

공정능력지수와 비공정능력지수의 차이분석

Analysis of Difference Between the Process Capability Indices and the Process Incapability Indices.

양 정 문*
Yang, Jung Moon
이 보 근*
Lee, Bo Geun
김 정 자*
Kim, Jung Ja

Abstract

For assessing the capability of a process, the quantification of process location and variation is central to understanding the quality of units produced from the manufacturing process. Conventional process capability indices is insufficient to drive out the information for process condition, furthermore it is very difficult to evaluate the process capability accurately when the target value is not consistent with the center of specification, and/or the shape of distribution is changed, but the process incapability indices is enable to provide more detailed information to evaluate the process capability by dividing information about the process mean and variance.

In this paper, we have a brief review and comparison about these indices, provide an understanding of the relationships between the process capability indices and the incapability indices. And we explore the strengths and weakness of these indices as they apply to normally distributed process, and to examine the effect that non-normality has on these indices.

1. 서 론

1980년 이후 공정능력분석을 위한 통계적 기법이 산업 전반에 적용되기 시작하면서 명확한 공정능력분석에 관한 표준정의가 내려져 있지는 않지만 공정출력이 공학적 요구 혹은 고객이 요구하는 규격한계와의 일치여부를 결정하기 위한 것이라는 목표에는 대체로 동의를 하고 있는 것 같다. 또한 이러한 동의는 공정능력을 평가하기 이전에 어떤 공정이 통계적 관리상태에 있어야 한다는 것이다. 이 의미는 공정능력분석의 필요조건으로 안정적이고 예측가능한 분포를

* 동아대학교 공과대학 산업공학과

전제로 한다는 것이다[4].

이러한 필요조건을 만족시키기 위해서는 정규상태에 있는 공정, 통계적 관리상태에 놓여 있는 공정이어야 한다는 의미일 것이다. 특히 비정규상태의 공정인 경우에는 그 이상원인을 감지할 수 있는 공정상태에 민감한 공정능력평가 도구가 필요하다. 기존의 공정능력지수를 이용할 경우에는 공정이 어느 정도 변화하더라도 공정변화에 따른 공정능력의 차이를 명확히 구별하지 않으므로 공정상태의 진단과 조치에 상당한 시간과 비용을 필요로 한다. 특히 품질관리자의 지속적인 감시가 요구되는 연속생산공정에서 규격 내에 위치하는 공정의 작은 변화도 알 수 있도록 공정의 변화에 좀 더 민감하고 적절하게 반응할 수 있는 보다 정밀하고 세분된 공정능력지수의 개발이 요구된다[1].

기존 공정능력지수의 한계를 극복하고자 Greenwich와 Jar-Schaffrath[5]는 공정의 비공정능력을 측정하고 이를 이용하여 역으로 공정능력을 평가하는 비공정능력지수(process incapability index) C_{pk} 를 소개하였는데 이는 기존의 공정능력지수와는 다른 새로운 개념으로 보다 정확한 공정능력평가에 대한 가능성을 열어 주었다. 신경석 등[2]는 목표치가 규격의 중심에 일치하지 않는 경우에 공정능력의 정확한 평가가 어려운 기존의 비공정능력지수의 단점을 보완하여 개선된 비공정능력지수 C_{pk}^* 를 제안하였다. 또한 송서일, 이보근[3]은 드릴링공정이나 편칭공정(punching process)과 같이 치우침을 가지기 쉬운 제조공정을 관리하고자 할 때에는 공정평균의 미세한 변화에 따른 공정분포의 변화를 반영할 수 있는 비공정능력지수 지수 C_{pk}^* 를 제안하였다.

비정규 공정인 경우에는 명확히 예측 가능한 분포가 한정적이므로 정확한 공정능력을 반영시키지 못하는 약점을 가지고 있다. Clement[6]는 최초로 비정규 분포에 대한 공정능력 지수를 소개하였고 Lovelace, Cynthia Renea[7]는 0-한계 공정(zero-bounded process)에 대한 공정능력지수 C_{pk} 를 제안하였다. 본 연구에서는 대표적인 공정능력지수와 비공정능력지수에 관하여 시뮬레이션과 수치 예를 통해 비교·분석하고 이들 간의 상호관계를 보여주고자 한다.

2. 공정능력평가방법의 고찰

2.1 공정능력지수

일반적으로 공정능력(process capability)이란 공정이 관리상태에 있을 때 그 공정에서 생산되는 제품의 품질변동이 어느 정도인가를 나타내는 양으로 전통적인 공정능력지수(C_p)는 다음과 같이 실제공정산포와 허용가능한 공정산포의 비로 나타낸다. 이를 수리적으로 표현하면 다음과 같다[8, 9, 10].

$$C_p = \frac{\text{허용가능한 공정산포}}{\text{실제 공정산포}} \tag{1}$$

$$= \frac{USL - LSL}{6\sigma}$$

단, σ 는 공정의 산포, USL은 규격상한, LSL은 규격하한이다.

전통적인 C_p 는 규격의 허용차와 공정의 자연공차만 관련되어 있기 때문에 공정의 산포는 반영하나 공정의 중심화정도에 관해 설명할 수 없으므로 이 단점을 보완하여 공정의 산포뿐만 아니라, 평균의 위치를 반영할 수 있는 C_{pk} 가 제안되었다.

$$C_{pk} = \min \left\{ \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \frac{LSL - \mu}{3\sigma} \right\} \tag{2}$$

또는

$$C_{pk} = (1-K)C_p$$

단, $K=2|m-\mu|/(USL-LSL)$ 이고 여기서 m 은 규격중심이다.

또한 손실의 사회적 책임을 강조한 새로운 품질개념의 도입으로 기대손실의 최소화의 관점에서 품질의 산포를 손실과 연결시켜 목표치와 품질특성치와의 관계를 설명할 수 있는 공정의 중심화정도에 아주 민감한 C_{pm} 이 제안되었다[11].

$$\begin{aligned} C_{pm} &= \frac{USL - LSL}{6\sqrt{E(X-T)^2}} \\ &= \frac{USL - LSL}{6\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \end{aligned} \quad (3)$$

또는

$$C_{pm} = C_p / \sqrt{1 + \left(\frac{\mu - T}{\sigma}\right)^2}$$

여기서 T 는 목표치이다.

공정능력지수 C_{pm} 과 C_{pk} 는 목표치와 동시에 요구된 규격한계를 만족해야 하는 공정의 능력을 정량화하는데 이용할 수 있는 기법들이다.

Chan, Chen 및 Spiring[12]은 규격한계와 목표치를 이용하여 치우침을 고려한 Kane[8]의 연구결과를 토대로 목표치가 규격한계의 중심과 다른 경우와 단측규격한계가 요구되는 경우에도 식(3)의 공정능력지수 C_{pm} 를 이용하여 공정능력을 정량화할 수 있도록 일반화시켜서 새로운 공정능력지수를 다음과 같이 제안하였다.

$$C_{pm}^* = \frac{\min[USL - T, T - LSL]}{6\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \quad (4)$$

Pearn, Kotz and Johnson[10]은 정규 또는 비정규 분포를 하는 공정에서 사용할 수 있는 공정능력지수 C_{pmk} 를 설계하였다. 이 지수는 공정의 미세한 변화가 있을 때에도 공정능력을 정확히 평가하여 공정분산이 증가하고 있는지, 공정평균이 그 목표치를 이탈하는지의 여부를 알 수 있다. 이 지수는 다음과 같다.

$$C_{pmk} = \frac{\min(USL - \mu, \mu - LSL)}{3[\sigma^2 + (\mu - T)^2]^{1/2}} \quad (5)$$

또는

$$C_{pmk} = C_{pk} / \sqrt{1 + \left(\frac{\mu - T}{\sigma}\right)^2}$$

이 지수의 특징은 공정평균이 규격한계의 중앙에 있지 않는 경우를 고려하고 있으며, 평균이 그 목표치를 벗어날 때에 대한 벌점(penalty)을 부과하고 있다는 점이다. 이와 같이 공정의 목표치가 규격한계의 중앙에 있지 않을 경우에는 각 지수들이 바람직하지 못한 특성을 가지게 될 것이다. 만일 목표치가 규격한계의 중앙에 놓이는 경우에는 $T=(USL+LSL)/2$ 인 경우로 제한되며, $d=(USL-LSL)/2$, $\min(x,y) = (x+y)/2 - |x-y|/2$ 로 정의하여 사용한다면, C_{pmk} 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_{pmk} = \frac{d - |\mu - T|}{3[\sigma^2 + (\mu - T)^2]^{1/2}}$$

이 지수가 적절한 경고를 하지 못하는 문제공정의 예는 구멍뚫기 공정(a hole-drilling process)을 들 수 있다. 이 공정에서는 구멍의 직경이 드릴의 직경보다 결코 작아질 수 없다. 그러나 공구노화로 인한 드릴이 무더지는 효과, 손잡이의 흔들림 등에 기인하여 드릴의 직경을 초과할 수 있다[13]. 따라서 관리상태에 있는 공정에서 만들어진 구멍의 직경의 분포는 일반적으로 왼쪽이 짙어서 약간 왼쪽으로 치우치게 된다. 실제로 공정능력이 충분한 구멍뚫기공정이라면 전통적인 공정능력지수를 이용하여 모니터하는데 충분한 만큼 정규분포에 근사할 것이다. 다른 공정에서와 같이 이 같은 공정에서도 산포의 변화여부와 목표치와의 이탈여부를 감시하는데 관심을 두고 있다. 이 공정에서 공정을 악화시키는 특성치의 움직임은 그 분포의 아래쪽(lower percentiles)에서 작은 변화가 있으면 평균, 분산, 치우침이 동시에 증가하는 것으로 나타난다. C_{pmk} 지수는 공정의 평균과 분산의 변화에 기초하여 그 변화를 민감하게 측정할 수 있지만 이 지수는 분포형태의 변화를 무시하고 있으므로, 치우침을 보이는 공정(skewness-prone process)에서 적절한 경고를 하지 못하는 경우가 발생한다.

Peter A. Wright[14]는 이와 같이 치우침이 있는 공정의 공정능력을 검출하는데 적합한 새로운 지수를 제안하였다. 치우침의 척도로서 3차 적률 $\mu_3 = E(X-\mu)^3$ 을 이용하여 공정능력지수를 정의 하던 다음과 같다.

$$C_s = \frac{\min(USL - \mu, \mu - LSL)}{3[\sigma^2 + (\mu - T)^2 + |\mu_3/\sigma|]^{1/2}} \tag{6}$$

$$= \frac{d - |\mu - T|}{3[\sigma^2 + (\mu - T)^2 + |\mu_3/\sigma|]^{1/2}}$$

여기서, μ_3 를 치우침을 나타내는 항이 분모의 다른 항들과 동일한 단위로 부가되도록 σ 로 나누며, 그 값의 절대치는 음의 치우침 또한 그 지수에 별점을 부과하도록 보장하기 위해서이다. 만일 C_s 를 σ 에 대한 비율로 나타내면 다음과 같다.

$$C_s = \frac{d/\sigma - |(\mu - T)/\sigma|}{3[1 + \{(\mu - T)/\sigma\}^2 + |\beta_1^{1/2}|]^{1/2}}$$

단, $\beta_1^{1/2} = \mu_3/\sigma^3$ 는 치우침에 대한 전통적인 표준척도이다.

이 지수와 C_{pmk} 와의 관계를 살펴보면 이 지수의 특성상 공정이 좌우 대칭일 때 $C_s \leq C_{pmk}$ 이며 이는 치우침을 고려했기 때문이다. C_s 는 목표치가 규격한계의 중앙에 놓인 경우 C_{pmk} 의 바람직한 특성을 포함하고 있으며, 목표치와 평균과의 편차에 대해 별점을 부과한다. C_s 의 가장 큰 차이는 분포의 형태에 대한 추가적인 정보를 고려하였다는 점이며, 치우침에 대한 별점을 부가하여 이를 지수에 결합하고 있다는 점이다. 따라서 C_s 는 앞에서 논의한 구멍뚫기 공정과 같이 치우침의 증가가 공정능력을 나빠지게 하는 중요한 요소로 작용되는 공정에 특히 적합하다.

예를 들어 $LSL=0, USL=20, T=10$ 인 공정을 고려하자. 원래의 공정이 $\mu=10, \sigma=2$ 인 정규분포를 한다고 가정하자. 이때 $C_{pmk} = C_s = 1.67$ 이다.

덧붙여서 이 공정이 나빠져서 이제는 평균이 10.5, 표준편차가 2.4인 대수정규분포를 따른다고 가정하자. 이 경우 $C_{pmk}=1.29, C_s=1.00$ 이다. 공정의 악화가 계속되어서 이제는 평균 11, 표준편차가 2.9인 대수정규분포를 따른다고 가정하면 $C_{pmk}=0.98, C_s=0.75$ 이다. 이와 같이 C_s 가 C_{pmk} 보다 훨씬 공정에 대해 민감하게 반응하는 것은 C_s 가 분포의 형태 변화에 대한 추가적인 정보를 포함하고 있기 때문이다.

이와 같은 비정규 공정의 추정에 평균, 표준편차, 왜도, 첨도의 4가지 모수가 Pearson 분포곡선의 형태를 결정한다는 가정하에서 Clement[6]는 왜도 및 첨도의 함수로써 Pearson 곡선족을

이용하여 C_p 와 C_{pk} 의 추정량을 계산하였다. C_p 지수값을 추정하기 위해서 식(1)의 6σ 대신 $U_p - L_p$ 를 대입하여 식(7)과 같이 나타낸다.

$$\begin{aligned} \widehat{C}_p &= \frac{USL - LSL}{U_p - L_p} \\ &= \frac{USL - LSL}{X_{0.99865} - X_{0.00135}} \end{aligned} \quad (7)$$

\widehat{C}_{pk} 는 μ 대신 매디안 M_d 을 중심척도로 사용하여 추정한다. 이는 샘플평균보다 샘플 매디안이 중심경향을 나타내는 안정된 추정량이기 때문이다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \widehat{C}_{pk} &= \min \left[\frac{USL - M_d}{U_p - M_d}, \frac{M_d - LSL}{M_d - L_p} \right] \\ &= \min \left[\frac{USL - X_{0.50}}{X_{0.99865} - X_{0.50}}, \frac{X_{0.50} - LSL}{X_{0.50} - X_{0.00135}} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

이를 식 (3), (4), (5)에 적용하면 다음과 같다.

$$\widehat{C}_{pm} = \frac{USL - LSL}{6\sqrt{\left(\frac{U_p - L_p}{6}\right)^2 + (M_d - T)^2}} \quad (9)$$

$$\widehat{C}_{pm}^* = \frac{\min[USL - T, T - LSL]}{3\sqrt{\left(\frac{U_p - L_p}{6}\right)^2 + (M_d - T)^2}} \quad (10)$$

$$\widehat{C}_{pmk} = \min \left[\frac{USL - M_d}{3\sqrt{\left(\frac{U_p - M_d}{3}\right)^2 + (M_d - T)^2}}, \frac{M_d - LSL}{3\sqrt{\left(\frac{M_d - L_p}{3}\right)^2 + (M_d - T)^2}} \right] \quad (11)$$

2.2 비공정능력지수

비공정능력지수(process incapability index) C_{pp} 는 기존의 공정능력지수와는 다른 개념으로 공정의 비공정능력을 측정하여 역으로 공정능력을 평가하고자 한 지수로서, 공정능력지수와는 그 반대로 $C_{pp}=0$ 일 때 가장 적합한 공정이다[5]. 비공정능력지수 C_{pp} 를 정의하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C_{pp} &= \left(\frac{1}{\widehat{C}_{pm}^*}\right)^2 \\ &= \left(1 / \frac{\min[(USL - T)/3, (T - LSL)/3]}{[\sigma^2 + (\mu - T)^2]^{1/2}}\right)^2 \\ &= \left(\frac{[\sigma^2 + (\mu - T)^2]^{1/2}}{D}\right)^2 \\ &= \left(\frac{\mu - T}{D}\right)^2 + \left(\frac{\sigma}{D}\right)^2 \\ &= C_{ia} + C_{ip} \end{aligned} \quad (12)$$

단, $D = \min\left\{\frac{USL-T}{3}, \frac{T-LSL}{3}\right\}$, $C_{ia} = \left(\frac{\mu-T}{D}\right)^2$, $C_{ip} = \left(\frac{\sigma}{D}\right)^2$ 이다.

비공정능력지수 C_{ip} 는 C_{pm} 의 변형으로 기존정보로부터 공정평균에 관한 정보와 공정산포에 관한 정보를 분리함으로써 공정에 관한 보다 상세한 정보를 얻을 수 있다. 여기서 C_{ia} 는 목표치로부터 공정평균이 벗어난 정도를 나타내며 공정의 부정확도를 나타내는 부정확지수이며, C_{ip} 는 공정산포의 크기를 나타내며 공정의 부정밀도를 나타내는 부정밀도지수라고 정의한다[2, 5]. 이 비공정능력지수는 공정변화의 원인을 파악하는데 관리자에게 보다 많은 정보를 제공하지만 목표치가 규격한계 중심과 일치하지 않는 경우에는 적합한 공정을 부적합 공정으로 판정하는 단점이 있다.

이러한 문제를 극복하기 위하여 신경석 등[2]은 다음과 같은 개선된 비공정능력지수를 제안하였다.

$$\begin{aligned} C_{pmk}^* &= \left(\frac{1}{C_{pmk}}\right)^2 \\ &= \left(1 / \frac{\min[(USL-\mu)/3, (\mu-LSL)/3]}{[\sigma^2 + (\mu-T)^2]^{1/2}}\right)^2 \\ &= \left(\frac{[\sigma^2 + (\mu-T)^2]^{1/2}}{D^*}\right)^2 \\ &= \left(\frac{\mu-T}{D^*}\right)^2 + \left(\frac{\sigma}{D^*}\right)^2 \\ &= C_{ia}^* + C_{ip}^* \end{aligned} \tag{13}$$

단, $D^* = \min\left\{\frac{USL-\mu}{3}, \frac{\mu-LSL}{3}\right\}$, $C_{ia}^* = \left(\frac{\mu-T}{D^*}\right)^2$, $C_{ip}^* = \left(\frac{\sigma}{D^*}\right)^2$ 이다.

C_{ia}^* 는 목표치로부터 공정평균이 벗어난 정도를 나타내며 공정의 부정확도를 나타내는 부정확지수이며 C_{ip}^* 는 공정산포의 크기를 나타내며 공정의 부정밀도를 나타내는 부정밀도지수이다. 비공정능력지수 C_{pmk}^* 는 공정능력지수 C_{pmk} 가 가지고 있는 장점을 가지고 있을 뿐만아니라 기존의 공정능력지수에서 사용되는 동일한 정보로부터 공정평균에 관련된 정보와 공정산포에 관한 보다 많은 정보를 얻을 수 있으며 목표치가 규격한계 중심과 일치하지 않는 경우에도 공정능력을 평가할 수 있는 장점을 가지고 있다[2].

앞에서 살펴본 바와 같이 C_{pmk} 와 C_{pmk}^* 는 공정평균의 미세한 변화에 따른 분포형태의 변화를 고려하지 않고 있으므로 송서일, 이보근[3]은 치우침이 존재하는 공정에서 적용가능한 비공정능력지수를 제안하였다.

$$\begin{aligned} C_{ps}^* &= \left(\frac{1}{C_s}\right)^2 \\ &= \left(1 / \frac{\min[(USL-\mu)/3, (\mu-LSL)/3]}{[\sigma^2 + (\mu-T)^2 + |\mu_3/\sigma|]^{1/2}}\right)^2 \\ &= \left(\frac{[\sigma^2 + (\mu-T)^2 + |\mu_3/\sigma|]^{1/2}}{D^*}\right)^2 \\ &= \left(\frac{\mu-T}{D^*}\right)^2 + \left(\frac{\sigma}{D^*}\right)^2 + \left(\frac{|\mu_3/\sigma|}{D^*}\right)^2 \\ &= C_{ia}^* + C_{ip}^* + C_{is}^* \end{aligned} \tag{14}$$

단, $D^* = \min\left\{\frac{USL-\mu}{3}, \frac{\mu-LSL}{3}\right\}$, $C_{ia}^* = \left(\frac{\mu-T}{D^*}\right)^2$, $C_{ip}^* = \left(\frac{\sigma}{D^*}\right)^2$, $C_{is}^* = \left(\frac{|\mu_3/\sigma|}{D^*}\right)^2$ 이다.

개선된 비공정능력지수 C_{ps}^* 는 C_s 의 변형이며 기존의 정보로부터 공정의 평균에 관련되는 지수와 공정의 산포에 관련되는 지수, 치우침에 관련되는 지수로 분리됨으로써 보다 더 유용하게 이용될 수 있다. C_{ia}^* 를 목표치로부터 공정평균의 벗어난 정도를 나타내며 공정의 부정확도 지수라 정의하고 C_{ip}^* 는 공정평균에 대한 공정산포의 크기를 나타내며 공정의 부정밀도 지수라 정의하고 C_{is}^* 는 공정평균의 미세한 변화를 감지하는 지수로서 치우침에 대한 벌점(penalty index of skeness)으로 정의하였다[3].

3. 공정능력평가방법의 비교분석

3.1 정규공정의 공정능력평가

정규공정에서 기존의 공정능력지수를 비교하기 위하여 Kane[8]과 Chan 등[12]이 사용한 예를 응용한 신형식 등 [2]의 예제이다. $USL=16, LSL=10, T=13$ 인 예로 목표치가 규격중심과 일치하는 $(USL-T)=(T-LSL)$ 인 공정을 목표치 T 에서 공정평균 μ 를 0.5씩 증가시키고 공정산포 σ 를 규격한계에 일치하도록 1, 0.83, 0.67로 변화시켰을 때 SAS Ver. 6.12로 분석한 결과는 각각 <표 3.1>과 <표 3.2>과 같다.

<표 3.1>에서와 같이 공정능력지수는 C_{pmk} 와 C_s 가 공정평균과 공정분산에 따라 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있으며 치우침이 없는 경우에는 <표 3.2>에서 보는 바와 같이 C_{ps}^* 가 C_{pmk}^* 와 동일하게 평가되고 있음을 알 수 있다.

C_{pmk}^* 와 C_{ps}^* 는 1.5σ 범위내에서 목표치로부터 공정평균의 차이에 따른 합리적인 C_{ia}^* 와 공정산포의 합리적인 C_{ip}^* 를 제공하고 있다. 비공정능력지수 C_{pt} 의 경우에는 2σ 범위 내에서 목표치에 대한 공정평균의 차에 따른 합리적인 C_{ia} 를 제시하고 있으며 목표치가 규격한계중심에 일치하는 경우에는 규격한계를 고려하여 공정산포의 합리적인 C_{ip} 를 제공하고 있다[2].

<표 3.1> 목표치가 규격중심에 일치하는 경우의 공정능력지수의 비교

	μ	σ	C_t	C_{pm}	C_{pmk}	C_s
A	13.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
B	13.50	0.83	1.10	0.96	0.80	0.86
C	14.00	0.67	1.23	0.77	0.51	0.52

<표 3.2> 목표치가 규격중심에 일치하는 경우의 비공정능력지수의 비교

	μ	σ	C_{pp}	C_{ia}	C_{ip}	C_{pm}^*	C_{ia}^*	C_{ip}^*	C_{ps}^*	C_{is}^*
A	13.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
B	13.50	0.83	0.94	0.25	0.69	1.35	0.36	1.00	1.36	0.00
C	14.00	0.67	1.44	1.00	0.44	3.25	2.25	1.00	3.25	0.00

<표 3.3>에서와 같이 목표치가 14인 경우 공정능력지수 C_{pmk} 와 C_s 는 공정을 안정적으로 평가 하고 있음을 알 수 있으며, <표 3.3>에서 보는 바와 같이 치우침이 거의 없으므로 C_{ps}^* 가 C_{pmk}^* 와 동일하게 평가되고 있음을 알 수 있다.

비공정능력지수 C_{pmk}^* 와 C_{ps}^* 는 1.5σ 범위내에서 목표치로부터 공정평균의 차이에 따른 합리적인 C_{ia}^* 와 공정산포의 합리적인 C_{ip}^* 를 제공하고 있다. C_{pp} 의 경우에는 1.35σ 범위 내에서 목표치에 대한 공정평균의 차를 합리적인 C_{ia} 를 제시하고 있으나 목표치에 대한 공정산포를 과대평가하므로 정상공정을 비정상적 공정으로 판정하는 제1종 과오가 발생할 수 있다[2].

<표 3.3> 목표치가 규격중심에 일치하지 않는 경우의 공정능력지수의 비교

	μ	σ	C_t	C_{pm}	C_{pmk}	C_s
A	13.00	1.00	1.00	0.47	0.71	0.71
B	13.50	0.83	1.10	0.64	0.80	0.86
C	14.00	0.67	1.22	0.82	1.00	0.99

<표 3.4> 목표치가 규격중심에 일치하지 않는 경우의 비공정능력지수의 비교

	μ	σ	C_{pp}	C_{ia}	C_{ip}	C_{pmk}^*	C_{ia}^*	C_{ip}^*	C_{ps}^*	C_{is}^*
A	13.00	1.00	4.50	2.25	2.25	2.00	1.00	1.00	2.00	0.00
B	13.50	0.83	2.12	0.56	1.56	1.36	0.36	1.00	1.36	0.00
C	14.00	0.67	1.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00

3.2 비정규공정의 공정능력평가

비정규공정의 예로는 Pean과 Kotz[15]의 예제를 사용하고자 한다. 이 예는 신규생산라인의 품질개선을 목적으로 고무전단의 무게에 대한 100개의 측정자료를 구했다. 이 공정의 목표치는 8.7g이며 규격상한치는 8.96, 규격하한치는 8.44이다.

이 공정의 경우에는 불량은 없으나, 공정이 목표치에서 상당히 벗어나고 있어 공정개선이 즉각적으로 요구됨을 알 수 있다. 산술평균을 평균으로 사용하여 비교한 결과도 Pearson과 Kotz[15]의 결과와 동일하게 C_p , C_{pk} , C_{pm} , C_{pmk} 순으로 우수함으로 보였다.

<표 3.5> 비정규공정의 공정능력지수의 비교 - Pean과 Kotz의 예

T	μ	σ	C_t	C_{pm}	C_{pmk}	C_s
8.7	8.90	0.01	0.82	0.38	0.09	0.00

<표 3.6> 비정규공정의 비공정능력지수의 비교 - Pean과 Kotz의 예

T	μ	σ	C_{pp}	C_{ia}	C_{ip}	C_{pmk}^*	C_{ia}^*	C_{ip}^*	C_{ps}^*	C_{is}^*
8.7	8.90	0.01	5.37	5.35	0.02	102.51	102.20	0.31	∞	∞

주목할 것은 치우침이 있는 공정인 경우에는 공정능력지수 중에서 C_s 가 가장 그 공정특성을 잘 설명하고 있다는 점이다. 비공정 능력지수 C_{ps}^* 또한 치우침에 아주 민감히 반응하며 C_{is}^* 가 아주 큰 값을 보인다. 이는 이 공정이 상당히 치우쳐 있는 문제공정이라는 것을 알 수 있다.

4. 결 론

공정능력평가에서 이용되고 있는 공정능력지수와 비공정능력지수를 살펴보고 이를 비교 평가하였다. 앞에서 살펴본 바와 같이 공정능력지수인 경우에는 C_{pmk} 와 C_p 가 정규공정과 비정규공정에서 가장 유용하게 사용될 수 있는 지수임을 알 수 있으며 비공정능력지수인 경우에는 C_{pmk}^* 와 C_{pk}^* 가 공정상태를 안정적으로 평가할 수 있는 지수임을 알 수 있다. 특히 비공정능력지수는 평균과 분산 그리고 치우침에 관련된 정보를 제공함으로써 적합공정과 부적합공정의 식별이 어려운 공정능력지수의 단점을 보완할 수 있다.

특히 C_{pk}^* 는 공정에 아주 민감하게 반응하는 지수이므로 정규분포와 유사한 비대칭 공정을 감시하는데 아주 유용한 지수로 생각되며 C_{pmk}^* 가 설명하고 있는 분리정보를 전부 표현할 수 있으며 부가적으로 공정의 치우침에 관한 정보를 제공하는데 적절한 지수로 생각된다.

참 고 문 헌

- [1] 김성집, 안광일, "생산성 향상을 위한 합리적인 Target Value 결정에 관한 연구," 한국경영과학회 추계학술대회 발표논문집, 1995, p. 87.
- [2] 신경석, 김성집, 강창욱, "An Improved Process Incapability Index for the Evaluation of Process Capability," 품질경영학회지, 제24권, 제4호, 1996, pp. 90~102.
- [3] 이보근, 송서일, "치우침에 민감한 비공정능력지수에 관한 연구," 동아대학교공과대학부설 생산기술연구소 연구논문집, 제2권, 제2호, 1997, pp. 101~109.
- [4] Robert N. Rodriguez, "Recent Developments in Process Capability Analysis, Journal of Quality Technology," Vol. 24, No. 4, 1992, pp. 176~187.
- [5] Greenwich, M. and Jahr-Schaffrath, B. L., "A Process Incapability Index," International Journal of Quality & Reliability Management, Vol. 12, No. 4, 1995, pp. 58~71.
- [6] Johnson A. Clements, "Process Capability Calculations for Non-normal Distribution" Quality Progress, Vol. 22, No. 9, 1989, pp. 95~100.
- [7] Lovelace, Cynthia Renea, "The Development of a Process Capability Index for Non-normal Processes Naturally Bound at Zero." Ph. D. Dissertation, Alabama University, 1994, Huntsville.
- [8] Kane, V. E., "Process Capability Index," Journal of Quality Technology, Vol. 18, No. 4, 1986, p. 265.
- [9] Montgomery, D. C., Introduction to Statistical Quality Control, 2nd ed., New York, John Wiley, 1991.
- [10] Pearn, W. L., Kotz, S. and Johnson, N. L., "Distributional and Inferential Properties of Process Capability Indices," Journal of Quality Technology, Vol. 24, No. 4, 1992, pp. 216~231.
- [11] Boyles, Russell A., "The Taguchi Capability Index," Journal of Quality Technology, Vol. 23, No. 1, 1991, pp. 17~26.
- [12] Chan, L. K., Chen, S. W., and Spiring, F. A., "A New Measure of Process Capability: C_{pm} ," Journal of Quality Technology, Vol. 20, No. 3, 1988, pp. 162~175.
- [13] Gunter, Bert, "Process Capability Studies Part 3: The Tale of the Charts," Quality Progress, Vol. 24, No. 6, 1991, pp. 77~85.

- [14] Peter A. Wright, "A Process Capability Index Sensitive to Skewness," (<http://server.srcpc.unsw.edu.au/ftp/papers/wright95/wright95.html>), Sydney, Australia, 1996.
- [15] W. L. Pearn, Samuel Kotz, "Application of Clements' Method for Calculating Second- and Third-Generation Process Capability Indices Non-normal Pearsonian Population" *Quality Engineering*, Vol. 7, No. 1, 1994~5, pp. 139~145.