0 + \Delta$ 로 변화했을 때 ξ_i 의 역 추정치를 $\hat{\xi}_i'$ 라 하면,

$$\hat{\xi}_i' = \frac{\bar{y}'_{i0} - a_0}{b_0}, i=1, 2$$

$$\text{단, } \bar{y}'_{i0} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m y'_{ij}$$

$$\begin{aligned} \bar{y}'_{i0} &= \alpha_i + \beta_i \xi_i + \varepsilon_{i0} \\ &= (a_0 + \delta) + (b_0 + \Delta) \xi_i + \varepsilon_{i0} \end{aligned}$$

가 된다.

그리고 $\hat{\xi}_i'$ 의 평균과 분산을 구해보면,

$$\begin{aligned} E(\hat{\xi}_i') &= \frac{1}{b_0} [E(\bar{y}'_{i0}) - a_0] \\ &= \frac{1}{b_0} [(a_0 + \delta) + (b_0 + \Delta) \xi_i - a_0] \\ &= \frac{\delta}{b_0} + (1 + \frac{\Delta}{b_0}) \xi_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\xi}_i') &= \frac{1}{b_0^2} \text{Var}(\bar{y}'_{i0}) \\ &= \frac{1}{b_0^2} \cdot \frac{\sigma_i^2}{m} \\ &= \frac{\sigma_i^2}{mb_0^2} \end{aligned}$$

그러므로 H_1 이 사실일 때,

$$\hat{\xi}_i' \sim \text{NID}\left\{\frac{\delta}{b_0} + (1 + \frac{\Delta}{b_0}) \xi_i, \frac{\sigma_i^2}{mb_0^2}\right\}, i=1, 2$$

가 된다. 이러한 경우 검정통계량을,

$$T'_{i0} = \frac{\hat{\xi}'_i - \xi_{i0}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_i^2}}, \quad i=1, 2$$

와 같이 정의하면

$$\begin{aligned} T'_{i0} &= \frac{\hat{\xi}'_i - \xi_{i0}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_i^2}} \\ &= [\hat{\xi}'_i - \left\{ \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i \right\} \\ &\quad + \left\{ \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i \right\} - \xi_{i0}] / \sqrt{\hat{\sigma}_i^2 / mb_i^2} \\ &= \frac{\hat{\xi}'_i - \left\{ \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i \right\}}{\sqrt{\frac{\sigma_i^2}{mb_i^2}}} + \frac{\frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i - \xi_{i0}}{\sqrt{\frac{\sigma_i^2}{mb_i^2}}} \\ &= \frac{Z_i + \eta_i}{W} \end{aligned}$$

단, $Z_i = [\hat{\xi}'_i - \left\{ \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i \right\}] / \sqrt{\frac{\sigma_i^2}{mb_i^2}} \sim N(0, 1)$

$$\eta_i = \left\{ \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i - \xi_{i0} \right\} / \sqrt{\frac{\sigma_i^2}{mb_i^2}}$$

$$W = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_i^2 / mb_i^2}{\sigma_i^2 / mb_i^2}} \sim \sqrt{\chi^2_{2(m-1)} / 2(m-1)}$$

따라서, T'_{i0} 는 자유도 $2(m-1)$, 비심모수(non-centrality parameter) η_i 를 갖는 비심 t -분포(noncentral t distribution)를 따르며, 검정력은 비심모수에 포함되어 있는 $\xi_i, \sigma_i^2 / mb_i^2$ 의 값에 의존하게 된다. 즉, 검정력 P 는,

$$\begin{aligned} P &= 1 - \Pr\{H_0 \text{ 채택} \mid H_1 \text{ 사실}\} \\ &= 1 - \Pr\{t_{11} < T'_{10} < t_{1\alpha}, t_{21} < T'_{20} < t_{2\alpha} \mid H_1 \text{ 사실}\} \\ &= 1 - \Pr\{t_{11} < T'_{10} < t_{1\alpha} \mid H_1 \text{ 사실}\} \Pr\{t_{21} < T'_{20} < t_{2\alpha} \mid H_1 \text{ 사실}\}. \end{aligned} \quad (3.4)$$

단, $t_{11}, t_{1\alpha}, t_{21}, t_{2\alpha}$ 는 3.1절에서 구한 t -deviate이고, $H_1: \alpha_1 = a_0 + \delta, \beta_1 = b_0 + \Delta$ 와 같이 나타내어지며, $t_{11}, t_{1\alpha}, t_{21}, t_{2\alpha}$ 의 값과 자유도 그리고 비심모수

의 값이 주어지면 검정력을 계산할 수 있다. 본 논문에서는 $\xi_i (i=1, 2)$ 가 해당하는 구간의 어느 위치에 있을 때 검정력 P 가 최소화 되는가를 다음과 같이 구하였다. 먼저, P 의 최소치는 식 (3.4)에서

$$\Pr\{t_{i1} < T'_{i0} < t_{i\alpha} \mid H_1 \text{ 사실}\}, \quad i=1, 2 \quad (3.5)$$

가 최대일 때 얻어지며, 또한 각 i 에서 식 (3.5)의 확률은 비심모수 η_i 의 절대값이 최소일 때 최대가 된다. 즉, 각 i 에서

$$f(\xi_i) = \frac{\delta}{b_0} + \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right) \xi_i - \xi_{i0}$$

의 절대값이 최소일 때, P 도 최소가 된다. $(1 + \Delta / b_0)$ 는 양수라고 가정하고 여러 경우에 대해 $f(\xi_i)$ 를 나타내면 [그림 3]과 같다. $f(\xi_i)$ 의 절대값이 최소가 되는 ξ_i^* (ξ_i^*)은 다음과 같이 판정을 통해 구할 수 있다.

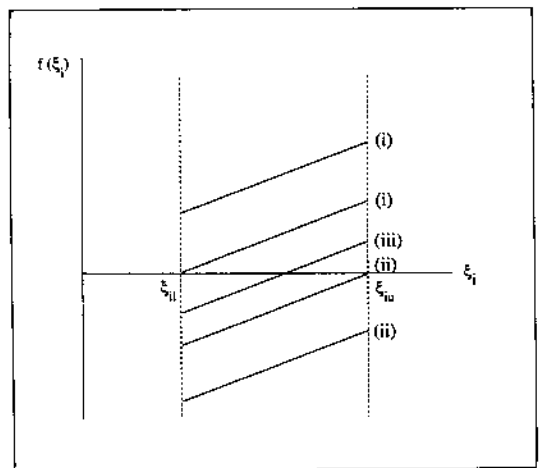
(i) $f(\xi_{i1}) \geq 0$ 이면 $\xi_i^* = \xi_{i1}$

(ii) $f(\xi_{i\alpha}) \leq 0$ 이면 $\xi_i^* = \xi_{i\alpha}$

(iii) 그 밖의 경우에

$$\xi_i^* = -\left(\frac{\delta}{b_0} - \xi_{i0}\right) / \left(1 + \frac{\Delta}{b_0}\right)$$

따라서, 주어진 $\delta / b_0, \Delta / b_0$ 에서 ξ_i^* 와 해당되는 η_i^* 를 구하여 식 (3.4)로부터 최소검정력 P^* 를 구할 수 있다.



[그림 3] $f(\xi_i)$ 와 ξ_i 의 관계.

3.3 전산 실험

모수의 여러 조합에 따라 최소검정력 P^* 가 어떻게 변화하는가를 알아보기 위해 전산실험을 수행하였다. 실험에 포함된 모수들의 값은 다음과 같다.

먼저 ξ_1 가 구간 $[0, 1]$ 에서 표준화되었다고 가정하고, ξ_1 의 영역과 위치에 관하여 다음의 변수를 정의하자. 즉,

$R = \xi_1$ 또는 ξ_2 가 속해있는 영역의 길이,

$L = \xi_1$ 의 영역의 중심에서 ξ_2 의 영역의 중심까지의 거리. 즉, $(\xi_{1l} + \xi_{1u})/2 - (\xi_{2l} + \xi_{2u})/2$

또한, 각 영역의 중심은 0.5에 대하여 대칭이라 할 때, 구간 $[0, 1]$ 에서 표준화된 $\xi_{1l}, \xi_{1u}, \xi_{2l}, \xi_{2u}$ 의 값들은 다음과 같이 나타낼 수 있다([그림 4] 참조).

$$\xi_{1l} = (1 - L - R)/2$$

$$\xi_{1u} = (1 - L + R)/2$$

$$\xi_{2l} = (1 + L - R)/2$$

$$\xi_{2u} = (1 + L + R)/2$$

전산실험에 포함된 R 과 L 의 값들은 다음과 같다.

$$R = 0.01, 0.03$$

$$L = 1.0, 0.8$$

그 밖의 모수들에 대해서는 다음과 같은 값들을 포

함시켰다.

$$\alpha_1 = \alpha_2 = 0.01, 0.03, 0.05$$

$$m = 2(1)10(2)20$$

$$\sigma^2/b_0^2 = (0.005)^2, (0.01)^2, (0.03)^2, (0.05)^2$$

$$\delta/b_0 = -0.05, 0.05$$

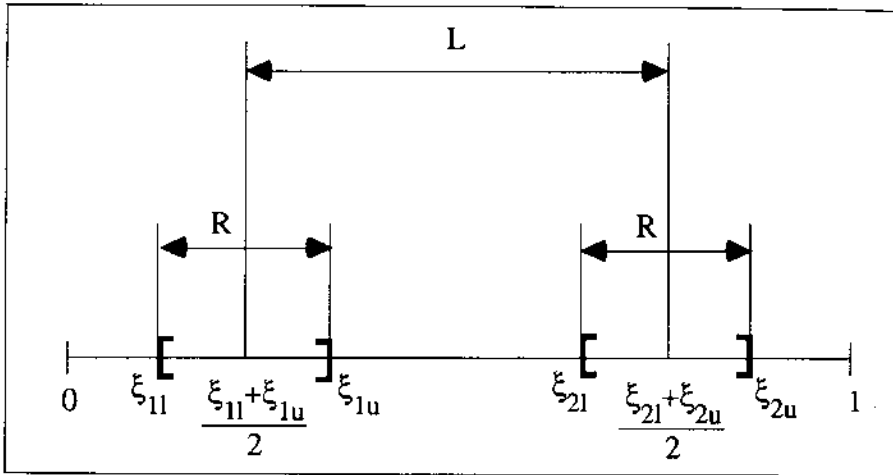
$$\Delta/b_0 = -0.05, 0.05$$

최소검정력을 계산하기 위해 FORTRAN Program을 작성했으며, t-분포의 quantile과 누적 확률을 계산하기 위해 IMSL[3]의 subroutine MDSTI와 MDTN을 사용하였다.

<표 1>에 계산된 최소검정력의 예를 보였다. 종합적인 계산결과로부터 각 모수가 P^* 에 미치는 영향을 살펴 보면 다음과 같다.

- (i) L 이 클수록 P^* 값은 증가한다.
- (ii) R 이 작을수록 P^* 값은 증가한다.
- (iii) α 가 클수록 P^* 값은 증가한다.
- (iv) σ^2/b_0^2 이 클수록 P^* 값은 감소한다.
- (v) δ/b_0 와 Δ/b_0 의 절대값이 클수록 P^* 값은 증가한다. 그러나, 절대값이 같을 때에는 위 두 변화량의 부호가 다른 경우의 P^* 값이 부호가 같은 경우의 P^* 값보다 작다.

위의 결과를 바탕으로 다음 절에서는 t-분포를 이



[그림 4] ξ_1 와 ξ_2 의 위치와 영역.

용한 보증 시험의 설계절차에 관해 설명하고자 한다.

3.4 보증시험설계 절차

t-분포에 의한 제2단계 가설검정을 수행하고자 할 때 보증시험은 다음과 같은 과정을 거쳐 설계할 수 있다.

- (i) 두 피측정체를 선택하여 참값이 포함되어 있는 구간을 파악한다.
- (ii) 과거의 교정실험 자료나 보증시험자료로부터 σ^2 의 대략적인 값을 추정한다.
- (iii) α_1 과 α_2 를 정한다.
- (iv) δ/b_0 와 Δ/b_0 값과, 이 변화량하에서 원하는 최소 검정력 P^* 를 정한다
- (v) m 을 변화시켜가며 P^* 를 보장하는 m 을 결정한다.

위의 과정 (i)에서, 보증시험에 사용될 두 피측정체의 참값의 차이는 가능하면 크고 그 참값이 포함되어 있다고 믿어지는 구간의 길이는 가능하면 작은 것이 최소검정력의 관점에서 바람직하다(3.3절의 전산실험결과 (i), (ii)참조). 과정 (ii)에서 σ^2 의 어느 한 값을 선택할 수 없을 때에는 σ^2 이 포함되어 있다고 믿어지는 구간의 여러 값에서 민감도 분석을 통해 P^* 가 어떻게 변화하는가를 파악할 필요가 있다. 과정 (iii)과 (v)에서 α 와 m 을 결정하는 것은 3.1절의 식 (3.3)의 전체 1종 오차의 최대치 α^* 와 관련이 있다. 표 2에 $L=1.0$, $R=0.01$, $\delta/b_0=0.05$, $\Delta/b_0=0.05$, $\sigma^2/b_0^2=(0.03)^2$ 일때 α^* 값을 나타내었는데, m 이 증가할수록 α^* 값도 같이 증가하는 것을 볼 수 있다. 이 현상은 식 (3.2)에서 m 이 증가함에 따라 비심모수의 절대치가 커짐으로써 H_0 가 기각될 확률이 커지기 때문이며, 이는 본 논문에서 제시한 t-분포에 의한 검정절차의 한 속성으로 이해되어야 할 것이다. 따라서, 보증시험 설계

과정에서 α_1 , α_2 , 그리고 m 을 선택할때 α^* 가 지나치게 커지지 않도록 하여야 한다.

위의 보증시험설계 절차를 예들들어 설명하면 다음과 같다. 두 피측정체의 무게(단위는 그램)의 참값이 포함되어 있는 영역이 $[\xi_{11}, \xi_{12}]=[14.75, 15.25]$, $[\xi_{21}, \xi_{22}]=[64.75, 65.25]$ 로 알려져 있다고 하자. 이 두 영역의 중심 15와 65의 간격이 1이 되도록 ξ 를 변환하되, 이 두 중심의 중심값 40이 0.5가 되도록 하면 ξ 와 변환된 $\tilde{\xi}$ 간의 관계식은 다음과 같다.

$$\tilde{\xi}_i = -0.3 + (1/50) \xi_i, \quad i=1, 2$$

단, 변환된 $\tilde{\xi}$ 스케일에서 $L=1.0$, $R=0.01$ 이다. 그리고 2단계 귀무가설이 사실일 때,

$$\begin{aligned} E(y_i) &= a_0 + b_0 \xi_i \\ &= (a_0 + 15b_0) + 50b_0 \tilde{\xi}_i \\ &= \tilde{a}_0 + \tilde{b}_0 \tilde{\xi}_i \end{aligned}$$

가 된다. 단, $\tilde{a}_0 = a_0 + 15b_0$, $\tilde{b}_0 = 50b_0$ 이다. ξ 스케일에서 $a_0=20$, $b_0=1$ 이라 가정하고, $\delta/b_0=1.75$, $\Delta/b_0=0.05$ 에서(즉, $\delta=1.75$, $\Delta=0.05$ 에서) 원하는 최소검정력 P^* 는 0.9라고 하자. a_0 , b_0 , δ/b_0 , Δ/b_0 를 $\tilde{\xi}$ 스케일로 환산하면 $\tilde{a}_0=35$, $\tilde{b}_0=50$ 이고, 또 $\tilde{\Delta}=50\Delta=2.5$, $\tilde{\delta}=\delta+15\Delta=2.5$ 가 되므로, $\tilde{\Delta}/\tilde{b}_0=0.05$, $\tilde{\delta}/\tilde{b}_0=0.05$ 가 된다. 과거의 교정실험 자료나 보증시험 자료로부터 파악한 σ^2 의 근사값이 1.5라고 하면, $\tilde{\xi}$ 스케일에서 $|\sigma^2/\tilde{b}_0^2|=0.03$ 이 된다. 따라서, <표 1>로부터 최소검정력 $P^*=0.9$ 를 보장하는 실험반복수 m 은 3이상이면 되나, 실험비용을 고려하여 $m=3$ 으로 결정한다. 이때, 전체 1종 오차의 최대값은 <표 2>로부터 0.0666이 된다.

〈표 1〉 최소 검정력(L=1.0, R=0.01, $\delta/b_0=0.05, \Delta/b_0=0.05$)

$ \sigma_1/b_0 =$	0.005			0.01			0.03			0.05		
	$\alpha_1 =$ 0.01	0.03	0.05	0.01	0.03	0.05	0.01	0.03	0.05	0.01	0.03	0.05
m=2	.9998	1.0000	1.0000	.8898	.9986	1.0000	.2312	.5425	.7253	.1019	.2742	.4119
3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.7838	.9611	.9889	.3407	.6262	.7619
4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9796	.9987	.9998	.6184	.8480	.9202
5	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9990	1.0000	1.0000	.8149	.9461	.9759
6	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9211	.9826	.9932
7	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9695	.9947	.9982
8	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9891	.9985	.9995
9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9963	.9996	.9999
10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9988	.9999	1.0000
12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	1.0000	1.0000
14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

〈표 2〉 전체 1종 오차의 최대치(L=1.0, R=0.01, $\delta/b_0=0.05, \Delta/b_0=0.05, \sigma^2/b_0^2=(0.03)^2$).

$ \sigma_1/b_0 =$	0.03		
	$\alpha_1 =$ 0.01	0.03	0.05
m=2	.0210	.0622	.1024
3	.0228	.0666	.1087
4	.0248	.0712	.1150
5	.0269	.0758	.1212
6	.0291	.0804	.1274
7	.0313	.0850	.1335
8	.0335	.0896	.1397
9	.0358	.0942	.1457
10	.0380	.0988	.1518
12	.0427	.1081	.1640
14	.0475	.1175	.1760
16	.0524	.1269	.1881
18	.0574	.1363	.2001
20	.0626	.1458	.2121

4. 결 론

높은 품질을 가진 제품에 대한 수요가 늘어남에 따라 측정관리의 중요성은 어느 때보다 강조되고 있다. 본 연구에서는 검교정 사이에 비표준 제기의 교정상태를 파악하기 위한 보증시험 절차를 개발하고 그에 따른 통계적 분석방법을 마련하였다.

보증시험설계에서 몇가지 유의할 점을 정리하면,

(i) 피측정체를 선택함에 있어, 두 피측정체의 참값의 차이는 가능하면 크도록 하고, 참값이 포함되어있다고 믿어지는 영역은 가능하면 작은 것을 선택하여야 한다.

(ii) t-분포에 의한 제2단계 가설검정절차를 수립함에 있어, 임계치와 반복측정수는 전체 1종 오차가 지나치게 커지지 않도록 선택되어야 한다.

본 연구를 바탕으로 검교정에만 의존하던 종래의 측정관리에서 벗어나 보증시험을 통한 보다 융통성

있고 경제적인 측정관리를 행할 수 있을 것이다. 또한, 앞으로 보증시험의 주기의 결정, 표준과 비

표준 측정치의 관계가 비선형일때의 보증시험절차의 개발등에 관한 연구가 수행되어야 하리라 본다.

인 용 문 헌

[1] Brown, P.J., "Multivariate Calibration", *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol.44, pp.287-321, 1982.

[2] Hunter, W.G. and Lamboy, W.F., "A Bayesian Analysis of the Linear Calibration Problem", *Technometrics*, Vol.23, pp.323-350, 1981.

[3] *IMSL Library Manual*, IMSL, Inc., 1984.

[4] Seward, R.W., *NBS Special Publication 408: Standard Reference Materials and Meaningful Measurements*, NBS, 1975.

[5] Neuhardt, J., Yum, B.J. and Herrin, G., Development and Evaluation of Procedures to Assess Accuracy and Precision of Ohio Skid Measurements, Research Report, Ohio State University, 1980.

[6] Scheffe, H., "A Statistical Theory of Calibration", *Annals of Statistics*, Vol.1, pp.1-37.

[7] Williams, E.J., *Regression Analysis*, Wiley, New York, 1959.

[8] Williams, E.J., "Regression Methods in Calibration Problem", *Bulletin of International Statistical Institute*, Vol.43, Book 1, pp.17-28, 1969.

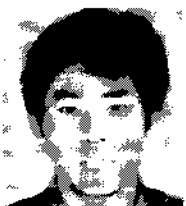
저 자 소 개



저자 염봉진은 현재 한국과학기술원 산업공학과 교수로 재직중이며, 서울대학교 전자공학과에서 학사, 오레곤 주립대 산업공학과에서 석사, 그리고 오하이오 주립대 산업공학과에서 박사학위를 취득하였다. 주요 관심분야는 품질공학, 신뢰성공학, 계측관리 등이다.



저자 조재균은 현재 한국전자통신연구소에 재직중이며, 연세대학교 응용통계학과에서 학사, KAIST 산업공학과에서 석사를 마치고, 연구원 박사과정에 재학중이다. 통계적 방법에 의한 계기 검교정, 네트워크의 중요도 척도등에 많은 관심을 가지고 연구중이다.



저자 이동화는 서울대학교 수학과에서 학사, KAIST 산업공학과에서 석사를 마치고, 현재 박사과정에 재학중이다. 품질관리 및 계측관리, 네트워크와 시스템 신뢰도분석등에 많은 관심을 가지고 연구중이다.