

우리나라 産業의 측정기기에 대한  
較正檢査實施效果分析  
Analysis on the Economic Effects of Calibration  
for Measurement Instrument in Korean Industry

김동진\*, 최종후\*\*, 안용환\*\*\*

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the economic efficiency of the investment for calibrating measurement instruments in manufacturing industries, and to propose the administration scheme of measurement instruments.

To investigate the efficiency of calibration, we estimate a multiple regression model composed of variables - product inferiority--rate, calibration rate, etc-, and verify fitness of the model. According to the statistical analysis by LOGIT method, a forecasting model of product inferiority-rate with calibration-related variables is proposed, and its validity is investigated.

---

\* 한국표준연구소 정책연구실 그룹리더 책임연구원

\*\* 목원대학교 응용통계학과 조교수

\*\*\* 한국표준연구소 전산·정보처리표준화연구실 연구원

## I. 서론

일반 산업체나 연구소를 비롯한 국가 공공 기관의 일반기급측정기기는 자체측정표준실의 사내표준장비로 교정될 수 있다. 그러나 사내 표준 기급의 측정장비는 자체교정이 불가능하므로 반드시 상위급 교정시설을 갖춘 국가지정 교정기관에 교정검사를 의뢰해야되고, 또한 국가지정 교정기관의 표준장비들은 더 높은 상위급 측정기기를 보유하고 있는 교정검사기관을 찾아야 한다. 여기서, 교정(calibration)이란 비교 또는 시험될 측정기기의 어떤 변화를 알아내기 위하여, 더 높은 정밀정확도를 갖는 표준장비(Standard Equipment)와 비교하는 일이다.<sup>1)</sup>

대부분의 측정기기와 표준장비들은 각기 정밀확도의 등급을 달리하고 산업체에서 완전한 교정시설을 구비하는 데는 많은 시설장비와 기술인력을 필요로 한다. 그러므로, 측정장비

의 정밀정확도유지를 위한 표준실설치와 업체실정에 적합한 등급의 교정능력을 갖추고 국가지정기관에서 확립한 교정체계에 의한 주기별 교정으로 소급성(Traceability)을 계속 유지해야 한다. 이러한 일련의 교정검사실시와 행위에 의하여 모든 측정기기의 측정값은 정밀하고도 정확한 참값과 그 신뢰도가 유지될 수 있기 때문에 이를 위한 고도의 측정기술과 측정기기의 교정이 절대적으로 요구된다. 이에 부응하여 정부는 한국표준연구소를 교정검사의 제1차기관으로 지정하고 2, 3차급 교정검사기관과 검교정 자율업체를 지정하여 산업체 및 기관 보유계측기기의 교정검사지원을 위한 국가교정검사지원의 체계를 확립한 것이다.

이에 따라 일반기업체 및 기관보유 측정기기는 지역별로 교정검사의 기술지원을 수사로 받을 수 있는데, 전국정밀측정표준실태조사결과와 나타난<sup>2)</sup> 한국산업의 교정검사 실시율은 <표 1>과 같다.

<표 1> 한국산업의 보유측정기기 교정검사실시율

(단위 : %)

구 분	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989
교정검사실시율	19.6	29.2	33.2	34.7	37.3	59.8	63.8

\* 자료 : 한국표준연구소, 전국정밀측정표준 실태조사보고서, 각년도

<표1>에서 매년 교정검사의 실시율이 큰폭으로 증가되고 있다. 그러나 '89년도 교정검사 대상 기기중 36% 정도는 교정검사 미필기기로 나타나 주기별로 반드시 교정검사를 받아야 할 계측기기의 상당수가 이를 외면한 것으

로서 정밀정확도 유지향상을 위한 문제점으로 제기되고 있다.

본 연구의 목적은 교정검사 실시로 인한 투자효과를 계량적으로 분석하여 미실시 업체의 검교정인식을 고양하는 데있다. 조사대상범위

주 1) 김동진, 이중화(1991), 국가표준의 경제성분석에 관한 연구(IV), KSRI-91-8-IR-P.P 13~20

주 2) 한국표준연구소(1991), 정밀측정표준실태조사보고서 KSRI-91-58-IR, p.p. 82~83

로 24,000개 업체<sup>3)</sup>의 모집단에서 1,500개 업체를 난수표를 이용 단순임의추출하여, 우편 및 방문조사로 경공업부문 90개업체와 중공업부문 270개 업체를 선정하였다. 본 연구의 방법으로 두가지가 제시되었는데, 하나는 대상 업체에 대한 설문 조사결과 나타난 계량적 통계치를 분석과악하는 것이고, 다른 하나는 이들 업체에서 밝힌 자료를 통계패키지 SAS를 이용, 회귀분석을 통해 적합성을 검토함으로써 추정된 모형의 타당성을 검증하는 것이다.

일반적으로 산업체의 교정검사에 대한 기술적 투자행위는 제품의 품질을 향상시켜 불량률감소에 큰영향을 준다고 인식하고 있다.<sup>4)</sup> 이를 통계적 분석방법으로 확인하기 위해 품질관리상 계측기기의 주기적 교정검사에 대한 투입비용이 늘어날 경우 불량률은 전년도에

비해 감소한다는 점을 가설로 설정하였다.

## II. 조사결과

### 1. 교정검사 투입비용 및 불량률 발생실태

우리나라 산업체의 측정관련투자비는 업체당 평균 6,634만원으로 총생산액중 약 0.13%이며, 이 중 측정기기의 교정검사에 따른 비용은 222만원으로 나타났다. 측정투자 비용투입의 경우 측정표준실 설치업체는 업체당 평균 10,962만원에 비해 미설치업체는 5,528만원으로 표준실유무간 측정비용의 격차가 상당히 큼을 알 수 있다.

<표 2> 기업형태별 불량발생현황(업체당 평균)

(단위 : 만원, %)

구 분	총생산액(A)	측정투자액(B)	측정기기교정검사비	불량손실액(C)	불량발생률		불량감소		비교(D/E)	
					88년	89년	율	액(D)		
규모	대 기업	10,463,397	10,373	388	74,543	2.62	2.17	0.45	47,085	4.5
	중 소 기업	1,492,779	2,078	105	18,196	3.39	3.27	0.12	1,791	1.0
표준실	설 치	8,888,045	10,962	343	45,060	2.02	1.24	0.78	69,326	6.3
	미 설 치	3,596,059	5,528	130	39,625	3.90	3.29	0.61	15,835	2.8
산업(평균)		5,204,759	6,634	222	41,512	3.06	2.81	0.25	13,011	1.9

측정관련투자비용중 측정기기의 교정검사비는 업체에서 보유하고 있는 측정기기에 대해 주기적인 교정검사를 받는데 소요되는 비용으로서 장비의 측정표준유지관리 즉, 정밀 정확도 향상을 위해 지출되는 필요경비이다.

따라서 교정검사 비용지출이 큰 업체일수록 측정기기의 정밀정확도 유지에 적극적이며 철저함을 알 수 있다. 산업체의 업체당 평균 교정검사투입비용은 측정표준실을 설치한 업체가 343만원이며 측정표준실 미설치업체는

주 3) 경제기획원[1989년도 광공업통계자료보고서]에 수록된 56,000개 제조업체중 직원20인 미만의 영세기업을 제외한 업체수임.

주 4) 김동진, 안용환(1989), 국가표준의 경제성분석에 관한 연구(Ⅲ), KSRJ-90-16-IR, p.p 29~37.

균 130만원으로 밝혀졌다. 산업체의 '89년 평균 불량률은 기업규모면에서 대기업이 총생산액 대비 2.17%, 중소기업은 3.27%로 나타났다. 이를 측정실유무별로 보면 측정표준실을 설치한 업체는 1.24%이며, 일반업체가 3.29%으로 설치업체보다 불량발생비중이 높았다.

## 2. 측정기기의 교정검사에 대한 인식도

<표 3>에서 실무담당자들은 교정검사에 의한 철저한 계측관리는 제품의 생산성 증대와 가격경쟁력을 크게 강화시킨다는 공통된 인식을 하였다.

<표 3> 교정검사실시효과에 대한 인식도

구 분	생산성 증대	가격경쟁력강화	효과없음	비용만 증가
표준실설치	49.6	50.4	—	—
미설치업체	43.4	38.5	16.4	1.7
계	46.5	44.4	8.2	0.9

그러나 교정의 중요성을 인식하지 못한 일부업체(9.1%)는 계측기기에 대한 교정검사에 대해 부정적인 반응을 보이고 있는데 그 이유

로 과도한 교정검사비용지출로 생산원가에 부담증과 교정검사실시체계에 대한 지역별 불균형의 불편한 점을 지적하고 있다.

<표 4> 교정검사실시 효과금액(업체당 평균) 및 총생산액대비 비중

(단위 : %, 백만원)

구 분	계		불량감소효과		생산성증대효과		품질향상효과		가격경쟁력강화		수출증대효과	
	비율	금액	비율	금액	비율	금액	비율	금액	비율	금액	비율	금액
대 기업	2.73	2,742	1.03	938	0.65	795	0.53	629	0.17	167	0.34	213
중소기업	2.75	179	0.45	35	1.22	70	0.31	21	0.43	43	0.33	95
계	2.74	1,419	0.73	472	0.94	421	0.42	315	0.31	103	0.34	108

교정검사의 실시로 인한 업체당 평균 효과금액은 총생산액중 약 2.74%에 이르고 있는

데 이중 생산성 증대와 불량감소의 비중이 큰 것으로 나타났다.<sup>5)</sup>

주 5) 기업회계상 나타나는 대차대조표상의 손익계산서에 구체적으로 그 비용투자내역이 나타나지 않은 상태에서 품질관리 전담요원의 품질체크리스트상에서 파악될 수 밖에 없는 감각적 분석이 포함되어 있다는 점을 고려하여야 함.

### Ⅲ. 교정검사 실시에 따른 효과분석

$$e \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$$

#### 1. 불량률과 교정검사 비용 투입의 모형적합

여러개의 설명변수들로 연속형 변수인 종속 변수를 설명하기 위한 통계 분석기법으로 다중회귀가 있다. 여기에서 다중회귀모형은

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p + e$$

으로 정의된다. 이때 모형상에 요구되는 가정은

이다.

수집한 자료에서 위 모형에 적합시킬 변수들은 <표 5>와 같다. 즉, 종속변수로 '89년 불량률을 두고 설명변수로 '88년 불량률, '89년 검교정비율, '89년 연구개발비, 표준실유무, 기업의 규모, 기업의 업종, '89년 검교정 실시 등을 둔다.

<표 5> 모형에 고려된 변수들에 대한 설명

변 수	내 용	비 교
Y	'89년 불량률	
X1	'88년 불량률	
X2	'89년 검교정비율	'89년 검교정액/'89년 총생산액
X3	'89년 연구개발비	
X4	표준실 유무	1이면 유, 0이면 무
X5	기업의 규모	1이면 중소기업, 0이면 대기업
X6	기업의 업종	1이면 중공업, 0이면 경공업
X7	'89년 검교정 실시	1이면 우량, 0이면 불량

회귀모형에 적합시키기 위하여 모형에 고려하는 일부 변수들의 분포가 지나치게 한쪽으로 치우쳐 있기 때문에 원변수를 그대로 사용할 때 회귀분석시 요구되는 가정에 위배되어 변수변환이 요구된다.

따라서 '89년 불량률, '88년 불량률, '89년 검교정비율 등은  $\text{SIN}^{-1}P$  변환에 의해 생성된 변수, '89년 연구개발비는 4승근 루트변환에 의해 생성된 변수를 각각 회귀분석에 적용하였다. 회귀분석시 변환된 변수들을 활용하는 것이 원변수들 보다 요구되는 가정을 충족하

기 때문에 바람직하다. 다중회귀분석에서는 모형상에 고려되는 변수쌍간의 독립성 (Pairwise independence)이 유지되어야 한다. 원변수들의 Scatterplot matrix와 변환된 변수들의 Scatterplot matrix를 얻어 검토한 결과 원변수보다는 변환에 의하여 생성된 변수가 정규성을 더 충족시킨다.

위 변환과정에 의해 생성된 변수들을 활용 '89년 불량률에 대한 다중회귀분석 실시후 도출된 회귀추정식은

$$\begin{aligned} \text{SIN}^{-1}\sqrt{Y} = & 0.010128 + 0.949487 * \text{SIN}^{-1}\sqrt{X1} \\ & - 0.100424 * \text{SIN}^{-1}\sqrt{X2} \\ & + 0.00029671 * \sqrt{X3} + 0.000585 * \\ & X4 - 0.000485 * X5 - 0.002912 * X6 \\ & - 0.001117 * X7 \quad (R^2=0.9662) \end{aligned}$$

이다.

이 추정결과를 토대로 모형상에 요구되는 가정을 검토한 결과 정규성, 등분산성, 독립성의 가정이 무리없이 충족되었다. 또 다중회귀 분석시 안정적인 추정결과를 얻기 위하여 다중공선성의 검토와 영향력관찰치의 존재유무를 검토하는 것이 필수적이다. 이는 소위 회귀진단(Regression Diagnosis)문제이다.

다중공선성 검토를 위해 분산확대인자(variance inflation factor : VIF)나 상태지수(condition index : CI)를 주로 이용하며 본 연구에서

는 분산확대인자 VIF를 이용하여 이 문제를 검토하기로 한다.

설명변수  $X_k$ 와 그 밖의  $(p-1)$ 개의 설명변수  $X_1, \dots, X_{k-1}, X_{k+1}, \dots, X_p$ 사이의 결정계수를  $R_k^2$ 라고 하면

$$\text{Var } \beta_k = \frac{\sigma^2}{1-R_k^2} \quad (k=1, \dots, P)$$

로 나타난다.  $R_k^2$ 이 1에 가까운 경우, 즉 설명변수  $X_k$ 가 나머지  $(p-1)$ 개의 설명변수에 의해서 결정되는 경우에는  $\beta_k$ 의 추정치는 분산이 크게 확대된다. 여기서  $1/(1-R_k^2)$ 이 분산확대인자인데 보통 VIF가 10보다 크면 다중공선성이 발생한 것으로 생각한다. 분석결과 <표 6>에서 10이상인 경우가 없으므로 다중공선성은 문제시되지 않는다.

<표 6> 분산확대인자

변 수	VIF
INTERCEPT	0.00000000
X1	1.13119132
X2	1.34701518
X3	1.53143128
X4	1.39118546
X5	1.51172315
X6	1.06822421
X7	1.12577233

영향력분석에 쓰이는 통계량에는 Covratio, Dffits, Dfbetas, Cookd(Cook's distance), Rstudent(표준화제외잔차)등이 있다. 이 통계량들은 그 값이 여타 관찰치들 보다 큰 것을 영향력 관찰치로 규정한다. 한편, 영향력관찰치를 찾는 통계량들에 대한 통계적 평가는 Covratio가 특히 불량한 것으로 여겨지고 있

으며 Dffits와 Cookd가 우수하게 평가되고 있다. 이에 따라 본 연구에서도 Dffits와 Cookd를 이용하여 추론에 영향을 크게 미치는 영향력관찰치를 찾으려 한다. <표 7>은 각 관찰치에 대한 Dffits와 Cookd의 값을 나타낸 것으로, 2번, 41번, 43번, 59번 관찰치(\*)가 영향력관찰치로 판단된다.

<표 7> 각 관찰치에 대한 Dffits와 Cookd의 값

관찰치	Cook's		관찰치	Cook's	
	D	Dffits		D	Dffits
1	0.001	-0.1071	34	0.000	0.0449
*2	0.115	-1.0622	35	-	-
3	0.028	0.4730	36	-	-
4	0.001	-0.0900	37	0.004	0.1744
5	0.047	0.6117	38	-	-
6	0.011	0.2954	39	-	-
7	-	-	40	0.000	-0.0309
8	-	-	*41	0.192	-1.2847
9	0.000	0.0431	42	0.004	-0.1847
10	0.002	0.1229	*43	0.126	1.0944
11	0.001	0.0631	44	0.000	0.0007
12	0.004	-0.1741	45	0.000	-0.0188
13	-	-	46	0.001	-0.0756
14	0.002	-0.1223	47	0.000	-0.0396
15	0.021	0.4144	48	0.004	0.1780
16	0.014	0.3348	49	0.019	0.3953
17	0.003	-0.1530	50	0.003	-0.1413
18	0.021	-0.4061	51	0.000	0.0103
19	0.016	-0.3608	52	0.000	-0.0219
20	0.010	0.2827	53	0.012	0.3054
21	-	-	54	0.070	0.7860
22	-	-	55	0.000	0.0448
23	0.053	0.6661	56	-	-
24	0.000	-0.0208	57	-	-
25	0.052	-0.6497	58	0.002	-0.1273
26	0.066	0.7354	*59	0.297	-1.6295
27	0.001	-0.1052	60	0.000	-0.0559
28	0.000	0.0083	61	0.054	-0.6610
29	0.000	0.0504	62	0.001	0.0838
30	-	-	63	0.044	-0.5917
31	-	-	64	0.012	-0.3120
32	0.003	0.1497	65	0.014	-0.3378
33	0.003	-0.1602	66	-	-

이들 영향력 관찰치를 제거시킨 후 다시 위 모형에 대하여 추정한 결과 최종적인 회귀추정식은

$$\begin{aligned} \text{SIN}^{-1}\sqrt{Y} = & 0.0008819 + 0.947145 * \text{SIN}^{-1}\sqrt{X1} \\ & - 0.056201 * \text{SIN}^{-1}\sqrt{X2} \\ & + 0.000049281 * \sqrt{X3} + 0.001994 * \\ & X4 - 0.003210 * X5 - 0.001471 * X6 \\ & - 0.03808 * X7 \dots (1) (R^2 = 0.9812) \end{aligned}$$

이다.

## 2. 검교정 관련 변수들에 의한 불량률 변화예측

2개의 범주형 반응변수를 취하는 Y를 설명변수 X로 설명하기 위한 대표적 모형이 로짓 모형 (LOGIT model)이다. 즉, Y=1혹은 2이고, 공변량  $X_1, X_2, \dots, X_p$ 를 생각할때 로짓모형은

$$\ln \frac{P(Y=1 | X_1, \dots, X_p)}{P(Y=2 | X_1, \dots, X_p)} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p$$

로 정의된다.  $P(Y=1 | X_1, \dots, X_p)$ 를 P로 두면,  $P(Y=2 | X_1, \dots, X_p)$ 는  $1-P$ 이므로 위식은

$$\ln \frac{P}{1-P} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p$$

로 쓸 수 있고, 이것은 다시

$$P = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p)}$$

로 쓸 수 있다.

위 모형에서 불량률변동을 반응변수로 두고, 공변량으로 표준실 설치유무, 기업의규모 검교정비율변동을 설명변수로 하였다.

이때

불량률 변동 = 1989년 불량률 - 1988년 불량률

이고,

검교정비율 변동 =

$$\frac{1989\text{년 검교정 비용}}{1989\text{년 총생산액}} - \frac{1988\text{년 검교정 비용}}{1988\text{년 총생산액}}$$

이다. 반응변수 불량률 변동은 陽인 경우 +1로, 陰인 경우 -1, 공변량은 표준실이 있는 경우를 1로, 없는 경우를 0으로 하고 기업의 규모는 중소기업인 경우 1로, 대기업인 경우 0으로 둔다. 또 검교정비율 변동은 陽인 경우 +1로, 陰인 경우 -1로 둔다.

<표8>에서 '88년에 비하여 '89년에 검교정비용이 늘어난 경우 ( $X_3 = +1$ )들의 불량률변동이 상대적으로 크음을 알 수 있다.

이는 서론의 가설을 만족하는 결과이며, 로짓모형은

$$\ln \frac{P(Y=-1 | X_1, X_2, X_3)}{P(Y=+1 | X_1, X_2, X_3)} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3$$

로 쓰여진다.



<표 8> 분석자료

표준실유무 (X1)	기업규모 (X2)	검교정 비율변동 (X3)	표본의 크기	불량률 변동 (Y=-1)
0	0	-1	13	6
0	0	+1	17	12
0	1	-1	7	3
0	1	+1	13	10
1	0	-1	5	4
1	0	+1	7	3
1	1	-1	1	1
1	1	+1	3	3
합 계			66	42

위 모형에 적합시키기 위하여 SAS에서 범주형 데이터를 위한 모형의 분석에 사용되는 프로시저인 PROC CATMOD (categorical

data modeling)를 이용하여 분석한 결과는 <표9>와 같다.

<표 9> LOGIT 분석 1(설명변수 : 표준실 유무, 기업규모, 검교정비율 변동)

ANALYSIS OF MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATES					
Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	-0.2463	0.3623	0.46	0.4966
X1	2	-0.3674	0.6308	0.34	0.5602
X2	3	-0.4952	0.5627	0.77	0.3789
X3	4	-0.3262	0.2642	1.53	0.2168

적합결과

$$\ln \frac{P(Y=-1 | X_1, X_2, X_3)}{P(Y=+1 | X_1, X_2, X_3)} = -0.2463 - 0.3674X_1 - 0.4952X_2 - 0.3262X_3$$

로 추정되었다. 한편 모형의 적합도를 나타내

는 통계량 LIKELIHOOD RATIO는 자유도 4 (=8-4),  $\chi^2$ 값이 7.03(P값=0.1341)이기 때문에 모형이 어느정도 적합된 경우라고 할 수 있다. 여기서 X1, X2, X3의 개별적 유의성이 문제시되어 설명변수중 P값이 가장 큰 X1을 제시시킨 축소모형을 다시 추정하였으며, 그

결과는 <표10>과 같다.

<표 10> LOGIT 분석 2(설명변수 : 기업규모, 검교정 비율변동)

ANALYSIS OF MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATES					
Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	-0.3480	0.3193	1.19	0.2757
X2	2	-0.4486	0.5556	0.65	0.4194
X3	3	-0.3297	0.2635	1.57	0.2109

<표 11> LOGIT 분석 3(설명변수 : 검교정 비율변동)

ANALYSIS OF MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATES					
Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prch
INTERCEPT	1	-0.5007	0.2616	3.66	0.0556
X3	2	-0.3466	0.2616	1.75	0.1853

이 경우 LIKELIHOOD RATIO는 자유도 5인  $\chi^2$ 값으로 7.38(P값=0.1938)이기 때문에 모형이 어느 정도 적합되었다고 할 수 있다. 여기서 X2, X3의 개별적 유의성이 문제시되어 공변량중 P값이 가장 큰 X2를 제거시킨 축소 모형으로 다시 추정하였다. 이때 분석결과 <표12>의 STEP1에서  $-2\log$  likelihood의 값이 83.747296인데, <표12>의 STEP2에서는 84.094417이다. 이는  $2\max\{\ln L(\beta_0\beta_1\beta_2\beta_3)\} = -83.747296$ 이고, 반면  $2\cdot\max\{\ln L(\beta_0\beta_2\beta_3)\} = -84.094417$ 임을 뜻한다. 이 두 값의 차를 X1의 X<sup>2</sup> 기여량이라고 하는데 그 값은 0.347121이다. 마찬가지로 <표 12>의 STEP 3

에서는  $-2\log$  likelihood의 값이 84.758799이므로 이는  $2\cdot\max\{\ln L(\beta_0\beta_3)\} = -84.758799$ 임을 뜻한다. 즉 원모형의  $-2\log$  likelihood 값과의 차인 1.011503이 X1과 X<sub>2</sub>의  $\chi^2$ 기여량이다.

원모형 (original model)과 축소모형(reduced model)의 비교에 관해서는 관점에 따라 다른 기준 설정이 가능하지만 아카이케의 정보량 기준(AIC : Akaike's Information Criterion)에 따르면 2배의 최대 로그우도 값( $2\cdot$  maximum log likelihood)의 차 A가 B= $2\cdot$ (원형 모형에서의 모수의 수-축소모형에서 모수의 수)보다 작은 경우에 한하여 축소모형이 원모

정보다 선호된다.

<표 12> 최적 모형 선택을 위한 요약표

STEP	설 명 변 수	-2 Log Likelihood	$\chi^2$ 값	P값
1	X1, X2, X3	83.747296	7.03	0.1341
2	X2, X3	84.094417	7.38	0.1938
3	X3	84.758799	8.05	0.2347

STEP2의 축소모형과 STEP1의 원모형과의 2배의 최대로그우도 값의 차  $A=0.347121$ 이며, 이때  $B=2$ , 즉  $A < B$ 이므로 축소모형이 선호된다. 마찬가지로 이유로 STEP3의 축소모형이 가장 선호된다고 할 수 있다. 결과적으로 최적모형에 의한 추정 결과는

$$\ln \frac{P(Y=-1 | X_3)}{P(Y=1 | X_3)} = -0.5007 - 0.3466 X_3$$

이다.

#### IV. 결 론

우리나라 산업체중 대기업과 표준시설업체가 중소기업과 표준설 미설업체보다 측정관련 투자비용 및 교정검사비용지출이 높고, 불량발생률에서는 상대적으로 낮아 측정기기에 대한 비용지출 및 교정검사실시의 효과 있음음을 알 수 있다.

교정검사실시에 대한 인식도에서 그 효과를 인정하고 있는 업체가 90%에 이르고 있고 대부분의 표준시설업체와 대기업실무담당자들은 품질관리에서 가장 중요한 부분이 바로 계측관리에 있다고 인식하고 있었으며, 이에 대한 관리에 철저한 관심을 보이고 있었다. 즉 측정관리의 투자가 제품의 경쟁력을 크게 하

며 측정기기의 교정검사를 통한 정확한 점검이 제품의 불량을 줄일 수 있다고 다수업체의 전담자들이 인식하고 있어 교정검사의 실시효과를 파악할 수 있다는 가설을 설정할 수 있었다.

한편, III-1절의 식(1)을 '88년 불량률을 제거시킨 상태에서 추정한 결과, 결정계수는 0.06에 불과했다. 이 결과로는 실제적 유의성 (Practical significance)을 부여하기 힘들다. 즉, 여타 설명변수인 '89년 검교정비용, '89년 연구개발비, 표준실유류, 기업의 규모, 기업외 업종, '89년 검교정실시 등은 '89년 불량률을 다소 저조하게 설명한다는 것이다.

이는 검교정관련 변인들이 전체불량률에 미치는 영향은 일부 인정되나 그 크기가 막대하지는 않으며 전체불량률은 검교정관련 변인의 외적인 요인들에 크게 좌우됨을 보여주고 있다. 만약 전체불량률 중에서 검교정 관련 불량률을 별도의 자료로 획득한다면 보다 타당한 연구가 될 것이다.

그러므로 본 연구에서 설명변수로 '88년 불량률까지 고려한 것은 연구결과의 실제적 유의성을 획득하기 위함이었다. 이러한 한계에서 회귀모형의 추정 및 모형에 대한 가정들을 검토하고, 회귀진단을 시도하였다. 특히 추론에 크게 영향을 미친다고 생각되는 영향력 관찰치를 색출하여 이를 제거한 추정식을 도출

하여 보다 안정적인 추정식을 얻었다.

또한 불량률 변동(반응 변수)에 대한 표준실유무, 기업규모, 검교정비율변동의 로짓모형을 추정하고, 최적모형을 도출한 결과 최적모형상의

$$\text{Pseudo } R^2 = \frac{N}{N+C}$$

을 고려한다. 여기서 N은 표본의 크기, C는 모형적합에 대한  $\chi^2$ 값이며, 최적모형의 Pseudo  $R^2$ 는 0.1857이다. 그러나 이 정도의  $R^2$ 값은 통계적 유의성 (Statistical significance)은 있겠지만 실제적 유의성(practical significance)이 있다고 말하기는 곤란하다. 따라서 본 연구의 목적상 표준실 유무, 기업규모와 같은 설명변수도 동시에 고려된 원모형으로 추정한 결과를 문제의 추정식으로 받아들임이 보다 타당할 것이다. 즉, 추정된 불량률변화 예측모형은

$$\ell n \frac{P(Y=-1 | X_1X_2X_3)}{P(Y=+1 | X_1X_2X_3)} = -0.2463 - 0.3674X_1$$

$$-0.4952X_2 - 0.3262X_3$$

$X_1=0$ :표준실무

$X_2=0$ :대기업

1:표준실유,

1:중소기업,

$X_3= 1$ :검교정비율변동 양

-1:검교정비율변동 음

이다.

이 추정식에 의하여 처리 조합별로 비교한 결과 예측된 빈도와 실제 관찰된 빈도는 크게 벗어나지 않았다. 이를 이용하여 어떤 관찰치가 표준실유무, 기업규모, 검교정비율 변동 양 상에 따라 그 관찰치의 불량률 변동이 감소할 확률  $P(Y=-1)$ 을 예측할 수 있게 된다. 즉,  $P(Y=-1)$ 이 1에 가까울수록 해당 관찰치는 전년도에 비해 금년도의 불량률이 줄어들 것이라는 의미가 되고, 0에 가까울수록 불량률이 늘어날 것이라는 의미가 된다. 결국, 표준실 유무, 기업규모, 검교정비율 변동이 불량률의 변동에 미치는 영향을 분석하는데 이 결과를 활용할 수 있을 것이다.

## [참 고 문 헌]

1. 김동진, 이종화(1991), 국가표준의 경제성 분석에 관한 연구(IV) (측정투자의 효율성 분석을 중심으로), KSRI-91-8-IR.
2. 박성현 (1986), 회귀분석, 대영사.
3. 과학기술처 (1989), 정밀측정표준 실태조사 보고서, KSRI-89-12-IR.
4. 과학기술처(1991), 정밀측정표준 실태조사 보고서, KSRI-91-58-IR.
5. 한국표준연구소(1982), 전략기계공업의 정밀정확도 향상방안 조사보고서, KSRI-IR-37.
6. SAS Institute . Inc.(1986)“SAS User’s Guide : Statistics”, Version 6 Ed.