ISSN 1229-1889(Print)
ISSN 2287-9005(Online)
J Korean Soc Qual Manag Vol. 48, No.4: 535-552, December 2020
https://dx.doi.org/10.7469/JKSQM.2020.48.4.535

다구찌 품질손실개념에 의한 다특성치 품질손실함수 도출의 분석적 접근방법

배후석* · 임채관**†

* 한국해양대학교 해운경영학부
** 동명대학교 유통경영학과

An Analytical Approach to Derive the Quality Loss Function with Multi-characteristics by 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 derive a specific quality loss function with multiple characteristics according to the same analytical structure as the single characteristic quality loss function of Taguchi. In other words, it presents an analytical framework for measuring quality costs that can be controlled in practice.
Methods: This study followed the analytical methodology through geometric, linear algebraic, and statistical approaches

Results: The function suggested by this study is as follows; $L(x_1, x_2, \cdots, x_t) = \sum_{i=1}^{t} k_i \left\{ x_i + \sum_{j=1}^{t} \left(\rho_{ij} \frac{d_i}{d_j} \right) x_j \right\} x_i$

Conclusion: This paper derived the quality loss function with multiple quality characteristics to expand the usefulness of the Taguchi quality loss function. The function derived in this paper would be more meaningful to estimate quality costs under the practical situation and general structure with multiple quality characteristics than the function by linear algebraic approach in response surface analysis.

Key Words: Taguchi Model, Quality Loss, Quality Loss Function, Multi-characteristics, Response Surface Analysis

● Received 7 October 2020, 1st revised 3 December 2020, accepted 8 December 2020
† Corresponding Author(cklim@tu.ac.kr)

※ 이 논문은 2018년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음[2018S1A5B5A07071664]

1. 서 론

다구찌의 품질손실함수는 현행 회계시스템에서 보고되지 않는 품질원가의 추정에 유용한 도구로 받아들여지고 있으며(Taguchi and Clausing, 1990), 비대칭의 품질손실함수와 특성치의 변동에 민감하지 않은 영역을 가진 품질손실함수까지 도출(Kim and Liao, 1994)된 바 있다. 품질손실의 개념은 기대품질손실의 최소화로 확장되어 강건설계, 실험계획법 등에 적용되어 실무적으로 매우 유용하게 응용되고 있으며(권오훈 등, 2016; 심현수·김용수, 2017; Sheikh Imran Ishrat et al., 2019; Van-Dam Vu et al. 2020), 안남수 등(2013)에 의해 군수품사례위주로 다구찌 손실함수 개념을 응용한 국방품질점수 적용까지도 논의된 바 있다. 한편 김상익 등(2016)의 연구에 따르면 다구찌 방법은 반응표면분석 및 혼합물 실험계획 분야와 함께 지속적으로 연구된 접근방법으로 주로 강건설계 분야(김경모, 2007; 이상복, 2009: 윤원영·서순근, 2010, 이상복, 2013; 2014)에서 다루어져 왔음을 보여주고 있다.

그러나 이상의 품질손실함수는 단일 특성치의 경우인데, 실제 실무에서 제품의 품질을 결정하는 특성치는 다수(multi-characteristics)인 경우가 일반적이다. 유형의 제품뿐만 아니라 무형의 서비스의 경우에도 많은 마케팅 연구에서 SERVQUAL모형(Zeithaml, Parasuraman, and Berry, 1990)에 따라 품질 구성요소로서 신뢰성(reliability), 반응성(responsiveness), 공감성(empathy), 확신성(assurance), 유형성(tangibles)으로 다섯 가지 특성을 보편적으로 인정하고 있으며, 이는 서비스 품질까지도 다특성치로 결정됨을 보여준다.

그러나 다특성치일 경우에 대해서 다구찌는 단지 단일 특성치에 적용되는 방법들을 쉽게 확장시켜 적용할 수 있다고만 언급하고 있으며(Taguchi, 1986), 다특성치의 품질손실함수 그 자체를 구체적으로 제시한 바는 없다. 다만 실무적으로 각각의 품질특성치에 대하여 단변량 성능척도를 계산하여, 분산분석을 통해 제어인자(control factor)들의 최적 수준 조합을 찾는 방법을 제안하고 있다. 이 경우 개별 품질특성치에 대하여 찾아진 제어인자의 최적 수준 조합이 같으면 문제가 없으나, 그것이 다르면 제어인자의 각 수준에서 경제적 비용, 기술적 난이도, 상대적 중요도를 고려하여 "임의적으로" 결정(Taguchi, 1987)해야 하므로, 이론상 객관적 타당성의 결여와 실무적으로도 파라미터설계법의 기본 목적인 기대손실함수 최소화라는 최적화 과정이 분명하지 않다는 한계를 가지게 된다.

이후 다특성치의 품질손실함수에 대하여 동승훈(1991), 김욱일·강창욱(1994) 등 수편의 연구가 있으나, 품질 특성치 간 상관관계를 무시하고 논의를 전개하거나, 다특성치 품질손실함수의 계수를 알고 있거나 추정 가능하다는 전제하에서 임의의 값으로 도출된 불완전한 것이다. 이러한 문제를 인식하였기 때문에 김상익(1999)은 다특성치 성능척도를 산출하는 방법에서, 이론보다 실무적 적용가능성에 중점을 두어 아예 다변량 품질특성치의 손실함수를 이용하지 않고 개별 특성치들의 성능척도를 결합하여 단일 성능척도를 산출하는 접근방법을 보여주기도 하였지만, 결국 단일 특성치 패러다임을 벗어나지 못하였다고 볼 수 있다.

따라서 다특성치의 문제해결은 다구찌 실험계획법이 아닌 또 다른 통계적 방법의 하나인 반응표면분석(response surface methodology, RSM)에 따른 실험계획법에 의할 수 밖에 없으며, 최근까지 여러 분야에서 반응표면분석을 이용한 연구(Tuan-Ho Le and Shin, 2018; 전종희·임용빈, 2020; 선상원 등, 2020; 하광수 등, 2020)가 대세를 이루고 있다. 반응표면분석은 제품이나 공정의 개발 단계에서 하나의 반응변수와 이에 영향을 미치는 입력변수(제품 또는 공정변수) 간의 관계를 실증적으로 연구하기 위한 방법론으로, 통계 기법과 최적화 기법으로 구성되며, 반응표면분석의 궁극적인 목표는 반응변수를 최적화(최대화 또는 최소화)하는 입력변수의 최적조건을 찾는 것이다(정인준, 2020). 이를 품질손실함수에 적용하면 품질손실이라는 하나의 반응변수-종속변수를 설명하는 여러 개의 입력변수-독립변수인 품질특성치들 간의 상관관계를 고려하여 기대품질손실을 최소화할 수 있는 방법론을 제시하는 것으로 보인다. 다만 반응표면분석의 실제적용에 있어서 통계기법으로 다특성치 품질손실의 값은 보여줄 수 있으나, 최적화

과정에 필요한 개별 품질특성치의 복잡한 선형변환은 품질손실함수의 직관적 이해를 어렵게 만듦으로써, 반응표면 분석의 선형대수적 접근방법으로는 다특성 품질손실함수를 명확하게 규명하기가 쉽지 않다.

이처럼 다특성치 품질손실함수를 정확히 알지 못하기에, 대부분의 연구는 함수 도출 그 자체보다 다구찌 개념 위주로 품질손실을 파악하고 파라미터 설계, SN 비의 이용 등에 관한 공학적 연구에 집중되어 있다. 그러므로 현재까지도 실무적으로 응용 가능한 이론적 다특성치 품질손실함수를 제시하지 못하고 있는 것이 사실이다. 품질공학, 서비스마케팅 등 경영 전반에서 강조되고 있고, 특히 관리회계 분야에서 '숨어있는 품질원가'의 측정·평가·통제를 위해서, 품질은 보다 보편적인 상황인 다특성치의 경우에도 단일 특성치의 경우와 같이 논리적 타당성 갖춘 구체적 형식의 품질손실함수가 필요하다. 따라서 본 연구의 주요 주제는 다구찌의 단일 특성치 품질손실함수와 동일한 분석적 구조에 따라 구체적인 다특성치 품질손실함수를 도출함으로써, 실무적으로 특성치가 다수인 제품 또는 서비스의 품질원가를 측정· 통제 가능하게 하고 나아가 기대품질손실을 최소화할 수 있는 분석적 틀을 제시하고자 하는 것이다.

2. 다특성치 품질손실함수

2.1 다특성치 품질손실함수의 선형대수식

다구찌는 기본적으로 "품질특성치의 값이 목표치로부터의 편차가 클수록 손실은 커지며 편차가 0이면 손실은 없다"라는 가정 하에서 테일러 급수 전개로 다음과 같이 2차식으로 근사화된 품질손실함수 $L(y)$를 제안한 바 있다. 그리고 $k=\frac{1}{2}L''(T)$로 정의하여 $L(y)=k(y-T)^2$과 같이 매우 단순한 일반식을 얻는데, k는 어떤 y값에 대해 그에 대응하는 $L(y)$의 값이 알려져 있다면 추정할 수 있는 상수이다. 만약 품질허용한계 $\pm d$가 주어지면 $(T-d, T+d)$를 소비자의 품질허용한계의 구간으로 정의하고 y가 이 구간을 벗어날 때 소비자가 어떤 제품을 수리(또는 폐기)하는 데 C원의 비용이 든다고 하면 $k=\frac{C}{d^2}$가 된다.

$$L(y)=\frac{1}{2}L''(T)(y-T)^2 \tag{2. 1}$$

(단, y는 품질특성치의 실제치, T는 목표치)

특성치가 다수일 경우 품질특성치의 수가 2개 이상이므로 실제치와 목표치는 벡터(vector)가 된다. 품질특성치의 수가 t일 때, 실제치를 벡터 $\boldsymbol{y}$, 목표치를 벡터 $\boldsymbol{T}$ 라 놓고 $\boldsymbol{y}=\boldsymbol{T}$ 일 때 Taylor 급수전개에 의한 손실함수 $L(\boldsymbol{y})$를 2차항까지만 포함시켜 근사화하면 식 (2. 2)와 같다.

$$L(\boldsymbol{y})=L(\boldsymbol{T})+\nabla L(\boldsymbol{T})[\boldsymbol{y}-\boldsymbol{T}]+\frac{1}{2}[\boldsymbol{y}-\boldsymbol{T}]'\nabla^2 L(\boldsymbol{T})[\boldsymbol{y}-\boldsymbol{T}]+\cdots \tag{2. 2}$$

단, $[\boldsymbol{y}-\boldsymbol{T}]'$은 행벡터를 나타낸다. ∇와 ∇^2은 각각 $L(\boldsymbol{y})$에 대한 기울기 벡터(gradient)와 헤시 행렬(Hessian matrix)이다. $\boldsymbol{y}=\boldsymbol{T}$ 일 때 단일 특성치와 같이 손실이 최소가 되고 그 값을 벡터 $\boldsymbol{0}$이라고 한다면, 다시 말해서 $L(\boldsymbol{T})=0, \nabla L(\boldsymbol{T})=0$이 되므로 식 (2. 2)는 위 조건에 의해 식 (2. 3)과 같은 일반식이 도출된다.

$$L(y) = \frac{1}{2}[y - T]' \nabla^2 L(T)[y - T] \tag{2. 3}$$

2.2 2변수의 품질손실함수

다변수 함수는 그대로 2변수 함수에 대해서 적용할 수 있으므로, 식 (2. 3)으로부터 특성치가 두 개($t=2$)인 경우로 한정하면 손실함수는 (2. 4)와 같이 행렬연산으로 나타낼 수 있다.

$$L(y_1, y_2) = \frac{1}{2}[y_1 - T_1 \; y_2 - T_2] \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L(T_1)}{\partial {y_1}^2} & \frac{\partial^2 L(T_1, T_2)}{\partial y_1 \partial y_2} \\ \frac{\partial^2 L(T_2, T_1)}{\partial y_2 \partial y_1} & \frac{\partial^2 L(T_2)}{\partial {y_2}^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 - T_1 \\ y_2 - T_2 \end{bmatrix} \tag{2. 4}$$

그리고 2계편도함수 $\frac{\partial^2 L(\cdot\ )}{\partial y_i \partial y_j}$를 알아보기 쉽게 f_{ij}로 표시하고, 이것을 전개하면 1차항이 존재하지 않는 특수한 형태의 2차형식(quadratic forms)이 된다. 2차형식은 식 (2. 5)와 같이 간단하게 나타낼 수 있다(단, Young의 정리에 의해 $f_{ij} = f_{ji}$).

$$L(y_1, y_2) = \frac{1}{2}\left[f_{11}(y_1 - T_1)^2 + 2f_{12}(y_1 - T_1)(y_2 - T_2) + f_{22}(y_2 - T_2)^2\right] \tag{2. 5}$$

또한 분석의 편의를 위하여 $(y_i - T_i)$를 x_i로 표시하면, 2변수 품질손실함수는 식 (2. 6)으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$L(x_1, x_2) = \frac{1}{2}\left[f_{11}x_1^2 + 2f_{12}x_1x_2 + f_{22}x_2^2\right] = \frac{1}{2}f_{11}x_1^2 + \frac{1}{2}f_{22}x_2^2 + f_{12}x_1x_2 \tag{2. 6}$$

그런데 2차형식 (2. 6)에는 2차항 x_1^2, x_2^2과 함께 교차항 x_1x_2가 존재하며, 이것 때문에 다특성치의 품질손실을 측정하기 어렵다고 볼 수 있다. 동승훈(1990)의 연구에서는 특성치 간 상관관계가 없다는 전제로, 교차항을 제외하고 수식을 전개하여 다특성치의 품질손실함수를 도출한 바, 다특성치 품질손실함수를 개별특성치의 품질손실함수의 단순합으로 파악하였다. 그러나 실제로 특성치 간 상관관계를 완전히 무시하는 것은 독특한 경우로서 현실적이지 않다. 특히 무(無)상관이나 양의 상관일 경우 다구찌 품질 파라미터의 설계는 각 특성치의 최적화만으로도 충분하지만 음의 상관이라면 최적 파라미터 설계가 복잡해진다. 따라서 본 연구의 가장 주요한 주제가 바로 특성치 간 상관관계를 고려하는 일반적인 품질손실함수를 도출하기 위한 것이고 이를 위해서는 교차항이 분석적 전개 과정에서 제외되어서는 안 될 것이다. 단, 식 (2. 6)에서 1차항이 존재하지 않는다는 사실에서 원점이 이차곡선의 중심이 되기 위한 필요충분조건을 충족시키고 있음을 알 수 있다. 이는 품질손실이 항상 양수이고 모든 특성치가 목표치와 일치할 때 그 최소값이 0이라는 사실을 상기한다면 직관적으로 이해할 수 있다.

논의의 전개를 위해 일단, 교차항이 존재하지 않는 품질손실 L_0의 상황을 가정하면, 위의 식 (2. 6)은 다음과 같이 단순화할 수 있다.

$$L_0(x_1, x_2) = \frac{1}{2}f_{11}x_1^2 + \frac{1}{2}f_{22}x_2^2 \tag{2. 7}$$

이 식은 기하학적 통찰력을 가져다 준다. 식 (2. 6) 또는 식 (2. 7)과 같이 특성치가 2개인 품질손실의 2차형식은 양정부호형식(positive definite)이다. 즉 0이 아닌 벡터 $\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$에 대하여 $L(x_1,x_2) > 0$이 성립하므로 $L(x_1,x_2)$는 양정부호형식이다. 그러므로 특성치가 두 개인 품질손실함수의 그래프는 3차원 공간(x_1,x_2,L)에서 타원포물면(elliptic paraboloid)이 되고(단, $f_{11} \neq f_{22}$), 따라서 그 밑바닥$(0, 0, 0)$은 3차원의 그래프에서 계곡(∪형)의 바닥에 해당되는 최소점을 나타내는, 입구가 타원인 빗살무늬토기 모양의 표면과 같은 곡면이 될 것이다.

그리고 2차형식 $L_0(x_1,x_2)$에서 $x_2 = 0$이면, 품질손실 $L_0(x_1,0)$는 x_1만의 함수가 된다. 다시 말해서 품질특성치가 2개인 경우라 하더라도, 두 번째$(j=2)$ 품질특성치의 실제치가 목표치와 일치하였을 때$(y_2 = T_2$, 즉 $x_2 = 0)$, $L_0(x_1,0) = \frac{1}{2}f_{11}x_1^2 + \frac{1}{2}f_{22}(0)^2$으로서 단일 특성치의 상황과 동일하게 된다. 이제 단일 특성치인 y_1의 품질손실함수는 $L(y_1) = k_1(y_1 - T_1)^2$, 즉 $L(x_1) = k_1x_1^2$이 된다. 따라서 $k_1 = \frac{C}{d_1^2}$(단, C는 $x_1 = d_1$(품질허용한계)일 때의 품질손실)이므로 $f_{11} = 2\frac{C}{d_1^2}$임을 알 수 있다. 즉 다특성치 품질손실의 계산과 관련된 계수 f_{11}는 단일 특성치 y_1의 품질손실함수에서 $2k_1$과 일치한다(동일한 추론에 따라 $f_{22} = 2\frac{C}{d_2^2}$). 2변수 2차함수 $L(x_1,x_2) = \frac{1}{2}\left[f_{11}x_1^2 + 2f_{12}x_1x_2 + f_{22}x_2^2\right]$에서 x_1에 관해 편미분할 때 x_2는 상수로 취급되므로, x_1에 관한 1계편도함수는 $L'(x_1,x_2) = f_{11}x_1 + f_{12}x_2$, 그리고 x_1에 관한 2계편도함수는 $L''(x_1,x_2) = f_{11}$이 된다. 이와 마찬가지로 1변수의 2차함수 $L(x_1) = \frac{1}{2}\left[f_{11}x_1^2\right]$에서 x_1에 관한 1계도함수는 $L'(x_1) = f_{11}x_1$, 2계도함수는 $L''(x_1) = f_{11}$이다. 즉, $L''(x_1,x_2) = L''(x_1) = f_{11}$이다.

이제 곡면 $L = L_0(x_1,x_2)$를 (x_1,x_2) 좌표 평면에 평행하도록 평면 $L_0 = C$(C는 상수)로 절단하면 공간곡선이 생긴다. 이 공간곡선을 (x_1,x_2) 좌표 평면에 정사영(正射影, projection)하여 얻을 수 있는 평면곡선은 등고선(level curve)임을 추론할 수 있다. 다시 말해서 식 (2. 7)로부터 곡면은

$$L_0 = \frac{C}{d_1^2}x_1^2 + \frac{C}{d_2^2}x_2^2 \qquad (2.\ 8)$$

$$(\text{단},\ L_0 \geq 0)$$

로 분명하게 나타낼 수 있으며, 평면 $L_0 = C$로 절단하여 얻을 수 있는 (x_1,x_2) 좌표 위의 곡선은, 중심의 점이 $(0, 0)$이고 반장축이 d_1, 반단축이 d_2인 다음 식 (2. 9)의 타원(여기서, $d_1 > d_2$)이 된다(만약, $f_{11} = f_{12}$ 이면 $d_1 = d_2 = d$이므로 반지름이 d인 원이 됨).

$$\frac{{x_1}^2}{d_1^2} + \frac{{x_2}^2}{d_2^2} = 1 \qquad (2.\ 9)$$

그리고 식 (2. 9)의 타원 위의 한 점 (x_1,x_2)에서 (x_1,x_2,L_0) 3차원 공간 상 평면(plane)에 수직으로 내린 법선(normal vector)의 길이가 바로 C가 됨을 알 수 있다.

이제 다시 교차항이 있는 식 (2. 6)으로부터 기지의 상수 k_1, k_2와 미지의 계수 f_{12}를 포함하는 곡면의 공식을 도출하면, 식 (2. 10)과 같이 매우 단순한 식으로 표시 가능하다.

$$L(x_1,x_2) = k_1 x_1^2 + k_2 x_2^2 + f_{12} x_1 x_2 \qquad (2.\ 10)$$
(단, $L \geq 0$)

2.3 2변수 품질손실함수의 기하학적 의미

3차원 곡면 L과 곡면 L_0 의 차이는 교차항 $f_{12}x_1x_2$으로 인해 단지 타원포물면의 변화로 나타날 뿐이다. 왜냐하면 L과 L_0 은 3차원 공간에서 $(0, 0, 0)$, $(d_1, 0, C)$, $(0, d_2, C)$ 세 점을 반드시 통과해야 하는 곡면이며, 따라서 곡면 L 역시 L_0와 같은 타원포물면으로써 모양과 위치만 다른 새로운 타원포물면임을 알 수 있다. 그러므로 타원포물면 L로부터 사영되는($L = C$) 선 역시 타원임을 유추할 수 있으며, 만약 교차항 $f_{12}x_1x_2 > 0$이라면, 즉 x_1과 x_2가 같은 부호여야 $f_{12}x_1x_2 > 0$이 되는데, 일단 교차항이 0보다 크다면($f_{12}x_1x_2 > 0$) 그 사영선은 타원의 모양도 달라지고 타원 등고선의 범위가 축소되어 원래 타원보다 안쪽으로 궤적을 그리게 될 것이다.

왜냐하면 안쪽 궤적은 $L - f_{12}x_1x_2 = k_1x_1^2 + k_2x_2^2 (= L_0)$이므로 L_0 일 때와 비교해서 낮은 (x_1,x_2)수준에서 C가 결정됨을 의미한다. 이는 x_1과 x_2의 양(陽)의 결합효과 때문인 것으로 볼 수 있다. 반대로 x_1, x_2가 다른 부호라면(서로 반대 방향으로 움직이면), 교차항 $f_{12}x_1x_2 < 0$ 경우로써 바깥쪽으로 궤적을 그리게 되는 음의 결합효과를 보일 것이다. 이를 적절한 좌표의 회전과 이동을 통해 새로운 타원의 식으로 표시할 수 있다.

$$\frac{(x_1 - g)^2}{(\delta_1)^2} + \frac{(x_2 - h)^2}{(\delta_2)^2} = 1 \qquad (2.\ 11)$$

식 (2. 11)은 중심의 점이 $(-g, -h)$이고 반장축이 δ_1, 반단축이 δ_2인 타원(단, $\delta_1 > \delta_2$)을 나타낸다. 곡면 L의 사영곡선이 타원이라는 사실은 매우 중요한 수학적 함의를 가진다. 타원포물면이나 원추곡면과 같은 2차 곡면으로부터 사영되는 곡선은 원, 타원, 포물선 및 쌍곡선 밖에 없으며 이들 곡선 방정식의 일반식은 다음과 같다.

$$ax_1^2 + cx_2^2 + bx_1x_2 + dx_1 + ex_2 + f = 0 \qquad (2.\ 12)$$
(단, a, b, c, d, e, f 모두 상수)

곡면 L_0 의 사영곡선의 방정식은 $ax_1^2 + cx_2^2 = 0$형으로, 즉 완전제곱꼴로 간단하게 해를 구할 수 있으나, 곡면 L의 경우($ax_1^2 + cx_2^2 + bx_1x_2 = 0$)에는 적절한 좌표변환을 통해 bx_1x_2라는 교차항을 제거하여야 해를 구할 수 있다. 이는 삼각함수를 이용하면 가능한데, 특정 각 $\theta(\theta = \frac{1}{2}\tan^{-1}\frac{b}{a-c})$만큼 좌표축을 회전하여 (x_1,x_2) 좌표계를 (w_1,w_2) 좌표계로 바꾸고 b를 0으로 만들 수 있으며($w_1 = x_1\cos\theta + x_2\sin\theta$, $w_2 = x_2\cos\theta + x_1\sin\theta$), 이때 방정식은 다음과 같다($\alpha = a\cos^2\theta + c\sin^2\theta + b\sin\theta\cos\theta$, $\gamma = a\sin^2\theta + c\cos^2\theta - b\sin\theta\cos\theta$).

$$\alpha w_1^2 + \gamma w_2^2 = 0 \qquad (2.\ 13)$$
(단, α, γ 모두 상수)

위 (2. 13)식을 토대로 원래의 품질손실함수(식 2. 10)는 다음과 같이 교차항이 없는 형태로 고쳐 쓸 수 있다.

$$L(w_1, w_2) = \kappa_1 w_1^2 + \kappa_2 w_2^2 \tag{2. 14}$$

(단, κ_1, κ_2는 변수변환에 따라 수정된 계수 k_1, k_2)

그러나 식 (2. 14)에서 볼 수 있는 바와 같이 변수변환을 통해 교차항은 제거될 수 있으나, 그렇게 하려면 식에 포함된 교차항 계수b, 즉 f_{12}가 먼저 정해지지 않으면 사실상 변수변환은 불가능하다는 것을 의미한다. 이 점이 바로 본 연구의 착안점으로써, 이때까지의 관련 선행연구가 다루지 못한 한계점이기도 하지만, 직관적으로 다특성치 품질 손실함수의 도출 과정에 함수적 관계와 함께 통계학적 관계를 고려해야 함을 암시한다. 즉 f_{12}가 확정적이지 않으면 확률적 추정에 의할 수에 밖에 없다.

일단 기하학 이론에 의하면 $\alpha w_1^2 + \gamma w_2^2 = 0$에서 계수 α와 γ가 같지 않더라도($\alpha \neq \gamma$) 부호가 같다면 판별식 $(0)^2 - 4\alpha\gamma$가 음수가 되어 타원의 방정식이 된다. 즉 원래 방정식 $ax_1^2 + cx_2^2 + bx_1x_2 = 0$의 판별식 $b^2 - 4ac$가 변수변환과 좌표축을 회전하더라도 그 값은 변하지 않고 언제나 $-4\alpha\gamma$와 같으므로 당연히 음수라는 사실을 알 수 있다. 이러한 증명된 사실로부터 f_{12}를 확정할 수 없지만 그 범위를 추론해 낼 수는 있다.

일단 식 (2. 9)를 방정식의 일반식 형태로 고쳐 쓰면 식 (2. 15)와 같다.

$$\frac{1}{2} f_{11} x_1^2 + f_{12} x_1 x_2 + \frac{1}{2} f_{22} x_2^2 = 0 \tag{2. 15}$$

위 식에서 판별식 $b^2 - 4ac < 0$은 $f_{12}^2 - 4\left(\frac{1}{2} f_{11}\right)\left(\frac{1}{2} f_{22}\right) < 0$을 의미하므로, 이로부터 $f_{12}^2 < f_{11} f_{22}$라는 매우 의미 있는 결과를 분석적으로 도출할 수 있다. 이것은 미지의 f_{12}의 범위를 다구찌 모형 내 "사전적으로 확인가능한" C, d_1, d_2로 표시할 수 있는 근거가 된다. 즉 $f_{11} = \frac{2C}{d_1^2} > 0$, $f_{22} = \frac{2C}{d_2^2} > 0$이므로 $f_{12}^2 < \left(\frac{2C}{d_1 d_2}\right)^2$이다.

3. 통계적 접근방법

3.1 특성치 간 상관관계

만약 다수의 품질특성치가 확률변수일 경우, 교차항의 계수 f_{12}는 두 변수들 간의 관계를 나타내는 지표이므로, 확률변수들 간의 관계는 공분산으로 설명할 수 있다. 즉 두 변수의 교차항 계수가 확률적 관계라면 $Cov(x_1, x_2) > 0$일 때, $f_{12} x_1 x_2 > 0$, 반대로 $Cov(x_1, x_2) < 0$일 때, $f_{12} x_1 x_2 < 0$으로 나타날 것이다. 확률이론과 통계학에 따르면 공분산은 벡터의 내적(inner product)과 의미가 같다.

즉 기하학적 관점에서 두 변수 x_1, x_2의 관계는 벡터 $\overrightarrow{x_1}, \overrightarrow{x_2}$로 이해해야 한다. 따라서 벡터의 내적 $\overrightarrow{x_1} \cdot \overrightarrow{x_2} = \left|\overrightarrow{x_1}\right| \left|\overrightarrow{x_2}\right| \cos\theta$ 공식으로부터 두 변수 사이의 선형적 관계를 $\frac{\overrightarrow{x_1} \cdot \overrightarrow{x_2}}{\left|\overrightarrow{x_1}\right|} = \left|\overrightarrow{x_2}\right| \cos\theta$ 또는 $\frac{\overrightarrow{x_1} \cdot \overrightarrow{x_2}}{\left|\overrightarrow{x_2}\right|} = \left|\overrightarrow{x_1}\right| \cos\theta$로 설명 가능하다. 특히 두 변수가 서로를 설명하는 크기는 $\frac{\overrightarrow{x_1} \cdot \overrightarrow{x_2}}{\left|\overrightarrow{x_1}\right| \left|\overrightarrow{x_2}\right|} = \cos\theta$로 나타낼 수 있

다. 이 식의 좌변이 바로 수학적으로 상관계수식과 의미가 정확하게 같다. 물론 좌변의 값은 스칼라이며 그 범위는 삼각함수에 의해 $-1 \le cos\theta \le 1$ 의 범위를 가진다.

따라서 두 변수가 같은 방향으로 움직이면 $(0<\theta<\frac{\pi}{2})$ 스칼라 값은 $0<\cos\theta<1$이므로 양수의 범위를 가지게 되고 교차항 전체가 0보다 크다는 의미이고, 두 변수가 다른 방향으로 움직이면 $(\pi>\theta>\frac{\pi}{2})$ 스칼라 값은 $-1<\cos\theta<0$이므로 음수의 범위를 가지게 되고 교차항 전체가 0보다 작다. 물론 두 변수가 직교하면$(\theta=\frac{\pi}{2})$, $\cos\theta=0$이므로 교차항 $f_{12}x_1x_2=0$이어서 두 변수 간 상관관계가 없음을 의미한다.

다시 말해서 두 변수 간 설명의 크기는 1보다 클 수 없고, -1보다 작을 수 없다. 달리 설명하면 판별식으로부터 도출된 $f_{12}^2<\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)^2$의 부등식을 1보다 작은 어떤 파라미터를 이용하여 $f_{12}^2=r^2\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)^2$의 등식으로 변환가능하다 (단,$0<r^2=\frac{f_{12}^2}{\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)^2}<1$)하다. 또 이 등식의 양변에 제곱근을 취하면 $f_{12}=r\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)$로 고쳐 쓸 수 있다(단, $-1<r<1$). 파라미터 r의 범위가 가지는 의미는 매우 중요한데, 만약 $r=1$이라면 판별식은 $b^2-4ac=0$이 되므로, 이는 타원포물면을 절단한 공간 곡선이 타원이 아닌 포물선이라는 의미이며, 포물선이 되려면 (x_1,x_2) 좌표 평면에 평행하지 않고 비스듬하게 절단하여 사영되어야 한다. 따라서 $r<1$이어야 판별식 $b^2-4ac<0$의 조건을 만족시키므로 공간 곡선은 타원(원의 경우 $d_1=d_2$) 밖에 없다. 단 $r\le -1$이 되면 역시 포물선($r=-1$, $b^2-4ac=0$) 또는 쌍곡선($r<-1$, $b^2-4ac>0$)의 공간 곡선이 만들어지므로 $-1<r<1$의 범위를 가질 수밖에 없다.

결국 기하학적 관점에서도 r은 (x_1,x_2) 좌표평면에서 두 변수 간 선형 관계를 결정하는 모수인데, 이는 확률변수로서 품질특성치 간 관계를 공분산의 크기로 나타낼 수 있으나, 공분산은 품질특성치의 단위의 크기에 영향을 받는다. 따라서 품질특성치 간 관련성을 나타내며 동일한 범위의 값을 갖는 파라미터는 상관계수(correlation coefficient)로 추정할 수 있다. 즉 두 변량(요인) 간 상호 관계는 상관계수(ρ_{ij})로 나타낼 수 있으며, 그 범위는 이론적으로는 엄격하게 $-1\le\rho_{ij}\le 1$이다. 그러나 상관계수가 정확히 1 또는 -1의 값을 갖는다는 것은 두 변수 간에 선형 함수적 관계가 있다는 말이므로 확률적 관계를 고려할 필요가 없으며, 공간곡선의 결정 조건에도 맞지 않는다. 따라서 현장에서 통계적으로 관측하게 되는 상관계수는 $-1<\rho_{ij}<1$의 범위를 갖는다고 보면, 다특성치의 품질손실함수 추정을 위한 파라미터에 확률변수 통계량인 상관계수를 대입하는 것은 논리적 타당성과 함께 실무적 편의성을 가진다. 다구찌 품질손실함수는 특성치의 변동을 고려하면 특성치는 확률적 변수이며, 그 실무적 적용도 사실상 통계를 기반으로 한 기대품질손실함수를 바탕으로 이루어진다는 점을 감안한다면 현실적으로 확률적 통계량을 대용(surrogate)하는 것은 당연한 접근방법이라 할 수 있다.

실험이나 현장에서 여러 측정치의 표본(sample)만 확인한다면 상관계수를 계산하는 것은 어렵지 않다. 만약 두 품질특성치의 실제치와 목표치의 차이(noise)들 사이에 아무 상관관계가 없다면($\rho_{ij}=0$) 품질손실은 동승훈(1990)의 모형에서와 같이 단일 특성치의 품질손실의 단순합이 될 것이다. 또한 양(+)의 상관관계($0<\rho_{ij}<1$, 즉 $f_{12}x_1x_2>0$)가 있다면 두 특성치의 결합효과로 인해 품질손실은 단순합보다 커질 것이며, 반대로 음(−)의 상관관계($-1<\rho_{ij}<0$, 즉 $f_{12}x_1x_2<0$)가 있다면 특성치 간 상쇄효과로 단순합보다 작아질 것이라는 사실을 선험적으로 예상할 수 있다. 실무적 관점에서 무상관이거나 양의 상관의 경우 다구찌 실험계획법을 적용하는 데에는 큰 문제가 없을 것이다. 다만 음의 상관의 경우 각 특성치를 어떻게 설계할 것인가는 변수 간 상쇄효과를 감안할 때 어려움이 있

다. 따라서 본 연구의 의의 중 하나는 이러한 선험적 예측에 대하여, 수학적 논거를 바탕으로 분석적인 정량화 과정을 보여주는 데 있다고 볼 수 있다.

이것은 타원 궤적의 위치 변동, 즉 교차항 $f_{12}x_1x_2 > 0$ 또는 $f_{12}x_1x_2 < 0$경우 상관관계에 따라 상호작용 효과를 통해 궤적의 변화를 보이는 것은 기하학적으로도 확인되며, 영향의 정도는 상관계수의 크기에 따라 달라지므로 $f_{12} = r\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)$는 $f_{12} = \rho_{12}\left(\frac{2C}{d_1d_2}\right)$로 나타낼 수 있으며, 교차항의 계수 f_{ij}는 다음과 같이 일반화할 수 있다. $f_{ij} = \rho_{ij}\frac{2C}{d_id_j}$는 $i=j$의 경우에도 $\rho_{ij}=1$이므로 똑같이 적용된다. 예컨대 $f_{11} = \frac{2C}{{d_1}^2}$, $f_{22} = \frac{2C}{{d_2}^2}$이다.

$$f_{ij} = \rho_{ij}\frac{2C}{d_id_j} \tag{3. 1}$$

이제 $\frac{\partial^2 L(\cdot\ )}{\partial y_i \partial y_j} \rightarrow f_{ij}$ 정의로부터 출발하여 f_{ij}가 확률적 통계량과 기지의 상수로 이루어진 값 $\rho_{ij}\frac{2C}{d_id_j}$임을 추론하였으며, 이에 의해 앞의 식 (2. 10)은 다음의 식 (3. 2)와 같이 쓸 수 있다.

$$L(x_1, x_2) = \frac{2C}{d_1^2}x_1^2 + \frac{2C}{d_2^2}x_2^2 + \rho_{12}\frac{2C}{d_1d_2}x_1x_2 \tag{3. 2}$$

또는 식 (3. 3)과 같다.

$$L(x_1, x_2) = k_1x_1^2 + k_2x_2^2 + 2(\rho_{12}\sqrt{k_1}\sqrt{k_2})x_1x_2 \tag{3. 3}$$

3.2 사 례

예를 들어 두 특성치 y_1, y_2를 가지는 어떤 제품을 가정하여 품질손실을 계산한다. 이때 특성치 측정단위가 다르더라도 특성치의 척도를 각각의 평균과 표준편차로 표준화하면 되므로, 측정단위는 무시하도록 한다. $y_1 = 1001$(목표치 $T_1 = 1000$), $y_2 = 502$(목표치 $T_2 = 500$)이 관찰되었고, 품질손실과 관련하여 $C = 25$, $d_1 = \pm 4$, $d_2 = \pm 3$으로 주어지고 실험 등에 의해 관측한 자료로써 두 특성치 간 통계적으로 유의적인 상관계수 ρ_{12}가 -1%라는 사실을 알고 있다면, 품질손실은 식 (3. 2) 또는 (3. 3)에 의해 쉽게 결정된다. 현실적으로 특성치와 목표치의 차이들 간에 통계적으로 유의적인 상관관계를 관측하기는 쉽지 않다. 또한 통계학적으로 유의한 상관계수는 선형성이 확연하므로 회귀분석의 필요성이 대두되고, 회귀분석에 의해 높은 결정계수가 관측된다면 이는 변수 간 인과관계(causality)를 보여주는 것이므로, 회귀분석의 변수를 단일 변수로 보게 되어 다특성치가 아닌 단일 품질특성치의 문제로 귀결된다. 그러나 변수 간 상관관계를 통계적 유의성에 비추어 각각 엄밀하게 고려하지 않으면, 다구찌 품질손실함수 개념의 실무적 적용은 개략적으로 이루어지게 되고 품질특성치의 최적 조합이라는 목표는 객관성이 결여된 결론의 도출로 무의미하게 될 것이다.

이제 품질손실함수의 형태를 결정하는 계수 k_1, k_2, f_{12} 모두를 미리 알 수 있으므로 $k_1 = \frac{25}{4^2} = 1.56$,

$k_2=\frac{25}{3^2}=2.78$ 그리고 $f_{12}=(-.01)\frac{2\times 25}{4\times 3}=(-.04167)$ 또는 $f_{12}=2(-.01)\sqrt{1.56}\sqrt{2.78}=(-.04167)$를 손쉽게 계산할 수 있다. 사례의 품질손실함수는 다음과 같다.

$$L=1.56x_1^2+2.78x_2^2-.04167x_1x_2$$
$$(\text{단},\ 0\le L\le 25)$$

만약 y_1, y_2가 각각 단일 특성치의 경우라면 품질손실은 다음과 같을 것이다.

$$L(y_1)=k_1(y_1-T_1)^2=1.56(1001-1000)^2=1.56(\text{원})$$
$$L(y_2)=k_2(y_2-T_2)^2=2.78(502-500)^2=11.11(\text{원})$$

이러한 계산결과에 의하면, 두 특성치간 상관관계가 없을 경우 품질손실은 각 특성치의 품질손실의 단순 합계액인 12.67(원)이 된다. 다특성치의 품질손실함수에 의해 품질손실을 계산해보면, 다음 12.59(원)으로 두 특성치의 상호작용(음의 상관관계)으로 인해 품질손실의 금액이 .083(원) 감소함을 알 수 있으며, 이제 특성치 간 상관관계만 확인되면 품질손실을 계산하는 것은 크게 어렵지 않다.

$$L(y_1,y_2)=1.56(1)^2+2.78(2)^2+(-.04167)(1)(2)=12.59(\text{원})$$

3.3 교차항의 효과

추가적으로 교차항이 품질손실에 미치는 영향을 분해하여, 개별 특성치가 품질손실에 미치는 포괄적 영향을 직접영향과 간접영향으로 나누어 확인할 수도 있다. 간접영향은 어떤 특성치가 상관관계가 있는 다른 특성치를 통하여 품질손실에 영향을 미친다는 의미이며, 각 특성치의 간접영향의 크기는 교차항 크기의 $\frac{1}{2}$이 될 것이다.

이를 증명하면, 두 특성치 교차항 $f_{12}x_1x_2$ 즉 $\rho_{12}\frac{2C}{d_1d_2}x_1x_2$ 는 $\rho_{12}\frac{C}{d_1d_2}x_1x_2+\rho_{12}\frac{C}{d_1d_2}x_1x_2\rho_{12}\frac{C}{d_1d_2}$ 이므로, 이를 $\rho_{12}\frac{Cd_1}{d_1^2d_2}x_1x_2+\rho_{12}\frac{Cd_2}{d_1d_2^2}x_1x_2$로 표시할 수 있다. 이를 정리하면 품질손실함수의 교차항 $f_{12}x_1x_2$는 $k_1\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2\right\}x_1+k_2\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1\right\}x_2$가 된다.

물론 $k_1\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2\right\}x_1=k_2\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1\right\}x_2$이며, 품질손실함수에서 $k_1\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2\right\}x_1$항을 x_1의 간접영향, $k_2\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1\right\}x_2$ 항을 x_2의 간접영향으로 이해할 수 있다. 즉 x_1의 경우 직접적으로 k_1만큼 품질손실에 영향($L(x_1)=k_1x_1^2$)를 미치고, 허용오차의 상대적 비$\left(\frac{d_1}{d_2}\right)$에 해당하는 k_1만큼 상관계수(ρ_{12})를 통해서 x_2의 수준에 따라 간접적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 마찬가지로 x_2의 경우 직접적으로 k_2만큼 품질손실에 영향($L(x_2)=k_2x_2^2$)를 미치고, 허용오차의 상대적 비$\left(\frac{d_2}{d_1}\right)$에 해당하는 k_2만큼 상관계수(ρ_{12})를 통해서 x_1의 수준에 따라

간접적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 이 관계를 식 (3. 2)의 수식에 대입하면 나타내면 다음과 같다.

$$L(x_1,\, x_2) = k_1 x_1^2 + k_1\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2\right\}x_1 + k_2 x_2^2 + k_2\left\{\left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1\right\}x_2 \tag{3. 4}$$

그리고 이 식을 개별 특성치 항만으로 나타내면, 다음 식과 같다.

$$L(x_1,x_2) = k_1\left\{x_1 + \left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2\right\}x_1 + k_2\left\{x_2 + \left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1\right\}x_2 \tag{3. 5}$$

앞의 사례로 교차항의 간접영향을 분해하여 검증하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} L(y_1,y_2) &= 1.56\left\{(1001-1000)+(-.01)\left(\frac{4}{3}\right)(502-500)\right\}(1001-1000) \\ &\quad +2.78\left\{(502-500)+(-.01)\left(\frac{3}{4}\right)(1001-1000)\right\}(502-500) \\ &= 1.56\{(1)+(-.0267)\}(1)+2.78\{(2)+(-.0075)\}(2) \\ &= (1.56-.04167)+(11.11-.04167) = 1.52+11.07 = 12.59(\text{원}) \end{aligned}$$

두 특성치의 음(-)의 상관관계으로 인해 품질손실의 금액이 .0833(원) 감소한 것은 정확히 그 $\frac{1}{2}$인 개별특성치의 손실 .04167씩 감소한 것이기 때문이다.

식 (3. 5) 2변수의 품질손실함수를 확장하여, t개의 다특성치 품질손실은 다음과 같이 각 특성치의 항만으로 이루어진 일반식으로 도출할 수 있다.

$$L(x_1,x_2,\cdots,x_t) = \sum_{i=1}^{t} k_i\left\{x_i + \sum_{j=1}^{t}\left(\rho_{ij}\frac{d_i}{d_j}\right)x_j\right\}x_i \tag{3. 6}$$

결론적으로 이상 기하학적 추론과 대수적 접근방법, 그리고 통계적 접근방법을 통해 다특성치의 품질손실함수를 도출하였다. 그러나 품질손실함수에서 특성치가 3개 이상일 때 차원이 4차원 이상으로 높아지므로 각 특성치의 변화가 품질손실에 미치는 영향을 기하학적(topology)으로 설명하기가 쉽지 않다. 이는 선형대수를 통한 증명으로 해결할 수 있으며, 이를 위해 다변수로의 확장을 위한 선형대수적 접근방법을 제시하고, 그 결과를 이용하여 사례를 확인함으로써 본 연구의 다특성치 품질손실함수의 수리적 타당성을 검증한다.

4. 다특성 품질손실함수의 평가

4.1 선형대수적 접근방법

식 (2. 4)의 t개의 품질특성치를 가진 품질손실함수의 2차형식으로 다시 교차항으로만 표시되는 요약식으로 나타내면 다음과 같다. 또한 이 요약식은 반응표면분석의 기초식으로 사용되며, 반응표면분석은 처음부터 통계기법을 적

용하므로 상관계수에 대한 추론과정이 생략되어 있다고 볼 수 있다. 선행연구로써 다구찌 방법을 서비스 품질 측정 분야에 응용한 사례가 임채관 등(2000), 이상복(2014)의 연구인데, 이 연구의 한계가 특성치간 상관관계를 나타내는 상관계수의 적용에 있어서 연구모형 내 명시적 추론과정이 결여되어 있다는 점이다.

$$L(x_1, x_2, \cdots, x_t) = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{t}\rho_{ij}\frac{2C}{d_i d_j}x_i x_j \quad (4.\ 1)$$

상기 식을 정리하면 다음과 같이 전환된다.

$$L(x_1, x_2, \cdots, x_t) = C\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{t}\rho_{ij}\frac{1}{d_i d_j}x_i x_j \ = C\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{t}\rho_{ij}\frac{x_i}{d_i}\frac{x_j}{d_j} \quad (4.\ 2)$$

분석의 편의를 위하여 $u_i = \dfrac{x_i}{d_i}$ 로 정의하면 식 (4. 2)를 다음과 같이 간단하게 상관계수행렬을 포함한 행렬연산으로 나타낼 수 있다.

$$L(u_1, u_2, \cdots, u_t) = C\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{t}\rho_{ij}u_i u_j \ = C\left[u_1\, u_2 \cdots u_t\right]\begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \cdots & \rho_{1t} \\ \rho_{21} & 1 \ \cdots & \rho_{2t} \\ \vdots & \vdots \ \ddots & \vdots \\ \rho_{t1} & \rho_{t2} \cdots & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_t \end{bmatrix} = C\boldsymbol{u}'_{(1\times t)}\boldsymbol{R}_{(t\times t)}\boldsymbol{u}_{(t\times 1)} \quad (4.\ 3)$$

$\boldsymbol{u}'_{(1\times t)}$는 행벡터이며 $\boldsymbol{R}_{(t\times t)}$은 상관계수 행렬, $\boldsymbol{u}_{(t\times 1)}$은 열벡터이다. 상관계수행렬 $\boldsymbol{R}_{(t\times t)}$은 대칭행렬($\rho_{ij} = \rho_{ji}$)이므로 항상 고유값(eigen value)으로 대각화(diagonalizing)가 가능하며 더욱이 직교행렬(orthogonal matrix)로 대각화가 가능하다. 대각화는 주어진 $\boldsymbol{R}_{(t\times t)}$행렬에서 행렬방정식 $\boldsymbol{R}_{(t\times t)}\boldsymbol{u}_{(t\times 1)} = \lambda\boldsymbol{u}_{(t\times 1)}$를 만족하는 스칼라(scalar) λ와 벡터 $\boldsymbol{u}$를 이용, 선형변환을 통해 함수를 보다 간명한 형식으로 도출하기 위해 필요한 과정이다. 대각화의 전개과정은 선형대수에서 널리 알려져 있지만, 개념 이해를 위해 간단하게 기술한다.

먼저 행렬방정식 $\boldsymbol{R}\boldsymbol{u} = \lambda\boldsymbol{u}$를 고쳐 쓰면, $\boldsymbol{R}\boldsymbol{u} - \lambda\boldsymbol{u} = \boldsymbol{0}_{(t\times 1)}$이므로($\boldsymbol{0}_{(t\times 1)}$은 제로벡터), $\boldsymbol{R}\boldsymbol{u} - \lambda\boldsymbol{I}\boldsymbol{u} = \boldsymbol{0}$ 또는 $(\boldsymbol{R} - \lambda\boldsymbol{I})\boldsymbol{u} = \boldsymbol{0}$(단, $\boldsymbol{I}$는 항등행렬)이다. 계수행렬 $(\boldsymbol{R} - \lambda\boldsymbol{I})$은 행렬 $\boldsymbol{R}$의 특성행렬이라고 하는데, 이것은 $\boldsymbol{u}$의 해가 0이 아닌 것을 원하기 때문에 특이행렬(singular matrix)이어야, 다시 말해서 계수행렬의 행렬식(determinant)은 0이 되어야 한다.

$$|\boldsymbol{R} - \lambda\boldsymbol{I}| = \begin{vmatrix} 1-\lambda & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1t} \\ \rho_{21} & 1-\lambda & \cdots & \rho_{2t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{t1} & \rho_{t2} & \cdots & 1-\lambda \end{vmatrix} = 0 \quad (4.\ 4)$$

이 방정식을 행렬 $\boldsymbol{R}$의 특성방정식(characteristic equation)이라고 하는데, 행렬식 $|\boldsymbol{R} - \lambda\boldsymbol{I}|$는 라플라스 전개에 의해 변수 λ의 t차 다항식이 되므로 모두 t개의 근(λ1, λ2, ⋯, λt)을 가진다. 총 t개의 특성근(고유값)이 존재하기 때문에 이에 대응하는 고유벡터(eigen vector)를 찾을 수 있고, 그로 이루어진 행렬 $\boldsymbol{V}$를 찾는 것이 대각화이다.

마지막으로 변환식 $\boldsymbol{u}_{(t\times 1)}=\boldsymbol{V}_{(t\times t)}\boldsymbol{z}_{(t\times 1)}$를 원래의 2차형식 $\boldsymbol{u}'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{u}$에 대입하면, $\boldsymbol{u}'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{u}=(\boldsymbol{V}\boldsymbol{z})'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{V}\boldsymbol{z}=\boldsymbol{z}'\boldsymbol{V}'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{V}\boldsymbol{z}$이므로, $\boldsymbol{\Lambda}\equiv\boldsymbol{V}'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{V}$일 때, $\boldsymbol{u}'\boldsymbol{R}\,\boldsymbol{u}=\boldsymbol{z}'\boldsymbol{\Lambda}\,\boldsymbol{z}$이다.

$$\boldsymbol{z}'\boldsymbol{\Lambda}\,\boldsymbol{z}=[z_1\,z_2\cdots z_t]\begin{bmatrix}\lambda_1 & 0 & \cdots & 0\\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_t\end{bmatrix}\begin{bmatrix}z_1\\ z_2\\ \vdots\\ z_t\end{bmatrix}=\lambda_1 z_1^2+\lambda_2 z_2^2+\cdots+\lambda_t z_t^2 \tag{4. 5}$$

즉, 각 항이 오직 제곱항으로만 이루어진 단순한 형태의 함수를 도출할 수 있게 된다.

결론적으로 변수 u_i로 구성된 원래의 2차형식은 이제 변수 z_i로 구성된 또 다른 형태의 2차형식이 된다. 변수 u_i와 변수 z_i로는 값이 취해지는 범위가 같으며, 특히 변환식 $\boldsymbol{u}=\boldsymbol{V}\boldsymbol{z}$에서 $\boldsymbol{V}$는 직교행렬($\boldsymbol{V}^T=\boldsymbol{V}^{-1}$)이므로 $\boldsymbol{V}^{-1}\boldsymbol{u}=\boldsymbol{z}$이고, 따라서 벡터 $\boldsymbol{u}$와 $\boldsymbol{z}$는 1대 1의 대응을 보인다. 그러므로 다특성치의 품질손실함수는 (4. 5)와 같이 일반화할 수 있게 된다. 그러나 이 식으로 해를 구할 수는 있지만, 즉 품질손실의 크기는 알아낼 수 있지만 품질특성치의 영향을 직접 나타내지 못한다는 점이 한계일 수 있다.

$$L(u_1,u_2,\cdots,u_t)=C\sum_{i=1}^{t}\lambda_i z_i^2 \tag{4. 6}$$

(단, $\boldsymbol{z}=\boldsymbol{V}^{-1}\boldsymbol{u}$)

4.2 2변수 검증

그리고 2변수의 경우로 한정하여 앞의 사례의 결과를 확인하면, 2변수의 2차형식의 행렬대수는 다음과 같다.

$$L(u_1,u_2)=C[u_1\,u_2]\begin{bmatrix}1 & \rho_{12}\\ \rho_{21} & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix} \tag{4. 7}$$

그리고 행렬 $\begin{bmatrix}1 & \rho_{12}\\ \rho_{21} & 1\end{bmatrix}$의 특성방정식은 다음과 같다.

$$\begin{vmatrix}1-\lambda & \rho_{12}\\ \rho_{21} & 1-\lambda\end{vmatrix}=(1-\lambda)^2-\rho_{12}^2 \tag{4. 8}$$

이 방정식($(1-\lambda+\rho_{12})(1-\lambda-\rho_{12})=0$)을 풀면, $\lambda_1=(1+\rho_{12})$, $\lambda_2=(1-\rho_{12})$이다. 두 근 모두 양(>0)이므로 ($-1<\rho_{12}<1$) 양정부호의 충분조건을 만족시키고 있음을 알 수 있다.

먼저 첫 번째 근 $\lambda_1=(1+\rho_{12})$을 이용하면 행렬방정식 $(\boldsymbol{R}-\lambda\boldsymbol{I})\boldsymbol{u}=\boldsymbol{0}$은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix}1-(1+\rho_{12}) & \rho_{12}\\ \rho_{21} & 1-(1+\rho_{12})\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}-\rho_{12} & \rho_{12}\\ \rho_{21} & -\rho_{12}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}0\\ 0\end{bmatrix} \tag{4. 9}$$

이 행렬방정식으로부터 두 개의 식 $-\rho_{12}u_1+\rho_{12}u_2=0$, $\rho_{12}u_1-\rho_{12}u_2=0$이 산출된다. 계수행렬의 두 행은 행렬 $\boldsymbol{R}$의 특성방정식으로부터 예상할 수 있는 바와 같이 선형종속(linear dependant)이기 때문에 무수한 해가 존재하며,

일반적으로 제약식 $u_1^2+u_2^2=1$을 부과함으로써 해를 정규화한다. 따라서 첫 번째 특성벡터는 $\boldsymbol{v_1}=\begin{bmatrix}\frac{1}{\sqrt{2}}\\ \frac{1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}$이 된다.

마찬가지 방법으로 두 번째 근 $\lambda_2=(1-\rho_{12})$를 이용하면 행렬방정식 $(\boldsymbol{R}-\lambda\boldsymbol{I})\boldsymbol{u}=\boldsymbol{0}$은 다음과 같은 형태를 취한다.

$$\begin{bmatrix}1-(1-\rho_{12}) & \rho_{12}\\ \rho_{21} & 1-(1-\rho_{12})\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\rho_{12} & \rho_{12}\\ \rho_{21} & \rho_{12}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}0\\ 0\end{bmatrix} \tag{4. 10}$$

역시 행렬방정식으로부터 두 개의 같은 식 $\rho_{12}u_1+\rho_{12}u_2=0$이 산출되며(중근), 동일하게 제약식 $u_1^2+u_2^2=1$을 부과함으로써 해를 정규화하면, 두 번째 특성벡터는 $\boldsymbol{v_2}=\begin{bmatrix}\frac{-1}{\sqrt{2}}\\ \frac{1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}$과 같다.

이제 행렬 $\boldsymbol{V}_{(2\times 2)}=[\boldsymbol{v_1},\boldsymbol{v_2}]$이면, 선형대수이론에 따라 전치행렬 $\boldsymbol{V}^T$는 역행렬 $\boldsymbol{V}^{-1}$과 같으므로 $\boldsymbol{V}=\begin{bmatrix}\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{-1}{\sqrt{2}}\\ \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}$, $\boldsymbol{V}^{-1}=\begin{bmatrix}\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\\ \frac{-1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}$이다. 또한, 벡터 $\boldsymbol{z}=\boldsymbol{V}^{-1}\boldsymbol{u}$이므로 $\boldsymbol{z}=\begin{bmatrix}z_1\\ z_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\\ \frac{-1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}u_1\\ u_2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\frac{u_1+u_2}{\sqrt{2}}\\ \frac{u_2-u_1}{\sqrt{2}}\end{bmatrix}$이다.

그러면 품질손실함수의 일반식으로부터 2변수 품질손실함수는 다음 식과 같이 도출된다.

$$L(u_1,u_2)=C\{\lambda_1 z_1^2+\lambda_2 z_2^2\}=C\left\{\lambda_1\left(\frac{u_1+u_2}{\sqrt{2}}\right)^2+\lambda_2\left(\frac{u_2-u_1}{\sqrt{2}}\right)^2\right\} \tag{4. 11}$$

식 (4. 11)에 미리 알 수 있는 파라미터를 대입하여 고쳐 쓰면 다음과 같이 특성치가 2개인 경우 품질손실을 바로 계산해낼 수 있는 식 (4. 12)가 완성된다.

$$\begin{aligned}L(y_1,y_2)&=C\left\{(1+\rho_{12})\left(\frac{\frac{y_1-T_1}{d_1}+\frac{y_2-T_2}{d_2}}{\sqrt{2}}\right)^2+(1-\rho_{12})\left(\frac{\frac{y_2-T_2}{d_2}-\frac{y_1-T_1}{d_1}}{\sqrt{2}}\right)^2\right\}\\ &=\frac{1}{2}C\left\{(1+\rho_{12})\left(\frac{y_1-T_1}{d_1}+\frac{y_2-T_2}{d_2}\right)^2+(1-\rho_{12})\left(\frac{y_2-T_2}{d_2}-\frac{y_1-T_1}{d_1}\right)^2\right\}\end{aligned} \tag{4. 12}$$

앞의 사례는 $y_1=1001(T_1=1000)$, $y_2=502(T_2=500)$, $C=25$, $d_1=\pm 4$, $d_2=\pm 3$, $\rho_{12}=-.01$이므로, 품질손실은

$$\begin{aligned}L(y_1,y_2)&=\frac{1}{2}(25)\left\{(1-.01)\left(\frac{1}{4}+\frac{2}{3}\right)^2+(1+.01)\left(\frac{2}{3}-\frac{1}{4}\right)^2\right\}\\ &=12.5(.8319)+12.5(.1753)=10.40+2.19=12.59(\text{원})\end{aligned}$$

으로 앞에서의 결과와 정확히 일치함을 확인할 수 있다.

4.3 접근방법의 비교

본 연구에서 도출한 다특성치 품질손실함수는 상관계수를 분석모형 내에 명시적으로 투입함으로써 특성치 간의 상관관계를 분명하게 고려함과 동시에, 계수의 추정에 있어서 주관적이거나 임의적인 전제가 필요 없는, 수학적 논거가 분명한 객관적인 함수이다. 또한 본 연구의 접근방법에 따르면 특성치가 3개, 4개 등 다수인 경우라고 할지라도 얼마든지 확장 가능함을 보여주고 있다.

사례의 경우 두 특성치가 목표치를 각각 벗어났을 때 계산한 품질손실은 12.59(원)이었고, 즉, 식 (3. 5)로부터 계산된 결과 $L(y_1,y_2)=(1.56-.04167)+(11.11-.04167)=1.52+11.07=12.59$(원)은 식 (4. 12)에 의해 계산된 결과 $L(y_1,y_2)=12.5(.8319)+12.5(.1753)=10.40+2.19=12.59$(원)과 일치하고 있다. 결과는 일치하지만 본 연구에서 도출된 품질손실함수는 특성치 y_1으로 인해 1.52(원), 특성치 y_2로 인해 11.07(원) 손실이 각각 발생하였음을 추적할 수 있다. 이에 반해 기존의 선형대수에 의한 품질손실함수의 경우는 12.59(원)의 계산 과정에서 개별 특성치의 영향을 따로 파악할 수 없다. 즉, 산식의 항은 얼핏 10.4(원)과 2.19(원) 두 개로 나누어져 있으나 각각의 항이 개별 특성치에 관한 것이 아니고 변수변환으로 혼재된 결과만을 보여주고 있다.

또한 선형대수에 따르면, 특성치 간 상관계수 행렬에 대하여 고유값(λ)과 고유벡터로 이루어진 행렬(V)만 정의할 수 있다면 다특성치 품질손실은 이론적으로 모두 계산가능하다. 다만 이 과정에서 3차 이상 고차형식의 고유값의 계산에서 대수적 접근은 가능하지만 해를 구하기 위해서는 허수를 포함하는 복소수 영역으로 수의 확장이 요구되므로 식 (4. 12)와 같은 형태의 일반식으로 풀기도 쉽지 않다.

때문에 보통 3차 이상의 고차형식의 고유값은 2차의 특성방정식(고유다항식)의 해를 구하는 방식으로 구하지 않는다. 일반적으로 같은 고유값을 가지거나 고유값 계산이 보다 더 쉽게 되는 동치행렬로 상관계수행렬을 변형시켜 구한다. 이러한 과정은 컴퓨터 계산프로그램을 이용하여 수행할 수 있을 것이다.

더욱이 3차 이상의 다특성치 품질손실의 선형대수 접근방법에 대해 추가적 논의가 필요하다. 예를 들어 특성치가 3개(y_1, y_2, y_3)인 경우 식 (4. 6)의 형태로 품질손실함수 L_b를 정의하면,

$$L_b=C\{\lambda_1(v_{11}u_1+v_{12}u_2+v_{13}u_3)^2+\lambda_2(v_{21}u_1+v_{22}u_2+v_{23}u_3)^2+\lambda_3(v_{31}u_1+v_{32}u_2+v_{33}u_3)^2\} \qquad (4.\ 13)$$

단, v_{ij}는 행렬 V^{-1}의 원소가 된다.

그러나 위 식 (4. 13)은 간단해보이지만, 식이 가지는 의미의 직관적 해석이 어려워 실제로는 복잡한 식이다. $L_b=C(\lambda_1 z_1^2+\lambda_2 z_2^2+\lambda_3 z_3^2)$임을 상기할 때, $y_i \rightarrow x_i \rightarrow u_i \rightarrow z_i$ 1:1 대응에 따라 L_b식의 각 항이 차례대로 y_1, y_2, y_3에 대응한다고 하지만, 변수변환이 가져다주는 복잡성 때문에 실제로 개별 품질 특성치 y_1, y_2, y_3가 각각 품질손실에 미치는 개별적 영향을 구분해서 알 수 없다는 한계가 있다. 다시 말해서 L_b는 전체 품질손실의 크기만 보여줄 뿐, 다구찌가 요구하는 품질손실을 최소화하기 위한 파라미터 설계에 개별 특성치를 어떻게 투입해야 할지 알기 어렵다.

이에 비해 식 (3. 5)의 형태로 특성치가 3개인 품질손실함수 L_a를 다시 쓰면,

$$L_a=k_1\left\{x_1+\left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)x_2+\left(\rho_{13}\frac{d_1}{d_3}\right)x_3\right\}x_1+k_2\left\{x_2+\left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)x_1+\left(\rho_{23}\frac{d_2}{d_3}\right)x_3\right\}x_2+k_3\left\{x_3+\left(\rho_{13}\frac{d_3}{d_1}\right)x_1+\left(\rho_{23}\frac{d_3}{d_2}\right)x_2\right\}x_3$$가

된다. 이미 검토한 바와 같이 각항의 계수에 관하여 $f_{ij}=\rho_{ij}\frac{2C}{d_i d_j}$임을 알고 있으므로, 복잡한 행렬연산 과정을 거치

지 않더라도 기지의 파라미터로만 이루어진 식으로써 보다 용이하게 품질손실의 금액을 계산할 수 있다. 특히 L_a는 개별 특성치가 품질손실에 미치는 순수한 영향, 즉 직접 효과와 각 특성치의 순서쌍 결합에 의해 나타나는 전반적인 간접효과로 나누어 볼 수 있다는 점에서 유용한 식이다.

따라서 두 식을 비교할 때 직관적 이해 역시 L_a가 나아 보이며, 이로써 개별 품질 특성치가 품질손실에 미치는 각각의 영향도 파악할 수 있다. 특히 실무적 관점에서 상관관계를 고려하는 다특성치 품질손실 개념의 핵심은 각 특성치가 전체 품질손실에 각각 어느 정도 영향을 미치는가를 확인하여 포괄적으로(comprehensively) 해당 특성치에 대한 파라미터 설계를 수행한다는 데 있다. 3차형식을 포함하여 고차형식으로 갈수록 이 점이 훨씬 중요하다는 점에서 실무적 통찰력을 보여주는 것은 선형변환에 의한 품질손실함수 L_b보다 상관계수를 직접 계산과정에 투입하는 품질손실함수 L_a임에 틀림없다.

5. 결 론

"품질은 손실이다"라는 다구찌의 품질의 정의는 "높은 품질의 제품이란 사용상 적은 손실을 초래하는 것이다"라는 말로 바꾸어 표현할 수 있을 것이다. 전통적인 품질관리개념인 허용한계구간이나 불량률 등은 소비자의 선호도 또는 제품선택의 경향을 충분히 반영하지 못하며 생산자로 하여금 품질문제에 관해 안이한 자세를 갖게 할 우려가 있다.

모든 기업은 품질향상에 지속적인 노력을 기울여야 하며, 품질향상을 위한 계획 및 통제에 있어서 품질원가정보의 정량화(quantification of quality)는 가장 먼저 해결해야 할 과제라고 할 수 있다. 전통적인 회계시스템에 의해서는 이러한 품질원가가 측정되지 않으나, 다구찌의 품질손실함수는 품질원가 측정의 이론적 근거를 제시해 줌으로써, 품질손실의 측정이 가능하다. 뿐만 아니라 기업의 품질향상은 품질손실의 크기를 끊임없이 줄여나가는 데 초점을 맞추어야 하며, 그 결과 상대적으로 만족스러운 제품과 서비스를 소비자에게 제공함으로써 시장의 확보 또는 시장점유율 증대 등을 통하여 기업을 성장·발전시킬 수 있으므로, 품질손실함수의 개념은 실질적인 기업전략의 근거가 됨을 알 수 있다.

그러나 다구찌 품질손실은 단일 특성치에 대한 기본적 이해로 그치는 것이 한계이다. 일반적으로 제품 또는 서비스는 그 품질을 결정하는 특성치가 두 개 이상인 경우가 많이 있다. 따라서 단일 특성치에 대한 연구를 다특성치의 경우로 확장하는 것은 매우 현실적이고 중요한 문제라고 할 수 있다. 본 연구에서는 다구찌의 단일 특성치와 마찬가지로 다특성치의 상관관계를 고려하는 구체적 산식으로써 품질손실함수를 분석적으로 도출하였다.

2특성치 품질손실함수를 예를 들면, 다음의 테일러 급수전개에 의한 이론적 함수와 비교해보면 잘 알 수 있다. 물론 논의의 출발은 이 식에서 출발하지만, 변수 간 상관관계가 있는 경우 교차항의 2계도함수를 분명하게 알지 못하기 때문에 이 식으로서는 실제 품질손실을 측정하지 못한다.

$$L(y_1,y_2)=\frac{1}{2}\left\{\frac{\partial^2 L(\cdot)}{\partial {y_1}^2}(y_1-T_1)^2+2\frac{\partial^2 L(\cdot)}{\partial y_1 \partial y_2}(y_1-T_1)(y_2-T_2)+\frac{\partial^2 L(\cdot)}{\partial {y_2}^2}(y_2-T_2)^2\right\}$$

그러나 본 연구에서 도출한 2변수 품질손실함수는 상관계수와 함께 다구찌 이론 내에서의 파라미터 만으로 계산이 가능하므로 현실적 응용 가능성이 높다는 장점을 가지고 있다고 볼 수 있다.

$$L(y_1,y_2) = \frac{C}{d_1^{\,2}}\left\{(y_1 - T_1) + \left(\rho_{12}\frac{d_1}{d_2}\right)(y_2 - T_2)\right\}(y_1 - T_1) + \frac{C}{d_2^{\,2}}\left\{(y_2 - T_2) + \left(\rho_{12}\frac{d_2}{d_1}\right)(y_1 - T_1)\right\}(y_2 - T_2)$$

이는 선형대수식의 분석 결과와도 일치함을 보여주고 있다. 그리고 계산의 검증수단인 선형대수식의 경우, 3변수 이상의 다변수로의 확장을 위한 접근방법에서, 특성치가 다수일 경우 특성방정식의 고유값(λ)의 계산과 관련하여 컴퓨터 계산 프로그램의 도움을 받아야 고차형식을 풀 수 있다. 컴퓨터의 도움 없이 선형대수의 해를 구하는 것은 쉽지 않으므로 비(非) 수리적 환경의 현장에서는 선형대수방법으로 다특성치 개념을 적용하기 어려운 것이 현실적인 한계임을 감안해볼 때, 본 연구의 다특성치 품질손실함수는 그런 한계도 쉽게 넘어설 수 있을 것으로 본다.

결론적으로, 본 연구에서 특성치가 두 개인 경우 실제로 요구되고 있는 '구체적인' 품질손실함수를 도출하였고, 또한 그 이상의 다특성치의 경우에도 얼마든지 수리적 정합성이 분명한 품질손실함수를 도출할 수 있는 분석적 전개과정을 제시하였다. 그럼으로써 다특성치 품질손실함수의 추정에 대한 확연한 논리적 근거를 가지고 실무적 적용의 기회를 높였다는 것이 본 연구의 주요한 의의라 할 수 있다.

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.

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

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.

Ha, Gwangsu, JinWon Kim, Sua-Im, Su-Jin Shin, Hee-Jong Yang and Do-Youn Jeong. 2020. Application of Response Surface Methodology in Medium Optimization to Improve Lactic Acid Production by Lactobacillus paracasei SRCM201474. Journal of Life Science 30(6):522-531.

Jeong, In Jun. 2020. A Univariate Loss Function Approach to Multiple Response Surface Optimization: An Interactive Procedure-Based Weight Determination. Knowledge Management Research 21(1):27-40.

Kim, Kyung Mo. 2007. Robust Design Methodology under Design Constraints. Journal of the Korean Society for Quality Management 35(4):52-60.

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

Kim, Sang Ik, Ree, Sang Bok, Lim, Yong Bin and Jang Dae Heung. 2016. Literature Review on the Experimental Designs in KSQM for 50 Years. Journal of the Korean Society for Quality Management 44(2):245-264.

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

Kim, Uk-Il, Kang and Chang-uk. 1994. Performance Measuure of Multiple Characteristics in Parameter Design. Journal of the Korean Society for Quality Control 22(1):122-132.

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.

Lim, Chae-Kwan, Byung-Kwon, Park and Sang-Sik, Lee. 2000. The Measurement of Service Quality using the

Taguchi Method. Journal of Korea Service Management Society 1(1):55-79.

Ree, Sangbok. 2009. Method Determining Level of Noise Factor of Taguchi Method under Various Probability Distribution. Journal of the Korean Society for Quality Management 37(4):10-15.

Ree, Sangbok. 2013. Study on the Result Changes with the Size of the Variance in Taguchi Method and Factor Experimental. Journal of the Korean Society for Quality Management 41(1):119-134.

Ree, Sangbok. 2014. A Study on Improving Lecture Satisfaction using Taguchi Method. Journal of the Korean Society for Quality Management 42(1):63-70.

Seon, Sang-Won, Won Yi and Seok-Beom Hong. 2020. A Study on the Optimization of Anti-Jamming Trash Screen with Rake using by Response Surface Method. Journal of the Korea Academia-Industrial Cooperation Society 21(3):230-236.

Sheikh Imran Ishrat, Zahid Akhtar Khan, Arshad Noor Siddiquee, Irfan Anjum Badruddin, Ali Algahtani, Shakeel Javaid and Rajan Gupta. 2019. Optimising Parameters for Expanded Polystyrene based Pod Production Using Taguchi Method. Mathematics 7(847):1-17.

Sim, Hyun Su and Yong Soo Kim. 2017. Determination of Optimal Design Level for the Semiconductor Polishing Process by Taguchi Method. Journal of the Korean Society for Quality Management 46(2):293-306.

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.

Tuan-Ho Le, Sangmun Shin. 2018. A Literature Review on RSM-based Robust Parameter Design (RPD): Experimental Design, Estimation Modeling, and Optimization Methods. Journal of the Korean Society for Quality Management 46(1):39-74.

Van-Dam Vu, Thanh-Toan Nguyen, Ngoc-Hung Chu, Quoc-Huy Ngo, Ky-Thanh Ho and Van-Du Nguyen. 2020. Multiresponse Optimization of Cutting Force and Cutting Power in Chopping Agricultural Residues Using Grey-Based Taguchi Method. Agriculture 10(51):1-10.

Yun, Won Young, and Seo, Sun-Keun. 2010. A Note on Determining the Level of Noise Factor for Smaller-the Better Characteristics. Journal of the Korean Society for Quality Management 38(3):408-412.

저자소개

배후석 제 1저자, 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 교신저자, 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, 한국창업보육협회(KOBIA) 임원으로 활동하였으며, 현재 경영학 분야 다수의 학회 임원직을 수행하고 있다.