ISSN 1229-1889(Print)
ISSN 2287-9005(Online)
J Korean Soc Qual Manag Vol. 49, No.4: 467-482, December 2021
https://dx.doi.org/10.7469/JKSQM.2021.49.4.467

조건부 차이조사의 관리한계 결정: 다구찌 품질손실 개념의 응용

배후석* · 임채관**†

* 한국해양대학교 해운경영학부
** 동명대학교 유통경영학과

Determination of Control Limits of Conditional Variance Investigation: Application of Taguchi's Quality Loss Concept

Hoo Seok Pai* · Chae Kwan Lim**†

* Division of Shipping Management, Korea Maritime and Ocean University
** Department of Distribution Management, Tongmyong University

ABSTRACT

Purpose: The main theme of this study is to determine the optimal control limit of conditional variance investigation by mathematical approach. According to the determination approach of control limit presented in this study, it is possible with only one parameter to calculate the control limit necessary for budgeting control system or standard costing system, in which the limit could not be set in advance, that's why it has the advantage of high practical application.

Methods: This study followed the analytical methodology in terms of the decision model of information economics, Bayesian probability theory and Taguchi's quality loss function concept.

Results: The function suggested by this study is as follows; $\delta \leq \frac{3}{2}(k+1) + \frac{2}{\frac{3}{2}(k+1) + \sqrt{\left\{\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2 + 4}}$

Conclusion: The results of this study will be able to contribute not only in practice of variance investigation requiring in the standard costing and budgeting system, but also in all fields dealing with variance investigation differences, for example, intangible services quality control that are difficult to specify tolerances (control limit) unlike tangible product, and internal information system audits where materiality standards cannot be specified unlike external accounting audits.

Key Words: Conditional Variance Investigation, Control Limit Policy, Taguchi's Quality Loss Function, Decision Making of Information Economics, Bayesian Probability Theory

● Received 4 August 2021, 1st revised 23 August 2021, accepted 7 October 2021
† Corresponding Author(cklim@tu.ac.kr)
ⓒ 2021, Korean Society for Quality Management
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0) which permits unrestricted non-Commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.
* 이 논문은 2019년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음[2019S1A5B5A07089281]

1. 서 론

계획/실행/통제라는 관리프로세스를 따르는 표준원가시스템 또는 예산시스템의 핵심은 차이조사에 있다. 차이(variance)는 사전에 수립된 목표(표준원가/예산)와 사후에 달성된 실적(실제원가/실적)과의 갭을 의미하는 바, 차이의 발생은 당연한 것이며 이의 발생 원인을 밝히기 위한 조사활동 즉 차이조사는 통제의 요체라고 볼 수 있다. 차이조사는 시간과 노력 그리고 비용이 소요되므로 관측된 모든 차이를 조사하는 것은 자원낭비의 비능률적 통제일 것이며 차이를 전혀 조사하지 않는 것은 적절한 피드백이 이루어지지 않아 비효과적인 통제로 귀결될 것이다. 따라서 최적의 차이조사정책은 어떤 차이도 조사하지 않는다와 모든 차이를 조사한다는 두 정책의 사이에 위치하게 되며 이것이 조건부 차이조사의 개념이다.

조건부 차이조사는 관리한계(control limit)에 따른 의사결정에 의해 구체적으로 실현된다. 다시 말해서 발생한 차이가 미리 정해진 관리한계의 범위를 벗어날 때에만 조사의 의사결정을 내린다는 것인데, 이는 공정관리, 품질공학, 정보시스템 감사, 회계감사 등 경영/회계의 여러 분야에 적용되고 있는 보편적 의사결정 정책이다. 예컨대 통계적 품질관리에서 허용공차, 전통적 변수표본감사의 허용왜곡표시액 등이 관리한계에 해당하는 개념인데 이는 공학적으로 사전에 확정되어 있거나 회계감사에서와 같이 중요성(materiality) 판단기준[1]을 미리 설정함으로써, 사후 관련 의사결정이 크게 어렵지 않다. 그러나 표준원가시스템이나 예산시스템의 경우, 개별 시스템마다 고유성을 가지므로 보편적으로 수용할만한 사전적(a priori) 기준을 정하기 쉽지 않으며 따라서 객관적으로 타당성 있는 관리한계를 특정하고 있지 못하다. 즉 관리자의 직관과 경험에 의하여 차이의 절대적 금액 또는 상대적 비율의 크기나 차이 발행의 추세, 유형 등을 고려하는 임의적 판단에 의존하고 있다.

물론 표준원가와 예산통제를 다루는 관리회계학 분야에서 차이조사에 관한 연구는 지속적으로 이루어졌다. 예들들면 실무적으로 품질관리의 관리도 개념에 기초를 두고 통계적 오류를 고려하는 2σ, 3σ 심지어 6σ정책을 제시한다거나, 이론적으로도 차이조사 의사결정을 위하여 다양한 접근방법을 모색하였다. 오래 전 부터 휴리스틱 모형(Magee and Dickhaut, 1978), 기대비용 최소화에 의한 마코브 관리(Markovian control) 모형(Dittman and Prakash, 1978; 1979), 확률적 의사결정론 모형과 베이즈 확률 확장모형(배후석, 1991), 동적계획법모형(Henig, 1993) 등이 제안되었으며, 심지어 대리상황(agency paradigm)에서의 차이조사 의사결정모형(Baiman and Demski, 1980a, 1980b; Lambert, 1985; Young, 1986)이 개발되어 이를 기초로 몇 가지 가정을 전제한 최적 관리한계의 결정을 위한 분석적 접근방법(배후석, 1994; 배후석·정명환, 1995)을 보여주기도 하였다. 최근에는 불확실성의 표현과 처리를 위한 대안으로서 퍼지집합(fuzzi set)을 이용(Zebda, 1984; Oz and Reinstein, 1995)하거나 베이즈 확률 대신 뎀스터-쉐퍼 증거이론에 기반한 신념함수(belief functions)를 응용(Srivastava and Liu, 2003)하는 등 행동적 연구도 다수 이루어지고 있다.

그러나 이들 연구가 제시하고 있는 여러 접근방법의 출현은 결국 객관적인 기준으로서 관리한계를 명확히 도출하기 어렵기 때문에 나타난 현상으로 볼 수 있다. 공학적 품질관리나 회계감사와는 달리 예산이나 표준원가를 위한 통제시스템 관리의 가장 큰 약점은 피드백을 위한 차이의 금액이 사후추적이 필요한 차이인지 따로 조사할 필요가 없이 허용될 수 있는 차이인지를 구분할 수 있는 과학적이고 객관적인 기준이 존재하지 않는다는 것이다.

뿐만 아니라 통계적 품질관리에서 제시하고 있는 몇 표준편차(2σ, 3σ 등)를 관리한계로 보는 것은 따로 조사비용이 필요하지 않는 공학 분야(허용한계를 벗어나면 무조건 품질불량으로 처리)에서는 충분히 받아들여질 수 있는 간

1) 일반적으로 생산 공정관리에서는 공학적 허용공차가 분명하며, 회계감사에서는 대략 손익에 영향을 미치는 왜곡표시사항은 자산총계 3% 또는 매출액 3% 중 보수적으로 작은 금액을 적용하여 왜곡표시범위를 정한다.

편한 기준이지만, 차이조사에는 여러 비용(실제 조사비용, 조사 후 수정비용, 조사의 기회비용)이 든다는 점을 감안하면 단순 기술통계량만으로 조사 의사결정을 내리는 것은 왜곡된 결론에 이를 수 있다는 한계가 있다. 또한 전통적 회계감사에서 일종의 관리한계로 제시하고 있는 중요성(materiality) 기준 역시—예컨대 매출액 또는 총자산의 3%에 해당하는 금액이 의사결정 기준—전문가 집단이 보편적으로 수용하고 있지만, 일종의 경험칙으로 과학적 근거는 사실상 없다는 것도 문제점이다.

이처럼 적절한 통제가 요구되는 표준원가시스템이나 예산시스템에서 차이조사 의사결정 기준이 되는 관리한계를 명확하게 제시하지 못하기 때문에, 대부분의 연구는 관리한계 도출 그 자체보다 차이조사 의사결정 과정에 대한 개념 위주의 이론적 연구에 집중되어 있다. 그렇기 때문에 현재까지도 관리한계 도출의 논거와 함께 실무적으로도 응용 가능한 관리한계 결정 방법을 제시하지 못하고 있는 것이 사실이다.

이상 차이조사 의사결정 문제와 관리한계에 관한 여러 선행연구의 한계를 극복하기 위해서는 관리한계의 결정에 영향을 미치는 여러 요인에 대한 고찰과 합리적 가정을 전제하고 객관적 타당성이 있는 분석적, 수리적 접근방법을 적용하여 관리한계를 결정하는 것은 매우 중요한 일일 것이다. 관리프로세스에서 강조되고 있는 통제활동 및 통제를 위한 관리한계의 결정은 임의적이고 주관적인 판단 또는 관행에 따른 경험칙을 벗어나 논리적으로 타당하며 구체적인 분석적 접근방법에 따른 수리적 과정에 따라야만 보편적인 과학적 원가관리 및 예산통제가 가능할 것이다.

따라서 본 연구의 주요 목적은, 차이조사 의사결정이 경영과학에서 말하는 소위 불확실성(위험)하의 의사결정이므로 확률적 의사결정이론을 기반으로 하되, 다구찌 품질손실개념을 응용하여 일반화될 수 있는 관리한계를 도출하는 수리적 접근방법을 분석적으로 검증함으로써, 보편적 상황에서의 최적 관리한계, 나아가 실무적으로 적용 가능성이 높은 구체적인 관리한계 결정이 가능함을 보여주는 데 있다.

2. 다구찌 품질손실 개념과 조사 기회비용

2.1 다구찌 품질손실 개념

통계적 품질관리의 관리한계(관리하한 및 관리상한) 개념을 표준원가시스템이나 예산통제시스템에 그대로 적용하기는 무리가 있다. 일단 전통적인 품질손실함수—실제치가 허용한계의 구간 내에 속하면 합격, 그렇지 않으면 불합격—와 다구찌의 품질손실함수[2)]를 비교해 보면, 전통적인 이원적 개념의 손실함수는 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$L(y) = \begin{cases} 0 \ : \ T-d < y < T+d \\ C : \ y < T-d \text{ 또는 } y > T+d \end{cases} \tag{2. 1}$$

여기서 실제치를 y, 목표치를 T라 놓고, $(T-d, T+d)$를 소비자의 품질허용한계의 구간으로 정의하고 y가 이 구간을 벗어날 때 소비자가 어떤 제품을 조사 및 수리(또는 폐기)하는 데 C원의 비용이 드는 상황에서, $y=T$일 때 Taylor 급수전개에 의한 다구찌의 손실함수는 다음과 같이 2차함수로 도출된다.

$$L(y) = \frac{C}{d^2}(y-T)^2 \tag{2. 2}$$

2) 다구찌의 품질손실함수는 현행 회계시스템에서 보고되지 않는 품질원가의 추정에 유용한 도구로 받아들여지고 있다(Taguchi and Clausing, 1990).

다구찌는 기본적으로 “실제치의 값이 목표치로부터의 편차가 클수록 손실은 커지며 편차가 0이면 손실은 없다”라는 가정 하에서 위와 같이 2차식으로 근사화된 품질손실함수를 제안하였다.

그러나 전통적인 품질손실함수든 다구찌의 품질손실함수든 생산공정에서 허용오차를 벗어나는 경우 무조건 불합격으로 간주하여 즉시 재작업하거나 시스템을 교체하는 비용을 지출하는 것으로 보지만, 예산차이나 원가차이의 조사는 그렇게 간단하지 않다. 일단 원가차이(또는 예산차이)가 발생하면 조사가 불필요한 허용가능 차이인지 아니면 조사가 필요한 비정상 차이인지 판단을 먼저 내려야 한다. 이를 위해서 다구찌의 허용오차 d의 개념과 동일한 관리한계(control limit)가 미리 정해져야 한다. 즉 생산공정에서는 목표치가 허용오차의 범위($\pm d$) 내에 미리 정해지지만 관리회계에서는 관리한계가 미리 정해지지 않아 목표치(예산 또는 표준원가)가 범위로 주어질 수 없는 상황이 일반적이다.

전술한 바와 같이 원가관리회계 관점에서 차이가 발생하면 조건부 차이조사(conditional variance investigation)에 의해 관리한계의 범위를 벗어나야 조사비용을 지출하고 시스템에 대해 조사를 행하게 되고, 그 조사 결과 통제를 벗어난 상태(out-of control state)로 확인될 경우 적절한 피드백을 수행함으로써 추가적인 비용을 지출하게 된다. 그러나 관리한계 범위 내의 차이가 발생하면, 특별히 조사를 하지 않게 되므로 조사비용은 없으나 이때에는 만약의 비정상적 시스템으로 인하여 발생할 수도 있는 암묵적인 기회비용을 고려하여야 한다. 이를 비용행렬로 나타내면 다음과 같다.

Table 2. Loss Matrix of Investigation 1

loss matrix	in control state	out-of control state
investigation	investigation cost	investigation cost+adjustment cost
no investigation	no cost(0)	opportunity cost

상기 비용행렬에서 결정하기 어려운 비용은 기회비용인데, 배후석(1991)의 연구는 이를 측정가능하다고 가정하고, 조사비용 또는 수정비용처럼 고정적인(constant) 금액으로 논의를 전개하여 무차별 확률로 구성되는 의사결정 조건식을 도출한 바 있다. 그러나 기회비용은 조사와 비조사의 영역을 구분하는 관리한계 범위의 결정에 따라 달라지는 가변적인 비용이다. 즉 관리한계의 범위가 넓을수록 비조사의 영역이 커지고 그에 따라 발생할 수도 있는 손실로써 기회비용이 바로 조사의 편익이 되는 것이다. 따라서 해당 연구에서 제시한 확률적 관리한계도 의사결정모형의 확장이라는 이론적인 의미가 있으나, 고정 기회비용에 대한 가정이 현실성이 없다는 점에서 실무적 적용 가능성이 제한된다고 볼 수 있다.

2.2 다구찌 품질손실 개념의 기회비용

다구찌 품질손실개념에 의하면 품질손실함수 $L(y) = \frac{C}{d^2}(y-T)^2$에서 다구찌의 품질특성치(실제치) y와 목표치 T는 표준원가시스템에서 실제원가와 표준원가, 예산시스템에서 실적과 예산에 각각 해당된다. 분석의 편의를 위하여 $y-T$, 즉 원가차이(또는 예산차이)를 x라고 표기하면 조사와 관련된 손실은 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$L(x) = \frac{C}{d^2} \cdot x^2 \tag{2. 3}$$

단, C는 조사비용, d는 관리한계

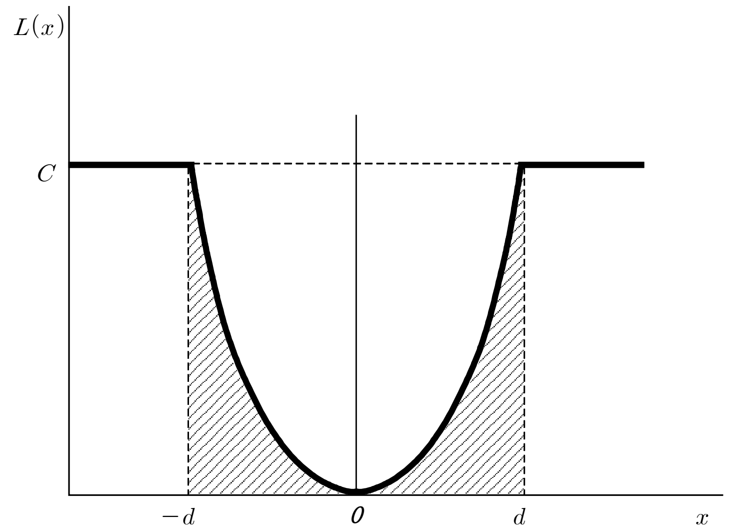

Figure 1. Opportunity Cost of Taguchi's Quality Loss Concept

시스템이 정상적인 상태에서 표준원가 또는 예산 목표가 사전에 제대로 설정되고, 사후 실제원가 또는 실적이 목표치에 가까울수록 $x=0$에 수렴할 것이다. 일단 실제 차이가 관리한계를 벗어나면, 즉 $x>d$ 또는 $x< -d$의 조사영역에서는 기회비용(opportunity cost)은 없으며, 기회비용은 $-d<x<d$의 非조사 영역에서 나타나므로, 해당 구간에서의 적분이 기회비용의 크기이다. 다구찌의 품질손실함수가 "현행 회계시스템에서 보고되지 않는 품질원가의 추정에 유용한 도구로 받아들여지고 있다(Taguchi and Clausing, 1990)"는 말은 바로 이를 의미한다. 따라서 숨겨진 조사의 기회비용 L을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$L=\int_{-d}^{d}\frac{C}{d^2}x^2dx \tag{2. 4}$$

차이조사는 양측조사이므로,[3)]

$$L=2\int_{0}^{d}\frac{C}{d^2}x^2dx \tag{2. 5}$$

상기 적분식을 풀면,

$$L=2\left[\frac{C}{d^2}\frac{1}{3}x^3\right]_0^d=2\frac{C}{d^2}\frac{1}{3}(d)^3-2\frac{C}{d^2}\frac{1}{3}(0)^3=2\frac{C}{d^2}\frac{1}{3}(d)^3=\frac{2}{3}C\cdot d \tag{2. 6}$$

3) 이론적으로 비대칭의 품질손실함수라든가 특성치의 변동에 민감하지 않은 영역을 가진 품질손실함수(Kim and Liao, 1994)도 고려해 볼 수 있다. 이때에는 양측조사의 관리한계를 그대로 적용할 수 없고 관리한계를 따로 적용하여 적분식을 도출하고 각각의 단측조사를 위한 관리한계를 관리상한과 관리하한으로 나누어 분석해야 할 것이다.

이로부터 조사의 기회비용 L은 관리한계 d의 선형증가함수($L'(d) = \frac{2}{3}C > 0$)이며, 달리 말하면 조사비용 C의 $\frac{2}{3}d$ 만큼이 기회비용(편익)이라는 사실을 알 수 있다.

2.3 조사비용과 수정비용

다음은 조사 후 조건부 추가비용인 수정비용(K로 표기)은 사후 증분비용으로 볼 수 있으므로 $K = k \cdot C$(단, $k \geq 0$), 조사비용의 k배로 나타낼 수 있다. 물론 실무적으로 수정비용은 관리외 상태의 심각성에 따라(매우 심각한 상태 또는 덜 심각한 상태 등) 달리 나타날 수 있지만, 그럴 경우 주어진 여건적 상태에 따른 가중평균 기대수정비용(expected adjusting cost)으로 측정가능하고, 이때에도 $E(K) = k \cdot C$의 공식은 유효하며 논의의 전개 상 수정비용 역시 조사비용처럼 사전에 결정 가능한 상수 K로 취급하도록 한다.

이상의 조사와 관련된 비용을 검토한 결과 비용 매트릭스는 다음 [표 2]와 같이 나타낼 수 있다.

Table 2. Loss Matrix of Investigation 2

alternatives \ state of nature	in control state(s_1)	out-of control state(s_2)
	probability $p(s_1)$	probability $p(s_2)$
investigation (a_1)	C	$C + k \cdot C$
no investigation (a_2)	0	$\frac{2}{3}d \cdot C$

상기 표에 따른 각 대안의 기대비용(expected cost)은 다음과 같다.

$$E(a_1) = C \cdot p(s_1) + (C + k \cdot C) \cdot p(s_2) = C(1 - p(s_2)) + (C + k \cdot C) \cdot p(s_2) = C + (k \cdot C) \cdot p(s_2) \quad (2.\ 7)$$

$$E(a_2) = (0) \cdot p(s_1) + (\frac{2}{3}d \cdot C) \cdot p(s_2) = (\frac{2}{3}d \cdot C) \cdot p(s_2) \quad (2.\ 8)$$

물론 차이조사의 의사결정은 기대비용(expected cost)이 낮은 쪽으로 $E(a_1) < E(a_2)$, 즉 $C + (k \cdot C) \cdot p(s_2) < (\frac{2}{3}d \cdot C) \cdot p(s_2)$ 이루어질 것이다.

이를 관리외 상태 확률 $p(s_2)$로 정리하면 다음과 같다.

$$p(s_2) > \frac{C}{\frac{2}{3}dC - kC} \quad (2.\ 9)$$

즉 $p(s_2) > \frac{1}{\frac{2}{3}d - k}$ 일 때, 전제 조건은 $\frac{2}{3}d - k > 1$, 또는 $\frac{2}{3}d > (k+1)$인데, 해당 조건은 직관적으로 좌변의 조사편익이 우변의 조사 및 수정비용보다 커야($L > C + K$) 조사가 이루어짐을 알 수 있다.

다시 말해서 조사의 기회비용과 조사 후 수정비용의 차이, $L-K$ 즉 $\frac{2}{3}dC-kC$를 조사의 순편익(net benefit) B라고 한다면, 시스템의 통제이탈 상태에 대한 관리자의 사전 확신, 즉 확률 $p(s_2)$가 무차별 확률 $p^* = \frac{C}{B}$(단, $0 < \frac{C}{B} < 1$)보다 높아야 차이조사가 이루어진다는 것이 정보경제학적 차이조사 의사결정모형의 기본 개념이다.

2.4 베이즈 의사결정 모형

그러나 차이조사는 사전 확률과의 비교로 이루어지는 것이 아니다. 관리자는 차이를 발견한 후 해당 차이가 관리 외 상태에서 발생하였을 거라는 확신, 즉 사후 확률 $p(s_2|x)$과 무차별 확률 p^*을 비교하여, 즉 $p(s_2) > \dfrac{1}{\frac{2}{3}d-k}$일 때, 차이조사 의사결정이 이루어져야 하는 것이 논리적으로 타당하고 실무적인 관점에서도 현실을 반영하는 것이 된다. 사후확률 $p(s_2|x)$은 베이즈 정리에 의해 다음과 같이 계산된다.

$$p(s_2|x) = \frac{1}{1+\frac{p(s_1)}{p(s_2)}\cdot\frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)}} \tag{2. 10}$$

배후석(1991)은 상기 사후확률에 의한 차이조사의 기준 $p(s_2|x) > \frac{C}{B}$을 다음과 같이 확률들의 비와 조사비용-편익 관련 비로 나누어 제시하고 있다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)}\cdot\frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)} < \frac{(B-C)}{C} \tag{2. 11}$$

이 연구는 상기 기준에 따른 차이조사 의사결정이 정보경제학 관점에서 최적(optimal decision)임을 이미 수학적으로 증명한 바 있다. 그러나 이것은 조사의 순효익 B를 사전에 확정적(deterministic)으로 결정할 수 있는 것으로 가정하고 논의를 전개한 결론이며, 앞에서 검토하였듯이 B를 결정하는 기회비용 L 즉 $\frac{2}{3}C\cdot d$가 관리한계의 변화에 따라 달라질 수 있다는 점, 즉 관리한계의 함수임을 고려하지 않았기 때문에 실무적 통찰을 보여주지 못했다고 볼 수 있다.

3. 관리한계 도출의 조건

3.1 관리한계 도출을 위한 조건식

본 연구에서는 선행연구의 베이즈 의사결정 모형 조건식의 우변을 새로운 비용 매트릭스에 따라 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)} \cdot \frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)} < \frac{\frac{2}{3}dC - kC - C}{C} \tag{3. 1}$$

우변의 분모와 분자에 들어가 있는 조사비용 금액 자체는 표 2에서 볼 수 있듯이 모든 경우에 무차별하게 적용되므로 의사결정조건에서 제거될 수 있으며, 이제 조사의 기회비용과 조사 후 수정비용을 결정하는 파라미터인 d와 k에 집중하면 된다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)} \cdot \frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)} < \frac{2}{3}d - k - 1 \tag{3. 2}$$

확률분포에 대한 이해를 위해 이제 상기 조건식으로부터 조건식을 만족시키는 관리한계를 도출하기 위해 조건식 좌변의 확률에 대한 몇 가지 가정이 필요하다. 먼저 좌변의 $\frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)}$은 차이 x가 각각의 상태에서 발생할 조건부 확률의 비(ratio)로써 이는 정규분포확률의 비로 대체할 수 있다.[4)]

$$\frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)} \cong \frac{x \sim N(\mu_1, \sigma_1)}{x \sim N(\mu_2, \sigma_2)} \tag{3. 3}$$

이 비를 정규분포의 확률밀도함수로 표시하면 다음과 같다.

$$\frac{p(x|s_1)}{p(x|s_2)} = \frac{(\sigma_1\sqrt{2\pi})^{-1} e^{\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2\right\}}}{(\sigma_2\sqrt{2\pi})^{-1} e^{\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right\}}} \tag{3. 4}$$

그런데 표준원가시스템 또는 예산 시스템으로부터 관찰 가능한 차이 x의 표본으로부터 얻을 수 있는 정보는 하나의 정규분포 $N(\bar{x}, \sigma_x)$로써 평균 $\bar{x}$과 표준편차 σ_x만을 알 수 있을 뿐이다. 이론적으로는 실험이나 과거 축적된 자료의 통계분석 등을 통하여 각각의 시스템 상태에 대한 평균과 표준편차를 구할 수 있으나, 현실적으로 시스템을 관리내 상태 $N(\mu_1, \sigma_1)$와 관리외 상태 $N(\mu_2, \sigma_2)$로 나누어 차이에 대한 표본을 수집하는 것은 쉬운 일이 아니며, 실제로 그런 식으로 차이에 대한 표본을 수집할 수 있는 상황은 흔치 않을 것이다.

그러므로 본 연구에서는 먼저 관찰가능한 정규분포 $N(\bar{x}, \sigma_x)$는 관리내 상태에서의 차이 발생의 확률분포 $N(0, \sigma_1)$로 가정한다. 왜냐하면 제대로 된 시스템이라면 차이의 금액이 매우 작아 0에 수렴($\bar{x} \cong \mu_1 = 0$)할 것이기 때문이다. 그리고 관리외 상태의 차이발생 확률분포 $N(\mu_2, \sigma_2)$에서 사실상 μ_2는 확인이 어려우나 그 범위는 한정할 수 있다. 즉 조건부 차이조사라면 $0 < x < \mu_2$의 상황을 전제하는 것이다.[5)] 만약 발생한 차이 x가 μ_2보다 크다면 $(x > \mu_2)$ μ_2가 관리상한(upper control limit)이 되어 확률적으로 무조건 차이를 조사해야하기 때문이다. 이를 다시

4) 차이 발생의 정규분포를 가정하는 이유는 연속 변수가 취하는 주요 확률분포 중 가장 중요하고 또 보편적인 형태가 정규분포이기 때문이다. 여러 통계학 문헌에서 언급하고 있는 바와 같이, 모집단의 분포는 여러 가지 모양을 가질 수 있지만, 모집단의 분포가 정규분포를 가진다고 가정하면 통계분석이 쉬울 뿐만 아니라 실제로 현실적인 모집단들은 정규분포와 유사한 종 모양을 가지는 경우들이 대부분이다.

5) 이는 불리한 원가차이 또는 유리한 예산차이가 관찰될 때 적용해야 할 관리상한(upper control limit) 정책의 경우이며, 반대로 유리한 원가차이 또는 불리한 예산차이가 관찰될 때의 관리하한(lower control limit) 정책에 따르면 $\mu_2 < x < 0$이 된다.

말하면 조건부 차이조사의 관리한계는 $+d \le \mu_2$($x>0$일 때 $\mu_2>0$이므로 관리상한)6)으로 결정되어야 한다는 의미이기도 하다.

그리고 표준편차 σ_1, σ_2는 실무에서 따로 측정하지도 않고 측정하기도 어려우므로 실제 차이발생의 확률분포 표준편차 σ_x를 대용할 수 밖에 없다. 즉 차이 발생의 확률분포의 각 상태의 분산의 모양이 표본의 σ_x과 비슷하거나 같다($\sigma_x \cong \sigma_1 \cong \sigma_2$)고 가정한다(이하 표준편차 σ_x는 σ로 표기).

이상 확률분포 표준편차의 가정에 따라 좌변의 확률의 비를 다시 쓰면 다음과 같이 간단히 나타낼 수 있다.

$$\frac{(\sigma_1\sqrt{2\pi})^{-1} e^{\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2\right\}}}{(\sigma_2\sqrt{2\pi})^{-1} e^{\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right\}}} = \frac{e^{\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-0)^2\right\}}}{e^{\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu_2)^2\right\}}} = e^{\left\{\frac{1}{2\sigma^2}\left(\mu_2^2-2\mu_2 x\right)\right\}} \tag{3. 5}$$

따라서 조사의 조건은 다음과 같이 새로 정의할 수 있다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)} e^{\left\{\frac{1}{2\sigma^2}\left(\mu_2^2-2\mu_2 x\right)\right\}} < \frac{2}{3}d-k-1 \tag{3. 6}$$

양변에 자연 로그를 취하여 상기 식을 정리하면, 최종적으로 관찰된 차이 x에 관한 다음 조건식으로 바꾸어 쓸 수 있다. 즉 차이조사는 x가 우변보다 크면 조사를 실행하게 된다.

$$x > \frac{2\sigma^2 \cdot \ln\left\{\left(\frac{2}{3}d-k-1\right)\frac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\} - \mu_2^2}{-2\mu_2} \tag{3. 7}$$

이 조건식이 가지는 함의는 조건부 차이조사가 확률의 단순 비교 $p>p^*$가 아닌 명시적 관리한계정책 $x>x^*$으로 전환됨을 보여준다는 점이다. 즉 관리한계정책은 $x>d$일 때 조사하는 것이다.7) 상기 식에서 조건식의 좌변이 바로 관리한계 d가 될 수 있다.

$$x > d = \frac{2\sigma^2 \cdot \ln\left\{\left(\frac{2}{3}d-k-1\right)\frac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\} - \mu_2^2}{-2\mu_2} \tag{3. 8}$$

3.2 관리한계 도출의 함의

$d = \dfrac{2\sigma^2 \cdot \ln\left\{\left(\frac{2}{3}d-k-1\right)\frac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\} - \mu_2^2}{-2\mu_2}$ 이라면, 이 식은 다음과 같이 d에 관한 함수 간의 등식 관계로 고쳐 쓸 수 있다.

6) $\mu_2 \le -d$, 즉 $x<0$일 때 $\mu_2<0$이므로 d는 관리하한이 된다.

7) 엄격히 표시하면 관리한계 정책은 $|x|>|d|$ 이다. 그러나 $-x$가 관측되면 관리하한 정책으로, 조사조건은 $-x < -d$(단, $d>0$) 이므로 부호를 바꾸면 역시 $x>d$ 이다.

즉, $d=-\dfrac{\sigma^2}{\mu_2}\cdot\ln\left\{\left(\dfrac{2}{3}d-k-1\right)\dfrac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\}+\dfrac{\mu_2}{2}$, $\left(d-\dfrac{\mu_2}{2}\right)\dfrac{\mu_2}{\sigma^2}=-\ln\left\{\left(\dfrac{2}{3}d-k-1\right)\dfrac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\}$,

$e^{\left(d-\frac{\mu_2}{2}\right)\frac{\mu_2}{\sigma^2}}=-\left\{\left(\dfrac{2}{3}d-k-1\right)\dfrac{p(s_2)}{p(s_1)}\right\}$의 과정을 거쳐 다음 등식이 도출된다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)}e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}d-\frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)}=-\frac{2}{3}d+k+1 \tag{3. 9}$$

상기 등식의 좌변은 d에 관한 지수함수(exponential function; $f(d)$로 표기)이고 우변은 1차 선형함수(linear function; $g(d)$로 표기)임을 알 수 있다. 이때 관리한계에 대하여 지수함수는 증가함수이며, 1차 선형함수는 감소함수인데, 이는 두 함수의 값이 일치하는 교점에서 관리한계가 결정될 수 있다는 사실을 암시한다.

4. 최적 관리한계의 결정과 사례

4.1 최적 관리한계의 결정

두 함수 $f(d)$, $g(d)$의 관계는 다시 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)}e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}d-\frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)}+\frac{2}{3}d-k-1=0 \tag{4. 1}$$

이 등식의 좌변을 다음과 같은 다항 함수 $h(d)$로 표시할 수 있다.

$$h(d)=\frac{p(s_1)}{p(s_2)}e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}d-\frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)}+\frac{2}{3}d-k-1 \tag{4. 2}$$

최적 관리한계를 찾기 위해, 먼저 미분법칙에 따라 $h(d)$ 식을 미분하면

$$h'(d)=\frac{p(s_1)}{p(s_2)}e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}d-\frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)}\cdot\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}\right)+\frac{2}{3} \tag{4. 3}$$

그리고 기대비용을 최소화하기 위한 극소값 조건, $h'(d)=0$에 의하면 $\dfrac{p(s_1)}{p(s_2)}e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2}d-\frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)}\cdot\left(\dfrac{\mu_2}{\sigma^2}\right)+\dfrac{2}{3}=0$이므로 다음 식[8])이 도출된다.

---

8) 이 식에 가지는 특징은 최적 관리한계의 결정 과정에서 최적화 조건을 충족시키면 $\dfrac{p(s_1)}{p(s_2)}$의 비는 더 이상 고려할 필요가 없게 된다는 점이다. 물론 암묵적으로는 관리외 상태에 대한 관리자의 사전확률에 따른 $\dfrac{p(s_1)}{p(s_2)}$ 비가 μ_2에 대한 추정으로 변환되어 영향을 미치는 것으로 나타난다. 예컨대 관리자가 가지는 관리외 상태에 대한 확신 $p(s_2)$이 달라지면 관리외 상태의 확률분포 평균 μ_2에 대한 관리자의 추정도 대응하여 달라질 것이기 때문이다.

$$\frac{p(s_1)}{p(s_2)} e^{\left(\frac{\mu_2}{\sigma^2} d - \frac{\mu_2^2}{2\sigma^2}\right)} = -\frac{2}{3}\left(\frac{\sigma^2}{\mu_2}\right) \tag{4. 4}$$

이를 원래의 $h(d)$에 대입하면 다음과 같이 d에 관한 1차식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} h(d) &= -\frac{2\sigma^2}{3\mu_2} + \frac{2}{3}d - k - 1 \\ &= \frac{2}{3}d - k - 1 - \frac{2\sigma^2}{3\mu_2} \end{aligned} \tag{4. 5}$$

그리고 $h(d)=0$에서 d가 결정되므로 $\frac{2}{3}d-k-1-\frac{2\sigma^2}{3\mu_2}=0$로부터 $\frac{2}{3}d=k+1+\frac{2\sigma^2}{3\mu_2}$의 식이 도출되고 이를 정리하면 다음 식으로 요약 가능하다.

$$d = \frac{3}{2}(k+1) + \frac{\sigma^2}{\mu_2} \tag{4. 6}$$

이 식이 가지는 함의는 앞에서 검토한 정보경제학적 의사결정모형의 차이조사 기본 조건인 $\frac{2}{3}d > (k+1)$, 즉 $d > \frac{3}{2}(k+1)$을 잘 설명할 수 있다는 점이다. 다시 말해 관리한계는 $\frac{3}{2}(k+1)$보다 $\frac{\sigma^2}{\mu_2}$만큼 관리내 상태의 평균 0에서 더 먼 점에서 결정된다. 다만 관리한계를 결정하는 파라미터는 k와 σ^2는 사전적으로 결정되고 $\frac{\partial d}{\partial k} > 0$, $\frac{\partial d}{\partial \sigma} > 0$이지만 $\frac{\partial d}{\partial \mu_2} < 0$이므로 보다 관리한계가 커진다는 것은 非조사의 영역이 넓어지고 발생한 차이가 관리한계를 벗어날 확률도 그만큼 낮아지기 때문에, 기본 의사결정모형의 차이조사 보다 상대적으로 느슨한 조건부 차이조사가 이루어질 가능성이 크다.

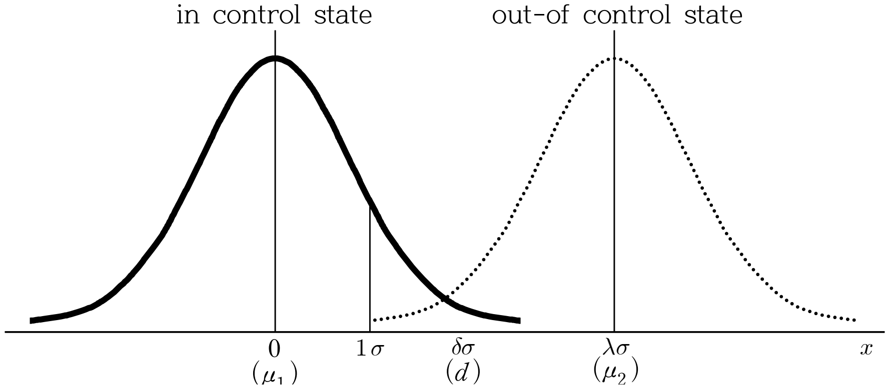

Figure 2. Distribution of Variance

[그림 2]에서 보는 바와 같이 이제 관리한계 d와 관리외 상태 평균 μ_2는 기본적으로 몇 표준편차의 형태($d=\delta\sigma$, $\mu_2=\lambda\sigma$)로 다음과 같이 각각 고쳐 쓸 수 있다.

$$\delta\sigma = \frac{3}{2}(k+1) + \frac{\sigma^2}{\lambda\sigma} \tag{4. 7}$$

논의의 편의를 위해서, 또한 실무적 적용을 간편하게 하기 위해 차이 x를 표준화한다면 표준편차는 1이므로, 다음 식이 도출된다.

$$\delta = \frac{3}{2}(k+1) + \frac{1}{\lambda} \tag{4. 8}$$

그러므로 관리한계를 결정하기 위한 파라미터는 조사비용에 대한 조사후 수정비용의 크기를 나타내는 k와 관리外 상태의 평균에 대한 관리자의 추정 λ 뿐이다.

따라서 사전적으로 λ, 즉 μ_2에 관한 정보를 알 수 있다면, 관리한계의 결정은 매우 쉽다. 전술한 바와 같이 관리자가 μ_2를 알기 위해서는 실험을 통하거나, 또는 과거 차이조사 활동에 관해 축적된 자료의 통계적 분석을 통하여야만 할 것이다. 그러나 현실적으로 차이조사 의사결정은 차이가 발생하면 즉시 조사 여부를 결정해야 하는 당면한 문제이다. 관리자가 μ_2를 알기 힘든 상황에서도 관리한계는 결정되어야 하므로, 어떤 식으로든지 λ를 추정해야 한다.

그런데 조건부 차이조사의 최대 관리한계는 전술한 바와 같이 $d \le \mu_2$(즉 $x > \mu_2$이면 무조건 조사), 다시 표시하면 $\delta\sigma \le \lambda\sigma$, 즉 $\delta \le \lambda$이므로 다음 조건이 성립한다.

$$\frac{3}{2}(k+1) + \frac{1}{\lambda} \le \lambda \tag{4. 9}$$

이를 정리하면 $\frac{3}{2}(k+1) \le \lambda - \frac{1}{\lambda}$이므로 다음과 같이 λ에 관한 2차 부등식이 도출된다.

$$\lambda^2 - \frac{3}{2}(k+1)\lambda - 1 \ge 0 \tag{4. 10}$$

2차 부등식의 해를 구하기 위해 먼저 판별식 D를 계산하면 다음과 같다.

$$D = \left\{-\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2 - 4(1)(-1) = \frac{9}{4}(k+1)^2 + 4 \tag{4. 11}$$

그리고 언제나 $k \ge 0$이므로 $D > 0$이다. 따라서 2차 부등식의 두 근 $\alpha, \beta (\alpha < \beta)$이 존재하고 $\lambda \le \alpha$ 또는 $\lambda \ge \beta$이다.

위 2차 부등식의 조건을 만족시키는 λ에 관하여 근의 공식으로 풀면, 다음 해가 구해진다.

$$\lambda \ge \frac{\frac{3}{2}(k+1) + \sqrt{\left\{\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2 + 4}}{2} \quad \text{또는} \quad \lambda \le \frac{\frac{3}{2}(k+1) - \sqrt{\left\{\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2 + 4}}{2} \tag{4. 12}$$

그리고 $\lambda > 0$(관리상한 단측 검증)이면, 관리한계 정책의 최대 조건에 따라,

더 큰 β근 $\lambda \geq \dfrac{\frac{3}{2}(k+1)+\sqrt{\left\{\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2+4}}{2}$ 을 식 $\delta = \frac{3}{2}(k+1)+\frac{1}{\lambda}$에 대입하면 다음과 같다.

$$\delta \leq \frac{3}{2}(k+1)+\frac{2}{\frac{3}{2}(k+1)+\sqrt{\left\{\frac{3}{2}(k+1)\right\}^2+4}} \tag{4. 13}$$

4.2 사례

이제 관리한계를 결정하는 파라미터는 사전적으로 정의할 수 있는 수정비용에 대한 파라미터 k뿐인 것으로 매우 단순해졌다. 상기 식 k를 독립변수로 하는 종속변수 d의 관계를 (x, y)좌표로 나타내면 다음 [그림 3]과 같다. 또한 관리한계정책에 따른 조건부 차이조사의 관리한계 결정 요인은 수정비용(K) 과 조사비용(C)의 비 $k = \frac{K}{C}$뿐인 것으로 분석되었으므로 [그림 3]의 결과를 표로 나타내면 다음의 [표 3]과 같다.

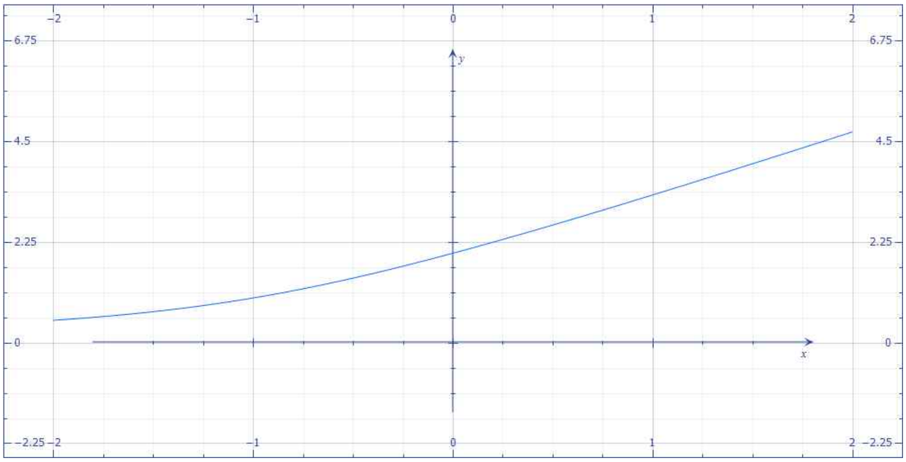

Figure 3. Determination of Control Limit

다음 [표 3]에서 보는 바와 같이 조사비용만 있고 수정비용이 없다면($k = 0$) 최대 관리한계는 2σ로 결정되고, 조사비용과 수정비용의 크기가 같다면($k = 1$) 최대 관리한계는 약 3.3σ로 쉽게 결정됨을 알 수 있다. [표 3]의 관리한계 정책의 함의는 수정비용이 크면 클수록 그에 상응하는 조사 기회비용(편익)도 같이 커야 조건부 차이조사 의사결정이 이루어진다는 것이고, 조사비용만 있고 수정비용이 없는 단순한 상황을 전제하면, 조사편익을 고려하여 관리한계정책 조건 $x > \delta\sigma$에 따라 관측되는 차이가 2σ 이상의 값을 가지면 조사하고, 2σ 미만이라면 조사하지 않는 것이 최적 차이의사결정이 될 것이다. 즉 수정비용이 없는 경우 직관적으로 $\lambda = \delta_{MAX}$, 즉 $\mu_2 = 2\sigma$이므로 만약 관리한계 최대치 μ_2를 벗어나는 관리한계($\mu_2 < \delta\sigma$)를 설정하게 되면, 조건부차이조사의 기본 개념에 어긋나는 정책이 될 것이다.

이러한 분석 결과는 전통적인 통계적 품질관리(SQC)의 관리도(control chart) 정책의 2σ, 3σ와 비교할 때, 추가 수정비용이 없을 경우 2σ정책은 조사편익을 고려하여 의사결정론적으로 매우 합리적인 정책임을 알 수 있으며, 조사비용 대비 약 0.8배의 수정비용이 예상되는 경우 3σ정책이 타당하다는 사실을 보여주고 있다. 물론 조사비용 대비 약 1.5배의 수정비용이 예상되는 경우 4σ정책으로까지 확대될 수 있음을 알 수 있다.

Table 3. Determination of Control Limit

k	$\frac{3}{2}(k+1)$	$\frac{1}{\lambda}$	δ_{MAX}	k	$\frac{3}{2}(k+1)$	$\frac{1}{\lambda}$	δ_{MAX}
0.00	1.5000	0.5000	2.0000	1.10	3.1500	0.2906	3.4406
0.10	1.6500	0.4714	2.1214	1.20	3.3000	0.2794	3.5794
0.20	1.8000	0.4454	2.2454	1.30	3.4500	0.2689	3.7189
0.30	1.9500	0.4216	2.3716	1.40	3.6000	0.2591	3.8591
0.40	2.1000	0.4000	2.5000	1.50	3.7500	0.2500	4.0000
0.50	2.2500	0.3802	2.6302	1.60	3.9000	0.2415	4.1415
0.60	2.4000	0.3620	2.7620	1.70	4.0500	0.2335	4.2835
0.70	2.5500	0.3454	2.8954	1.80	4.2000	0.2259	4.4259
0.80	2.7000	0.3300	3.0300	1.90	4.3500	0.2189	4.5689
0.90	2.8500	0.3159	3.1659	2.00	4.5000	0.2122	4.7122
1.00	3.0000	0.3028	3.3028	2.10	4.6500	0.2059	4.8559

5. 결 론

본 연구는 분석적 연구방법론(analytical methodology)을 따라, 먼저 확률적 의사결정 이론을 기초로 차이조사 의사결정의 기본적인 개념과 의사결정 조건식 도출의 수리적 전개과정을 검토하고, 이를 근거로 조건식에 포함되는 여러 요인이 관리한계에 미치는 영향과 그것의 이론적 의의를 먼저 고찰하였다. 특히 조사의 기회비용, 즉 조사의 편익 측정과 관련하여 품질관리 분야에서 수학적 논거와 실무적 유용성이 인정되고 있는 다구찌의 품질손실함수 개념을 원용하여 이를 정보경제학적 관점의 차이조사 의사결정 모형에 도입하고, 최종적으로 본 연구의 수리모형으로부터 최적 관리한계를 도출하였다.

조사의 편익까지 고려하는 정보경제학적 모형의 최적 조건식에 따라 본 연구에서 도출한 관리한계의 실무적 적용 가능성을 확인하기 위해 관리한계 결정모형의 파라미터에 대한 가정의 타당성을 검토해야 하는데, 특히 차이 발생의 확률적 분포에 대한 가정이 매우 중요하다. 전술한 바와 같이 관리내 상태와 관리외 상태의 확률분포, 그 중에서도 분산(표준편차)의 크기를 미리 특정하기 어려운 경우 관리한계의 결정은 지연될 수 밖에 없으며, 그 크기가 다를 경우 조건식은 더욱 복잡해지고 일반화가 어려워, 관리한계의 산정은 가능하겠지만 직관적이고 간편한 방식으로 관리한계정책을 실행하기가 힘들 것이다.

이미 언급한 바와 같이 차이 발생 확률분포의 각 상태의 분산에 대해서 실무적 관점에서 볼 때 따로 측정하지도 않고 측정하기도 어렵다는 점은 본 연구의 분석적 과정을 전개하는 데에서의 한계이기도 하지만 향후 연구의 도전 과제이기도 하다. 물론 관찰 가능한 표본 분포의 분산(표준편차)의 크기만을 특정할 수 있는 대부분의 현장 실무의 경우에는 본 연구의 조건식에 따른 관리한계의 최적성은 그 분석적 전개 과정에서 자연스럽게 검증된다.

본 연구의 공헌 중 하나는 차이조사 의사결정에서 정보경제학적 모형에서 제시하는 확률 비교에 의한 접근방법을 명시적인 관리한계 정책으로 전환한 데 있다. 이는 의사결정의 판단기준을 관리자의 주관적 확신이 아니라 객관적으로 결정될 수 있는 검증 가능한 관리한계에 두게 되므로 통제 의사결정이 합리성을 갖게 된다는 의미이기도 하다. 본 연구에서 제시하는 관리한계 결정 접근방법에 따르면, 관리한계가 미리 정해지지 않고 있는 예산시스템이나 표준원가시스템의 통제를 위해 반드시 필요한 관리한계를 단 하나의 파라미터 k만으로 계산이 가능하므로 실무적 적용 가능성이 높다는 장점을 가지게 될 것이다.

따라서 본 연구결과는 원가·관리회계의 표준원가 및 예산 통제가 필요한 현장 실무에서 뿐만 아니라 조사차이를 다루는 모든 분야, 예를 들면 유형의 제품 품질관리와 달리 허용공차(관리한계)를 적시하기 어려운 무형의 서비스 품질관리 분야라든가 외부회계감사와 달리 중요성 기준이 특정될 수 없는 내부 정보시스템 감사 등에서의 적격성 검토 등에도 공헌할 수 있을 것이다.

결론적으로, 본 연구에서 표준원가시스템이나 예산시스템의 경우 실제로 요구되고 있는 '구체적인' 관리한계를 도출하도록 하며, 그 관리한계의 최적성을 검증할 수 있는 분석적 전개과정을 보여줌으로써, 조건부 차이조사를 위한 관리한계의 결정에 대한 이론적 근거를 확연히 제시하여 실무적 적용의 기회를 높인다는 것이 본 연구의 주요한 의의가 될 것이다.

REFERENCES

Ahn, Namsu, Sangwon Park, Jongmok Chae, Youngwoo Lee and Byeongin Oh. 2013. Suggestion of Using Defense Quality Score based on Taguchi Loss Function in Korea Defense Area. Journal of the Korean Society for Quality Management 41(3):443-456. https://doi.org/10.7469/JKSQM.2013.41.3.443

Albright, T. L. and P. R. Roth. 1992. The Management of Quality Costs: An Alternative Paradigm. Accounting Horizons 6:15-27.

Amihud Dotan Mordechai I. Henig. 1993. The Value of Multiple Testing in Cost Variance Investigation. Management Accounting Research 4(3):217-229.

Chung, Jong Hee and Yong Bin Lim. 2020. Efficient Designs to Develop a Design Space in Mixture Response Surface Analysis. Journal of the Korean Society for Quality Management 48(2):269-282.

Dittman, David A. and Prem Prakash. 1978. Cost Variance Investigation: Markovian Control of Markov Processes. Journal of Accounting Research 16(1):14-25.

Dittman, David and Prem Prakash. 1979. Cost Variance Investigation: Markovian Control versus Optimal Control. The Accounting Review 54(2):358-373.

Kim, M. W. and W. M. Liao. 1994. Estimating Hidden Quality Costs with Quality Loss Functions. Accounting Horizons 8:8-18.

Kim, Sang-Ik. 1999. A Performance Measure for Parameter Design with Several Quality Characteristics. Journal of Korean Society for Quality Management 27(3):67-78.

Kwon, Oh-Hun, Koo, Pyung-Hoi, and Kwon, Hyuck-Moo. 2016. Taguchi-based Robust Design for the Footwear Outsole Pelletizing machine cutter. Journal of the Korean Society for Quality Management 44(4):935-949.

Oz, E. and A. Reinstein. 1995. Investigation of Cost Variances: A Contrast Between the Markovian and Fuzzy Set Approaches to Accounting Decision Making. in P.H. Siegel, De Korvin and K. Omer, eds. Applications of Fuzzy Sets and the Theory of Evidence to Accounting, Greenwich, Connecticut: JAI Press Inc.

Pai, Hoo Seok and Chae Kwan Lim. 2020. An Analytical Approach to Derive the Quality Loss Function with

Multi-characteristics by Taguchi's Quality Loss Concept. Journal of Korean Society for Quality Management 48(4): 535-552. https://dx.doi.org/10.7469/JKSQM.2020.48.4.535

Pai, Hoo Seok and Chung, Myung Hwan. 1995. The Determination and Evaluation of Optimal Control Limits for Variance Investigation in the Agency Model. Korean Accounting Review 20(2):1-24.

Pai, Hoo Seok. 1991. Determination of Optimal Control Limits in the Variance Investigation Decision Model. The Journal of Business and Economics 7:187-197.

Robert P. Magee and John W. Dickhaut. 1978. Effects of Compensation Plans on Heuristics in Cost Variance Investigations. Journal of Accounting Research 16(2):294-314.

Srivastava, R. P. and Liping Liu. 2003. Applications of Belief Functions in Business Decisions: A Review. Information Systems Frontiers 5(4):359-378.

Taguchi, G. 1986. Introduction to Quality Engineering: Designing Quality into Products and Processes. Tokyo: Asian Productivity Organization.

Taguchi, G. 1987. System of Experimental Design. Dearborn, Michigan: American Supplier Institute.

Taguchi, G. and D. Clausing. 1990. Robust Quality. Harvard Business Review (January-February):65-75.

Tong, Seung Hoon. 1991. Parameter Design under Multiple Performance Characteristics. M.S. Thesis, Dept. of Industrial Engineering, Korea Advanced Institute of Science and Technology.

Zebda, A. 1984. The Investigation of Cost Variances: A Fuzzy Set Theory Approach. Decision Sciences, 15:359-388.

저자소개

배후석 경성대학교에서 회계학 전공으로 경영학 박사학위를 취득하였으며, 미국공인회계사와 공인정보시스템감사(CISA) 자격을 갖고 있다. 경성대학교 회계학과 조교수로 재직하였으며, 현재 한국해양대학교 해운경영학부에서 강의 중이다. 관심 분야는 원가관리회계, 정보시스템감사, 분석적 연구방법, 해사산업 분야의 정책개발 등이며, 다수의 학회논문과 저서 및 역서를 집필하였고 조선해운경영 분야의 다양한 국책 R&D 사업에 참여하고 있다

임채관 경성대학교에서 Management Science 전공으로 경영학 박사학위를 취득하였으며, 현재 동명대학교 유통경영학과 교수로 재직 중이다. 주요 연구 관심 분야는 품질경영, Supply Chain Management, Logistics, 유통경영, 서비스경영, 창업경영 등이며, 한국창업교육협의회, 한국창업학회, 한국창업협회 임원으로 활동하였으며, 현재 경영학 분야 다수의 학회 임원직을 수행하고 있다.