

다양한 상황을 고려한 공정능력지수와 품질보증수준의 관계

조문수 · 임태진

송실대학교 산업·정보시스템공학과

The Relation between the Process Capability Index and the Quality Assurance Level Considering Various Conditions†

Moonsoo Cho · Taejin Lim

Department of Industrial / Information Systems Engineering, Soongsil University

Key words : Process Capability Index, Quality Assurance Level

Abstract

This paper investigates the relation between the Process capability index(PCI) and the quality assurance level under various conditions. The effect of the off-targetness of the process mean, deviation from the normality, the estimation error, and the measurement error on the quality assurance level is evaluated. Various distributions such as the Student- t , the chi-square, the gamma, the Weibull, and the log-normal distributions are considered to evaluate the deviation from the normality. The quality levels under abnormal conditions turn out to be severely different from that under the standard condition. We provide tables and graphs of the quality assurance level on various abnormal conditions. In order for the industry users to use the PCI properly, they should refer to the tables and graphs, especially when they are not certain about the standard assumptions on which the PCI depends.

1. 서 론

약어(Acronym) 및 기호(Notations)

PCI 공정능력 지수(Process Capability Index)

μ 공정평균

σ 공정표준편차

LSL 규격하한(Lower Specification Limit)

USL 규격상한(Upper Specification Limit)

M 규격중심; $M = (LSL + USL)/2$

$P(D)$ 공정불량률

$\Phi(\cdot)$ 표준정규누적분포함수;

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz$$

d 규격공차; $d = (USL - LSL) / 2$

δ 공정평균의 이탈도(off targetness);

$$\delta = |\mu - M| / \sigma$$

k 규격에 대한 공정평균의 상대적 이탈도;

$$k = \frac{2|\mu - M|}{USL - LSL}$$

공정관리에 있어서 관리도와 더불어 공정 능력분석이 두 축을 이루고 있다. 특히 최근 들어 품질수준이 3σ-수준에서 6σ-수준으로 향상됨에 따라 공정능력분석의 중요성이 더욱 커지고 있다. 산업체에서는 공정의 산출물(output)이 규격한계를 얼마나 잘 만족하는가를 평가하기 위하여 PCI를 많이 사용하고 있는데, 그 중에서도 계산이 간편한 제1세대 공정능력지수 C_p 의 사용이 두드러진다. PCI는 공정이 규격을 만족하는 제품을 생산할 능력을 갖고 있는지를 나타내는 지수로서 사용자가 공정의 성능을 쉽게 파악할 수 있고, 다수의 서로 다른 공정의 수행도(performance)를 동시에 감시할 수 있어 생산분야에서 다양한 형태로 널리 사용되고 있다.

그러나 PCI로 해당 공정의 능력을 올바르게 평가하기 위해서는 품질특성 데이터의 독립성, 정규성 등의 기본적 가정이 충족되어야 한다[2]. 이러한 가정들이 충족되지 않은 상황에서 공정능력을 평가하면 잘못된 판단을 할 수 있다[11]. 백재욱 등[2]은 데이터의 종속성, 비정규성, 샘플링오차 등에 따른 PCI의 변화를 통계적으로 분석하였으나, 사

용자가 참고할 수 있는 표나 그래프를 제시하지는 않았다. 본 연구에서는 이들과 더불어 공정평균의 이탈도(off-targetness), 추정오차, 계측기오차, 신뢰한계 등을 고려하여 실제의 품질수준이 이상적인 품질보증 수준에서 얼마나 동떨어져 있는가를 조사하고, 다양한 표와 그래프를 제공하여 사용자가 참고할 수 있도록 하고자 한다.

본 논문의 제2절에서는 공정능력을 평가하는 다양한 PCI를 소개하고, 공정평균의 이탈도에 따른 품질수준을 평가한다. 3절에서는 정규성 가정이 충족되지 않는 경우 다양한 분포에 대하여 품질수준을 평가한다. 4절에서는 공정 표준편차에 대한 추정오차, 계측기 오차 및 신뢰한계를 고려한 품질보증 수준의 변화를 분석하고, 5절에서는 결론 및 추후 연구방향을 제시한다.

2. 공정능력지수(PCI)와 이탈도에 따른 품질보증수준

본 절에서는 공정능력을 정량화하기 위하여 제시된 여러 가지 PCI에 대하여 소개하고, 품질보증수준과의 관계를 고찰한다. 일반적으로 공정 산출물의 특성치 X 의 분포함수를 $F(\cdot)$ 라 하면, 공정불량률은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} P(D) &= P(X > USL) + P(X < LSL) \\ &= 1 - F(USL) + F(LSL) \end{aligned} \quad (1)$$

특히, $|\mu - M| = \delta\sigma$ 일 때 품질특성치가 정규분포를 따르는 경우의 공정불량률은 아래와 같다.

$$P(D) = 1 - \Phi\left(\frac{USL - M}{\sigma} - \delta\right) + \Phi\left(\frac{LSL - M}{\sigma} - \delta\right) \quad (2)$$

본 연구에서는 대상 공정이 양측 규격을 가지며, 통계적으로 관리상태에 있고, 규격중심과 공정의 목표치는 일치한다고 ($M = T$) 가정한다. 또한 품질보증수준은 송서일 등[3]의 연구에서와 같이 ppm 단위로 나타낸다.

2.1 제 1 세대 PCI C_p

공정능력 지수의 개념은 Juran[7]에 의해 도입되었는데, 아래와 같이 자연공차 혹은 제품특성치의 변이(variability)에 대한 규격공차(허용차)의 비율로 정의된다.

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} = \frac{d}{3\sigma} \quad (3)$$

지수 C_p 는 공정의 산포(spread)에만 의존하며 공정평균의 이탈도는 고려하지 않으므로, 공정 잠재력(potential)의 척도로 이용된다. 또한 $|\mu - M| = \delta\sigma$ 일 때, 한 제품이 규격 범위 밖의 특성치를 가질 확률(불량률)은 식 (2)로부터 유도된다.

$$P(D) = \Phi(-3C_p + \delta) + \Phi(-3C_p - \delta) \geq 2\Phi(-3C_p) \quad (4)$$

식 (4)에서 공정평균이 규격중심과 일치하지 않는 경우에만 등식이 성립하므로 지수 C_p 는 한 공정이 가질 수 있는 최소의 불량률을 정의하는 지수로 사용될 수 있다.

식 (4)로부터 시그마 수준 2.0 ($C_p = 2/3$)

~6.0 ($C_p = 2.0$) 인 범위에서 공정평균의 상대적 이탈도 $\delta = 0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0$ 인 경우 각각에 대하여 양측규격한계가 주어진 경우의 품질보증수준을 ppm 단위로 계산하면 <표 1>과 같고, 이를 로그 스케일의 그래프로 나타내면 <그림 1>과 같다.

일례로서 6- σ 수준에서 이탈도가 0이면 품질수준은 0.002ppm이 되지만, 이탈도가 1.5 σ 인 경우 3.4ppm이 됨을 알 수 있다. 또한 이탈도를 1.0 σ 까지 줄일 수 있다면 약 0.3ppm 정도의 품질수준을 확보할 수 있으며, 반대로 이탈도가 2.0 σ 를 넘어서 2.5 σ 가까이 간다면 100ppm 수준을 유지하기 어려움을 알 수 있다.

2.2 제 2 세대 PCI C_{pk}

앞에서 살펴본 지수 C_p 의 단점에 착안하여, Kane[8]은 공정평균의 이탈도를 반영하기 위한 지수 C_{pk} 를 다음과 같이 제안하였다.

$$C_{pk} = \min(C_{PU}, C_{PL}) = (1 - k)C_p \quad (5)$$

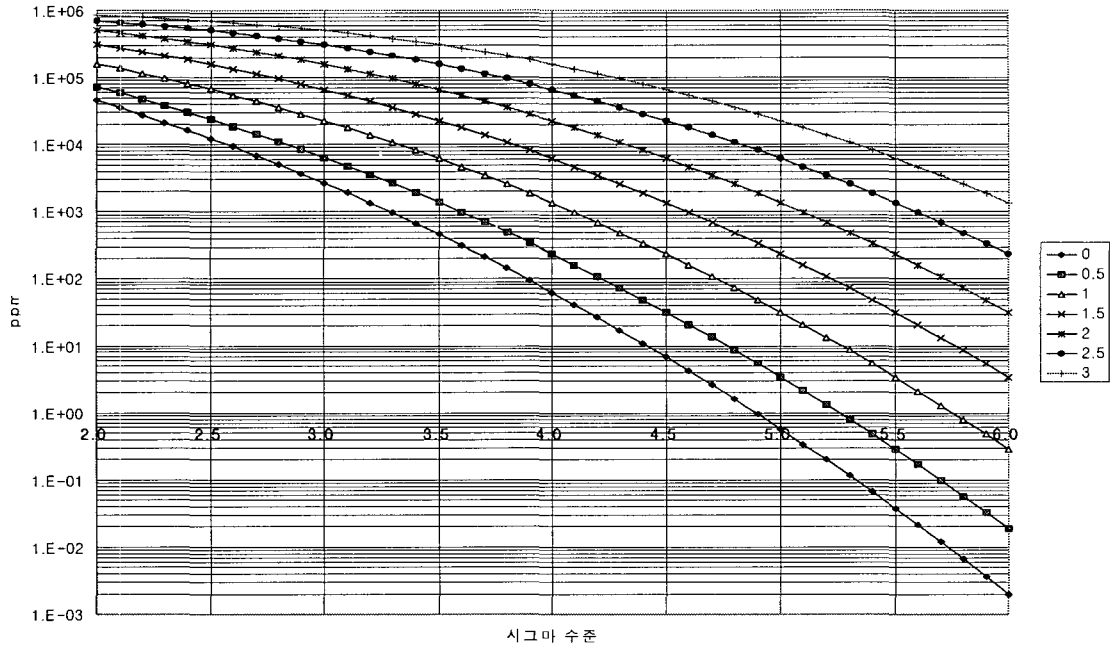
여기서

$$C_{PU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \quad C_{PL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma}$$

즉, 지수 C_{pk} 는 공정평균의 이탈도에 따라 선형적으로 감소한다. 표준편차 σ 가 일정하다면 지수 C_{pk} 는 $\mu = M$ 일 때 최대값을 가지며, 이때 $C_{pk} = C_p$ 이다. 공정평균 μ 가 규격한계에 가까워질수록 C_{pk} 값은 감소

<표 1> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_p 와 품질보증수준 (단위 : ppm)

| sigma | C_p | 0 | 0.5 | 1 | 1.5 | 2 | 2.5 | 3 |
|-------|-------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 2.0 | 0.67 | 45500.1 | 73016.9 | 160005.2 | 308770.2 | 500031.7 | 691465.9 | 841345.0 |
| 2.1 | 0.70 | 35728.7 | 59460.5 | 136633.8 | 274412.2 | 460192.8 | 655423.8 | 815940.1 |
| 2.2 | 0.73 | 27806.8 | 48032.5 | 115756.9 | 242071.4 | 420753.7 | 617912.7 | 788144.8 |
| 2.3 | 0.77 | 21448.2 | 38485.5 | 97284.0 | 211927.7 | 382097.2 | 579260.5 | 758036.5 |
| 2.4 | 0.80 | 16395.1 | 30582.4 | 81093.7 | 184108.2 | 344583.7 | 539828.4 | 725747.0 |
| 2.5 | 0.83 | 12419.4 | 24100.0 | 67039.9 | 158686.9 | 308540.9 | 500000.3 | 691462.5 |
| 2.6 | 0.87 | 9322.4 | 18832.0 | 54958.4 | 135686.8 | 274255.2 | 460172.3 | 655421.7 |
| 2.7 | 0.90 | 6934.0 | 14590.6 | 44673.3 | 115083.1 | 241964.9 | 420740.4 | 617911.4 |
| 2.8 | 0.93 | 5110.4 | 11207.6 | 36002.6 | 96809.1 | 211856.1 | 382088.7 | 579259.7 |
| 2.9 | 0.97 | 3731.8 | 8534.5 | 28764.6 | 80762.1 | 184060.6 | 344578.3 | 539827.9 |
| 3.0 | 1.00 | 2699.9 | 6442.4 | 22781.7 | 66810.6 | 158655.5 | 308537.6 | 500000.0 |
| 3.1 | 1.03 | 1935.3 | 4820.4 | 17885.0 | 54801.4 | 135666.3 | 274253.1 | 460172.1 |
| 3.2 | 1.07 | 1374.4 | 3574.9 | 13916.8 | 44566.7 | 115069.8 | 241963.6 | 420740.3 |
| 3.3 | 1.10 | 966.97 | 2627.6 | 10732.6 | 35931.1 | 96800.6 | 211855.3 | 382088.6 |
| 3.4 | 1.13 | 673.96 | 1914.0 | 8202.9 | 28717.0 | 80756.7 | 184060.1 | 344578.3 |
| 3.5 | 1.17 | 465.35 | 1381.7 | 6213.1 | 22750.3 | 66807.2 | 158655.3 | 308537.5 |
| 3.6 | 1.20 | 318.29 | 988.34 | 4663.3 | 17864.5 | 54799.3 | 135666.1 | 274253.1 |
| 3.7 | 1.23 | 215.66 | 700.56 | 3468.3 | 13903.5 | 44565.4 | 115069.7 | 241963.6 |
| 3.8 | 1.27 | 144.74 | 492.03 | 2556.0 | 10724.1 | 35930.3 | 96800.5 | 211855.3 |
| 3.9 | 1.30 | 96.231 | 342.40 | 1866.4 | 8197.6 | 28716.5 | 80756.7 | 184060.1 |
| 4.0 | 1.33 | 63.372 | 236.07 | 1350.3 | 6209.7 | 22750.1 | 66807.2 | 158655.3 |
| 4.1 | 1.37 | 41.337 | 161.26 | 967.84 | 4661.2 | 17864.4 | 54799.3 | 135666.1 |
| 4.2 | 1.40 | 26.708 | 109.13 | 687.30 | 3467.0 | 13903.4 | 44565.4 | 115069.7 |
| 4.3 | 1.43 | 17.092 | 73.167 | 483.54 | 2555.2 | 10724.1 | 35930.3 | 96800.5 |
| 4.4 | 1.47 | 10.834 | 48.595 | 337.01 | 1865.9 | 8197.5 | 28716.5 | 80756.7 |
| 4.5 | 1.50 | 6.8016 | 31.973 | 232.69 | 1350.0 | 6209.7 | 22750.1 | 66807.2 |
| 4.6 | 1.53 | 4.2293 | 20.839 | 159.16 | 967.67 | 4661.2 | 17864.4 | 54799.3 |
| 4.7 | 1.57 | 2.6046 | 13.454 | 107.84 | 687.20 | 3467.0 | 13903.4 | 44565.4 |
| 4.8 | 1.60 | 1.5887 | 8.6040 | 72.376 | 483.48 | 2555.2 | 10724.1 | 35930.3 |
| 4.9 | 1.63 | 0.9597 | 5.4503 | 48.117 | 336.98 | 1865.9 | 8197.5 | 28716.5 |
| 5.0 | 1.67 | 0.5742 | 3.4198 | 31.687 | 232.67 | 1350.0 | 6209.7 | 22750.1 |
| 5.1 | 1.70 | 0.3402 | 2.1254 | 20.669 | 159.15 | 967.67 | 4661.2 | 17864.4 |
| 5.2 | 1.73 | 0.1997 | 1.3083 | 13.354 | 107.83 | 687.20 | 3467.0 | 13903.4 |
| 5.3 | 1.77 | 0.1160 | 0.7977 | 8.5462 | 72.372 | 483.48 | 2555.2 | 10724.1 |
| 5.4 | 1.80 | 0.0668 | 0.4817 | 5.4170 | 48.116 | 336.98 | 1865.9 | 8197.5 |
| 5.5 | 1.83 | 0.0381 | 0.2881 | 3.4008 | 31.686 | 232.67 | 1350.0 | 6209.7 |
| 5.6 | 1.87 | 0.0215 | 0.1707 | 2.1147 | 20.669 | 159.15 | 967.67 | 4661.2 |
| 5.7 | 1.90 | 0.0120 | 0.1001 | 1.3023 | 13.354 | 107.83 | 687.20 | 3467.0 |
| 5.8 | 1.93 | 0.0067 | 0.0582 | 0.7944 | 8.5460 | 72.372 | 483.48 | 2555.2 |
| 5.9 | 1.97 | 0.0036 | 0.0335 | 0.4799 | 5.4170 | 48.116 | 336.98 | 1865.9 |
| 6.0 | 2.00 | 0.0020 | 0.0191 | 0.2871 | 3.4008 | 31.686 | 232.67 | 1350.0 |



<그림 1> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_p 와 품질보증수준 추이

하며, 규격한계를 벗어나면 음수가 되므로 0으로 정의하는 경우도 있다.

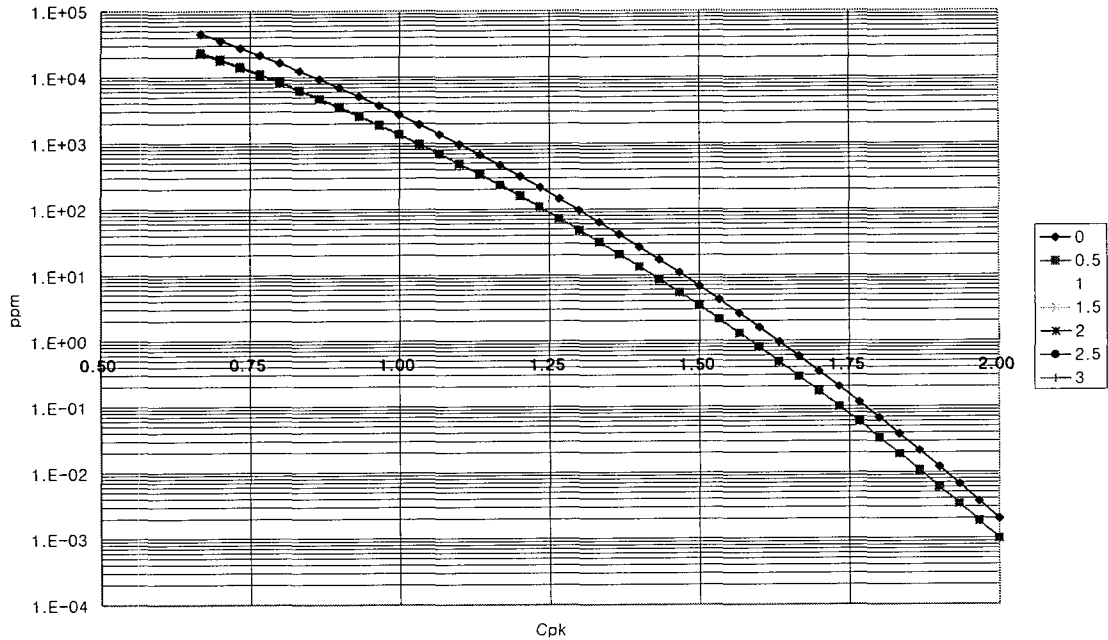
실제로 C_{pk} 는 불량률을 결정하지 못하고 불량률의 상한만을 결정한다[10]. 즉, 어떤 공정에서도 불량률 $P(D)$ 는 $2\Phi(-3C_{pk})$ 를 초과하지 못함을 아래의 식을 통하여 쉽게 알 수 있다.

$$P(D) = 1 - \Phi(3C_{PU}) + \Phi(-3C_{PL}) \leq 2\Phi(-3C_{pk})$$

또한 $|\mu - M| = \delta\sigma$ 일 때, $C_{pk} = C_p - \delta/3$ 므로, 공정불량률은 식 (4)로부터 다음과 같이 유도된다.

$$P(D) = \Phi(-3C_{pk}) + \Phi(-3C_{pk} - \delta) \leq 2\Phi(-3C_{pk}) \quad (6)$$

식 (6)으로부터 $C_{pk} = 2/3 \sim C_{pk} = 2.0$ 인 범위에서 공정평균의 상대적 이탈도 $\delta = 0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0$ 인 경우 각각에 대하여 양측규격한계가 주어진 경우의 품질보증수준을 ppm 단위로 계산하면 <표 2>와 같고, 이를 로그 스케일의 그래프로 나타내면 <그림 2>와 같다. <표 2>에서 살펴보면, C_{pk} 가 일정할 때 공정평균의 이탈도가 어느 한계를 넘어서면 불량률이 더 이상 변하지 않는다. 또한 <그림 2>로부터 지수 C_{pk} 가 불량률의 상한을 결정하는 것을 알 수 있다.



<그림 2> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_{pk} 와 품질보증수준 추이

결론적으로 지수 C_{pk} 를 사용하면 품질수준을 과소평가하게 되지만, 지수 C_p 보다는 공정평균 이탈도의 영향을 훨씬 적게 받는다.

$$= C_p / \sqrt{1 + (\mu - M)^2 / \sigma^2} = C_p / \sqrt{1 + \delta^2} = d / 3\sigma^* \quad (7)$$

2.3 제 2 세대 PCI C_{pm}

$$\text{단, } \sigma^{*2} = \sigma^2 + (\mu - M)^2 = (1 + \delta^2)\sigma^2 \quad (8)$$

지수 C_{pk} 와 더불어 고려할만한 제 2 세대 PCI로는 C_{pm} 이 있다. 지수 C_{pm} 은 공정평균의 이동을 직접 반영하지 않고, 표준편차 대신 평균제곱오차를 사용함으로써 간접적으로 반영한다. Hsiang 등[6]과 Chan 등[5]은 각각 다음과 같은 지수를 제안하였다.

따라서 지수 C_{pm} 은 공정불량률보다는 손실함수(loss function)와 연관성이 깊다. 제 1 세대 지수 C_p 와의 관계를 살펴보면, $\sigma^* / \sigma = \sqrt{1 + \delta^2} \geq 1.0$ 이므로, $C_{pm} \leq C_p$ 이다. 식 (7)과 (4)로부터 공정불량률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_{pm} = \frac{USL - LSL}{6\sqrt{E[(X - M)^2]}} = \frac{USL - LSL}{\sqrt{\sigma^2 + (\mu - M)^2}}$$

$$P(D) = \Phi(-3C_{pm}\sqrt{1 + \delta^2} + \delta) + \Phi(-3C_{pm}\sqrt{1 + \delta^2} - \delta) \quad (9)$$

식 (9)로부터 $C_{pm} = 2/3 \sim C_{pm} = 2.0$ 인 범위에서 공정평균의 상대적 이탈도 $\delta = 0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0$ 인 경우 각각에 대하여 양측규격한계가 주어진 경우의 품질보증수준을 ppm 단위로 계산하면 <표 3>과 같고, 이를 로그 스케일의 그래프로 나타내면 <그림 3>과 같다. <그림 3>으로부터 지수 C_{pm} 도 C_{pk} 와 마찬가지로 불량률의 상한을 결정하는 것을 알 수 있다. 그러나 동일한 C_{pm} 수준에서도 이탈도에 따라 품질수준이 크게 차이나는 것으로 보아 지수 C_{pm} 은 품질보증수준을 결정하는데 적합하지 않음을 알 수 있다. 일례로서 <표 3>에서 C_{pm} 값이 1.0 이라 하더라도 평균 이탈도가 1.5σ 이면 약 46.5 ppm, 2.0σ 이면 약 1.25 ppm 등으로서, 높은 품질수준을 갖는다.

2.4 제 3 세대 PCI C_{pmk}

지금까지 살펴본 공정능력 지수는 제 2 세대 지수라 칭해진다. 다음의 공정능력 지수 C_{pmk} [10]는 제 3 세대 공정능력 지수이다.

$$C_{pmk} = \frac{\min(USL - \mu, \mu - LSL)}{3\sigma^*} \quad (10)$$

이 공정능력 지수는 기존의 C_{pk} 지수에 목표치에 대한 민감성을 확보하여 공정평균의 이동을 보다 민감하게 감시할 수 있도록 고안되었다. 식 (7)과 식 (10)을 비교해 보면, $C_{pmk} \leq C_{pm}$ 임을 쉽게 알 수 있다. 또한 식 (5)와 비교해 보면, $\sigma^* \geq \sigma$ 이므로 $C_{pmk} \leq C_{pk}$

임을 쉽게 알 수 있다.

또한 $|\mu - M| = \delta\sigma$ 일 때, $C_{pm} = (C_p - \delta/3)/\sqrt{1 + \delta^2}$ 이므로, 공정불량률은 식 (4)로부터 다음과 같이 유도된다.

$$P(D) = \Phi(-3C_{pmk}\sqrt{1 + \delta^2}) + \Phi(-3C_{pm}\sqrt{1 + \delta^2} - 2\delta) \quad (11)$$

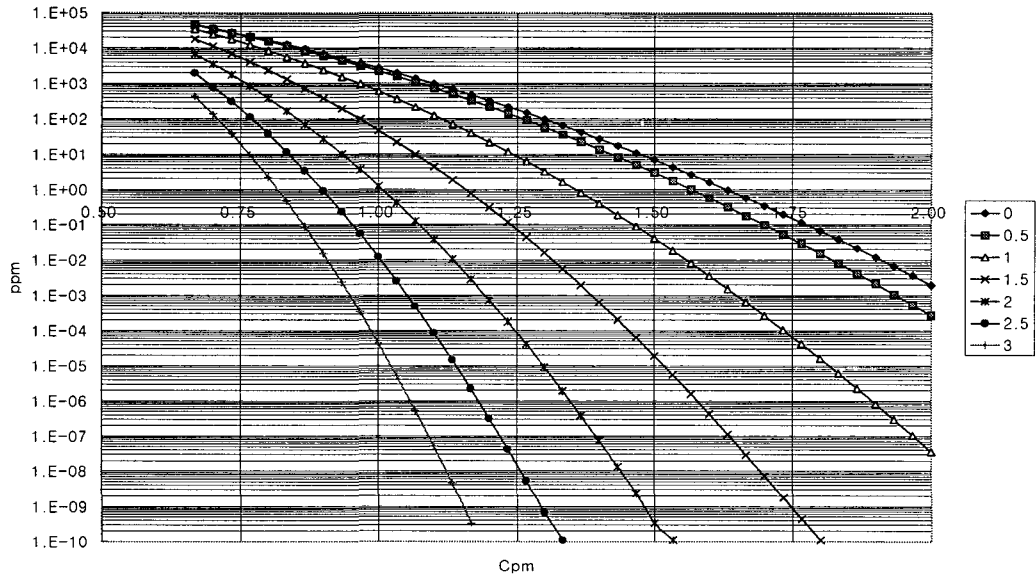
식 (11)로부터 $C_{pmk} = 2/3 \sim 2.0$ 인 범위에서 공정평균의 상대적 이탈도 $\delta = 0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0$ 인 경우 각각에 대하여 양측규격한계가 주어진 경우의 품질보증수준을 ppm 단위로 계산하면 <표 4>와 같고, 이를 로그 스케일의 그래프로 나타내면 <그림 4>와 같다. <그림 4>로부터 지수 C_{pmk} 도 C_{pk}, C_{pm} 등과 마찬가지로 불량률의 상한을 결정하는 것을 알 수 있으며, 이탈도에 따라 품질수준의 차이도 더욱 크게 나타난다. 따라서 지수 C_{pmk} 또한 품질보증수준을 결정하는데 적합하지 않음을 알 수 있다. 일례로서 <표 4>에서 C_{pmk} 값이 2/3에 불과하더라도 평균 이탈도가 2.0σ 이면 약 3.9 ppm, 2.5σ 이면 약 0.04 ppm 등으로서, 높은 품질수준을 갖는다.

2.5 통합된 (Unified) 공정능력 지수

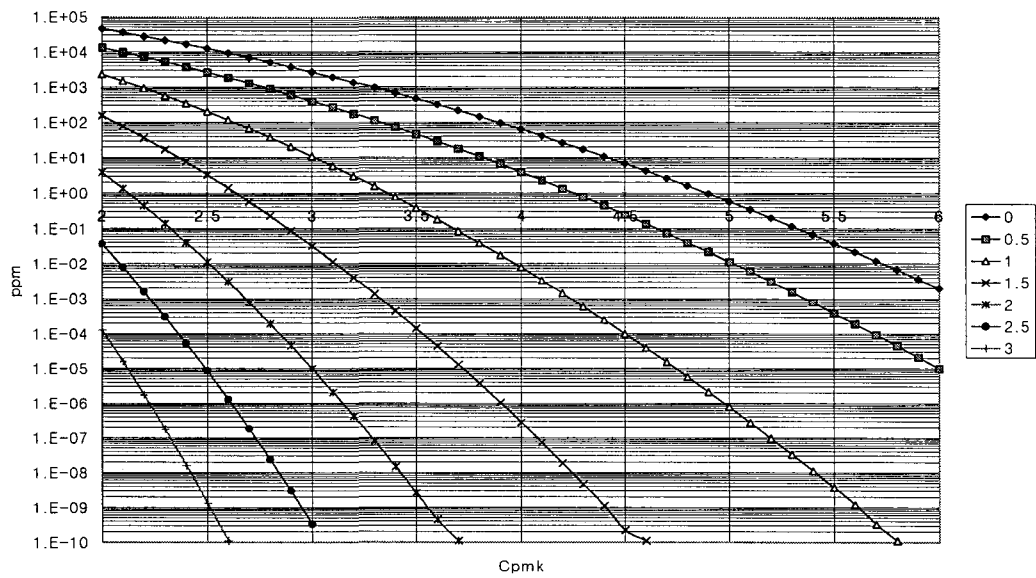
Spring[12]은 지금까지 살펴본 다양한 공정능력 지수 상호간의 관계를 이용하여 다음과 같이 가중함수를 갖는 하나의 공정능력 지수로 통합하였다.

〈표 3〉 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_{pm} 과 품질보증수준 (단위 : ppm)

| C_{pm} | 0 | 0.5 | 1 | 1.5 | 2 | 2.5 | 3 |
|----------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|
| 0.67 | 45500.1 | 44384.8 | 33807.2 | 17621.8 | 6715.4 | 1956.1 | 442.9 |
| 0.70 | 35728.7 | 34511.1 | 24463.8 | 11132.2 | 3511.6 | 804.15 | 135.94 |
| 0.73 | 27806.8 | 26556.7 | 17394.2 | 6829.6 | 1753.9 | 308.95 | 37.963 |
| 0.77 | 21448.2 | 20222.1 | 12149.8 | 4067.9 | 836.32 | 110.87 | 9.6394 |
| 0.80 | 16395.1 | 15235.6 | 8335.9 | 2351.9 | 380.61 | 37.148 | 2.2242 |
| 0.83 | 12419.4 | 11356.1 | 5616.7 | 1319.5 | 165.27 | 11.617 | 0.4662 |
| 0.87 | 9322.4 | 8373.1 | 3716.2 | 718.31 | 68.453 | 3.3894 | 0.0887 |
| 0.90 | 6934.0 | 6106.5 | 2414.1 | 379.33 | 27.039 | 0.9224 | 0.0153 |
| 0.93 | 5110.4 | 4404.5 | 1539.6 | 194.29 | 10.183 | 0.2341 | 0.0024 |
| 0.97 | 3731.8 | 3141.8 | 963.86 | 96.512 | 3.6559 | 0.0554 | 0.0003 |
| 1.00 | 2699.9 | 2216.1 | 592.28 | 46.488 | 1.2510 | 0.0122 | 0.0000 |
| 1.03 | 1935.3 | 1545.6 | 357.20 | 21.710 | 0.4080 | 0.0025 | 0.0000 |
| 1.07 | 1374.4 | 1065.8 | 211.41 | 9.8295 | 0.1268 | 0.0005 | 0.0000 |
| 1.10 | 966.97 | 726.62 | 122.79 | 4.3141 | 0.0375 | 0.0001 | 0.0000 |
| 1.13 | 673.96 | 489.72 | 69.982 | 1.8353 | 0.0106 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.17 | 465.35 | 326.27 | 39.135 | 0.7567 | 0.0028 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.20 | 318.29 | 214.87 | 21.472 | 0.3024 | 0.0007 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.23 | 215.66 | 139.87 | 11.559 | 0.1171 | 0.0002 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.27 | 144.74 | 89.990 | 6.1041 | 0.0439 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.30 | 96.231 | 57.224 | 3.1624 | 0.0160 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.33 | 63.372 | 35.963 | 1.6072 | 0.0056 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.37 | 41.337 | 22.336 | 0.8012 | 0.0019 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.40 | 26.708 | 13.710 | 0.3918 | 0.0006 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.43 | 17.092 | 8.3154 | 0.1879 | 0.0002 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.47 | 10.834 | 4.9840 | 0.0884 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.50 | 6.8016 | 2.9519 | 0.0408 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.53 | 4.2293 | 1.7275 | 0.0185 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.57 | 2.6046 | 0.9990 | 0.0082 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.60 | 1.5887 | 0.5708 | 0.0036 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.63 | 0.9597 | 0.3222 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.67 | 0.5742 | 0.1797 | 0.0006 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.70 | 0.3402 | 0.0991 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.73 | 0.1997 | 0.0539 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.77 | 0.1160 | 0.0290 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.80 | 0.0668 | 0.0154 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.83 | 0.0381 | 0.0081 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.87 | 0.0215 | 0.0042 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.90 | 0.0120 | 0.0022 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.93 | 0.0067 | 0.0011 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.97 | 0.0036 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0020 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |



<그림 3> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_{pm} 과 품질보증수준 추이



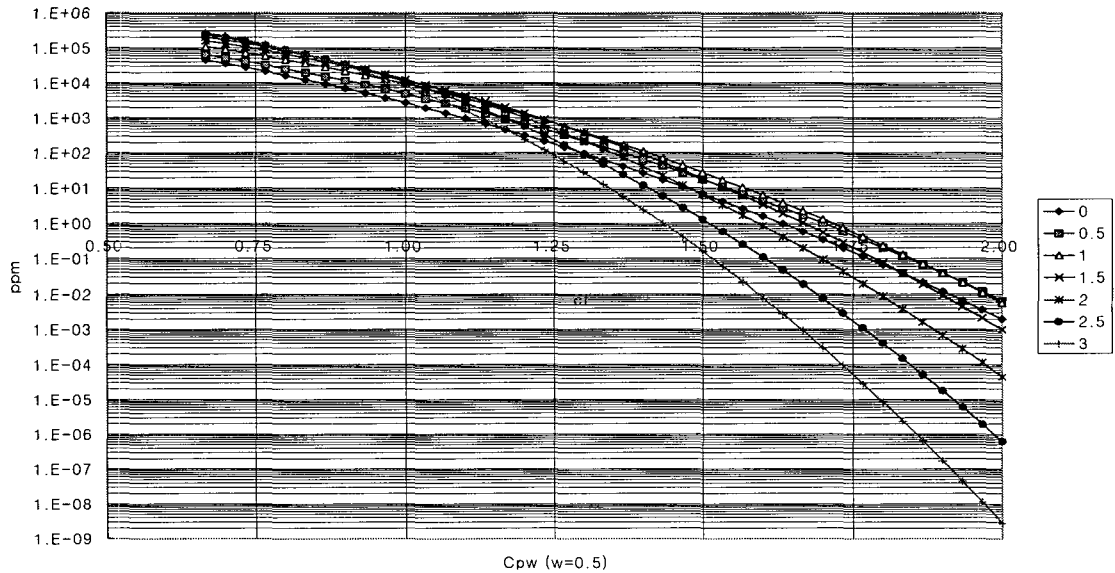
<그림 4> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 C_{pmk} 와 품질보증수준 추이

$$C_{pw} = \frac{USL - LSL}{6\sqrt{\sigma^2 + w(\mu - M)^2}} \quad (12)$$

여기서 w 는 가중함수를 표현한다. 이 가중함수는 여러 가지의 값을 가질 수 있으며 이 함수 값에 따라 통합된 공정능력 지수가 각각의 공정능력 지수로 변환될 수 있다. 예컨대 $w=0$ 이면 손실함수를 고려하지 않는 것으로서 C_{pw} 는 C_p 의 값을 나타내고, $w=1$ 이면 C_{pw} 는 C_{pm} 의 값을 갖는다. $|\mu - M| = \delta\sigma$ 일 때, $C_{pw} = C_p / \sqrt{1 + w^2\delta^2}$ 이므로, 식 (4)로부터 다음과 같이 공정불량률을 유도할 수 있다.

$$P(D) = \Phi(-3C_{pw}\sqrt{1 + w^2\delta^2} + \delta) + \Phi(-3C_{pw}\sqrt{1 + w^2\delta^2} - \delta) \quad (13)$$

식 (13)으로부터 $w=0.5$ 인 경우에 대하여 $C_{pw} = 2/3 \sim 2.0$ 인 범위에서 공정평균의 상대적 이탈도 $\delta=0.0, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0$ 인 경우 각각에 대하여 양측규격한계가 주어진 경우의 품질보증수준을 ppm 단위로 계산하면 <표 5>와 같고, 이를 로그 스케일의 그래프로 나타내면 <그림 5>와 같다. <그림 5>로부터 지수 $C_{p0.5}$ 는 C_p , C_{pk} , C_{pm} , C_{pmk} 등과는 달리 불량률의 상한이나 하한을 결정하지 못함을 알 수 있다. 이탈도에 따라 품질수준의 차이는 $C_{p0.5}$ 값이 향상됨에 따라 더욱 크게 나타난다. 따라서 지수 $C_{p0.5}$ 또한 품질보증수준을 결정하는데 적합하지 않음을 알 수 있다.



<그림 5> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 $C_{p0.5}$ 와 품질보증수준 추이

<표 5> 공정평균의 이탈도에 따른 지수 $C_{p0.5}$ 와 품질보증수준 (단위 : ppm)

| $C_{p0.5}$ | 0 | 0.5 | 1 | 1.5 | 2 | 2.5 | 3 |
|------------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 0.67 | 45500.1 | 64407.0 | 108822.7 | 158686.9 | 203715.0 | 241476.1 | 272406.3 |
| 0.70 | 35728.7 | 51846.9 | 89257.2 | 130313.1 | 166061.3 | 194442.7 | 215983.8 |
| 0.73 | 27806.8 | 41377.5 | 72460.2 | 105660.5 | 133226.3 | 153457.1 | 166995.5 |
| 0.77 | 21448.2 | 32734.7 | 58213.3 | 84571.9 | 105159.2 | 118643.3 | 125818.2 |
| 0.80 | 16395.1 | 25669.0 | 46275.4 | 66810.6 | 81641.9 | 89818.4 | 92310.4 |
| 0.83 | 12419.4 | 19949.2 | 36393.8 | 52083.1 | 62326.4 | 66554.7 | 65913.2 |
| 0.87 | 9322.4 | 15364.4 | 28314.2 | 40060.1 | 46775.6 | 48253.3 | 45780.8 |
| 0.90 | 6934.0 | 11725.7 | 21788.8 | 30396.8 | 34503.2 | 34219.2 | 30916.2 |
| 0.93 | 5110.4 | 8866.8 | 16583.4 | 22750.3 | 25009.6 | 23729.1 | 20291.1 |
| 0.97 | 3731.8 | 6642.9 | 12482.1 | 16793.4 | 17810.8 | 16086.0 | 12938.6 |
| 1.00 | 2699.9 | 4930.4 | 9290.4 | 12224.5 | 12460.0 | 10657.9 | 8012.9 |
| 1.03 | 1935.3 | 3625.0 | 6837.4 | 8774.5 | 8561.3 | 6900.1 | 4818.3 |
| 1.07 | 1374.4 | 2640.0 | 4975.3 | 6209.7 | 5777.0 | 4364.4 | 2812.5 |
| 1.10 | 966.97 | 1904.4 | 3579.2 | 4332.5 | 3827.7 | 2696.5 | 1593.3 |
| 1.13 | 673.96 | 1360.6 | 2545.6 | 2979.8 | 2490.0 | 1627.1 | 875.77 |
| 1.17 | 465.35 | 962.75 | 1789.7 | 2020.2 | 1590.2 | 958.78 | 467.01 |
| 1.20 | 318.29 | 674.64 | 1243.8 | 1350.0 | 996.92 | 551.62 | 241.56 |
| 1.23 | 215.66 | 468.15 | 854.44 | 889.09 | 613.43 | 309.85 | 121.18 |
| 1.27 | 144.74 | 321.69 | 580.15 | 577.09 | 370.46 | 169.89 | 58.949 |
| 1.30 | 96.231 | 218.89 | 389.34 | 369.13 | 219.56 | 90.929 | 27.804 |
| 1.33 | 63.372 | 147.47 | 258.24 | 232.67 | 127.70 | 47.498 | 12.714 |
| 1.37 | 41.337 | 98.375 | 169.28 | 144.52 | 72.878 | 24.214 | 5.6362 |
| 1.40 | 26.708 | 64.973 | 109.66 | 88.445 | 40.810 | 12.046 | 2.4218 |
| 1.43 | 17.092 | 42.486 | 70.203 | 53.333 | 22.422 | 5.8478 | 1.0086 |
| 1.47 | 10.834 | 27.505 | 44.414 | 31.686 | 12.086 | 2.7699 | 0.4071 |
| 1.50 | 6.8016 | 17.628 | 27.766 | 18.547 | 6.3914 | 1.2801 | 0.1592 |
| 1.53 | 4.2293 | 11.185 | 17.153 | 10.696 | 3.3157 | 0.5772 | 0.0604 |
| 1.57 | 2.6046 | 7.0256 | 10.471 | 6.0764 | 1.6874 | 0.2539 | 0.0222 |
| 1.60 | 1.5887 | 4.3685 | 6.3159 | 3.4008 | 0.8424 | 0.1089 | 0.0079 |
| 1.63 | 0.9597 | 2.6889 | 3.7642 | 1.8750 | 0.4125 | 0.0456 | 0.0027 |
| 1.67 | 0.5742 | 1.6384 | 2.2167 | 1.0183 | 0.1981 | 0.0186 | 0.0009 |
| 1.70 | 0.3402 | 0.9882 | 1.2898 | 0.5448 | 0.0933 | 0.0074 | 0.0003 |
| 1.73 | 0.1997 | 0.5899 | 0.7415 | 0.2871 | 0.0431 | 0.0029 | 0.0001 |
| 1.77 | 0.1160 | 0.3486 | 0.4212 | 0.1490 | 0.0195 | 0.0011 | 0.0000 |
| 1.80 | 0.0668 | 0.2039 | 0.2364 | 0.0762 | 0.0087 | 0.0004 | 0.0000 |
| 1.83 | 0.0381 | 0.1181 | 0.1310 | 0.0384 | 0.0038 | 0.0001 | 0.0000 |
| 1.87 | 0.0215 | 0.0677 | 0.0718 | 0.0190 | 0.0016 | 0.0001 | 0.0000 |
| 1.90 | 0.0120 | 0.0384 | 0.0388 | 0.0093 | 0.0007 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.93 | 0.0067 | 0.0215 | 0.0208 | 0.0045 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.97 | 0.0036 | 0.0120 | 0.0110 | 0.0021 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0020 | 0.0066 | 0.0057 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

2.6 불량률과 일치하는 공정능력지수 C_{pd}

임태진 등[4]은 기존의 PCI가 공정 불량률에 대해 불일치하는 단점을 보완하고자 지수 C_p 가 $\mu = M$ 인 경우에는 불량률과 일치하는 특성을 갖는 점에 착안하여 불량률에 일관된 값을 갖는 PCI C_{pd} 를 다음과 같이 제안하였다.

$$C_{pd} = \frac{USL - LSL}{6\sigma_p} = \frac{-\Phi^{-1}[P(D)/2]}{3} \quad (14)$$

단,

$$\sigma_p = \frac{LSL - M}{\Phi^{-1}\left[\left\{\Phi\left(\frac{LSL - \mu}{\sigma}\right) + 1 - \Phi\left(\frac{USL - \mu}{\sigma}\right)\right\}/2\right]} = \frac{LSL - M}{\Phi^{-1}[P(D)/2]} \quad (15)$$

식 (14)로부터 공정불량률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(D) = 2\Phi(-3C_{pd}) \quad (16)$$

식 (16)으로부터 $\Phi(\cdot)$ 가 단조함수임에 착안하면, C_{pd} 값이 정해지면 품질수준도 결정됨을 알 수 있다. 즉, 지수 C_{pd} 는 공정 평균 이탈도에 영향을 받지 않고 품질보증수준을 결정한다. 또한 C_{pd} 값에 따른 품질보증수준은 <표 1> ~ <표 5>에서 이탈도 $\delta=0$ 인 경우에 해당한다.

3. 비정규분포 하에서의 품질보증 수준

다음으로 공정특성치가 정규분포가 아닌 다른 확률분포를 따르는 경우에 대하여 PCI와 품질보증수준과의 관계를 고찰한다. 치우침이 없다고 가정하면 ($\mu = M$) 모든 PCI들의 값이 동일하므로 지수 C_p 에 대해서만 고찰한다. 이 때 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = P(X > USL) + P(X < LSL) = P(X > \mu + (USL - M)) + P(X < \mu - (M - LSL)) = P(X > \mu + Z_\sigma \cdot \sigma) + P(X < \mu - Z_\sigma \cdot \sigma) \quad (17)$$

단, Z_σ 는 공정의 시그마 수준으로서, $d = \frac{USL - LSL}{2} = Z_\sigma \cdot \sigma$ 혹은 $Z_\sigma = 3C_p$ 의 관계를 갖는다.

3.1 Student- t 분포

공정특성치 X 를 평균을 중심으로 이동시킨 변수 $Y = (X - \mu)$ 가 Student- t 분포를 따른다고 하면

$E(Y) = 0, var(Y) = n/(n-2)$ 이므로 식 (17)로부터 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = 2P(Y > Z_\sigma \sigma) = 2P\left(Y > Z_\sigma \sqrt{\frac{n}{n-2}}\right) \quad (18)$$

식 (17)로부터 자유도 $\infty, 100, 50, 30, 20,$

10, 5인 각각의 Student-*t* 분포에 대하여 품질보증수준을 계산한 결과를 그래프로 나타내면 <그림 6>과 같다.

그림으로부터 자유도가 작을수록 시그마 수준의 증가에 따른 품질수준 향상 효과가 작아지는 것을 알 수 있으며, 공정특성치가 정규분포가 아닌 작은 자유도를 갖는 Student-*t* 분포를 따른다면 높은 시그마 수준에서도 품질수준이 매우 낮아짐을 알 수 있다.

3.2 카이제곱(chi-square) 분포

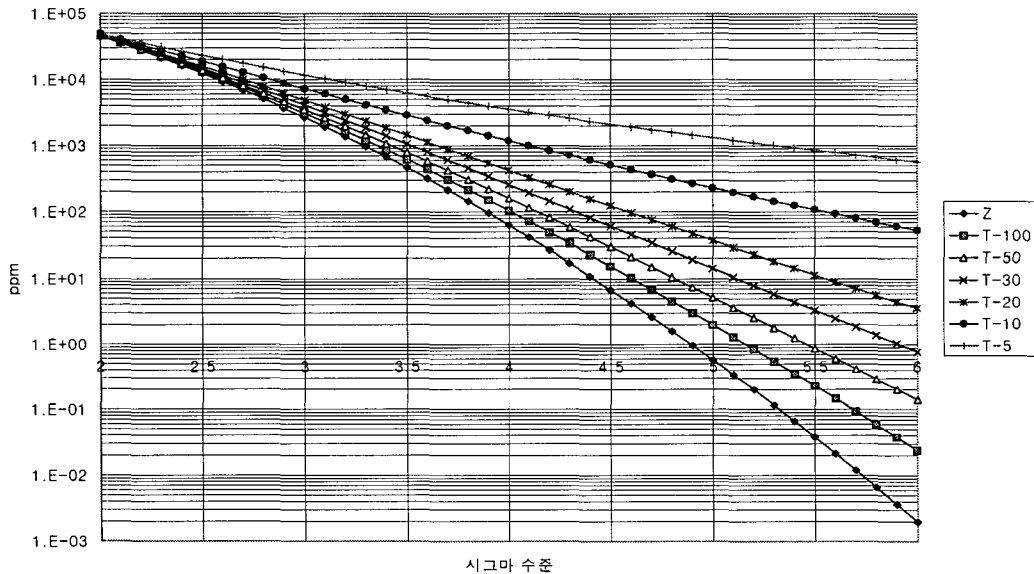
공정특성치 *X*가 자유도 *n*인 카이제곱분포를 따른다면 $E(X) = n, var(X) = 2k$ 이므로, 식 (17)로부터 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = P(X > Z_{\sigma}\sqrt{2n} + n) + P(X < -Z_{\sigma}\sqrt{2n} + n) \tag{19}$$

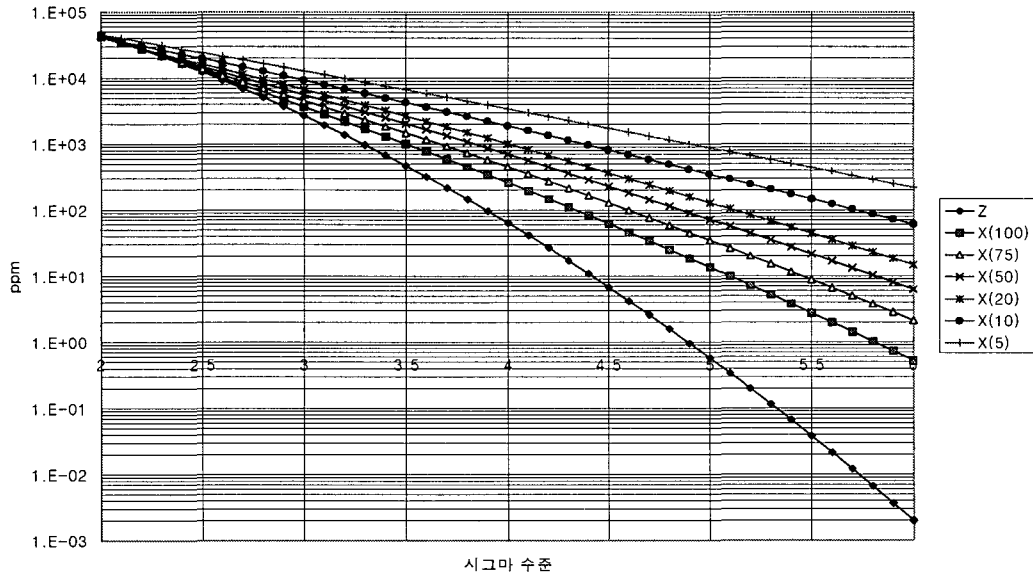
식 (19)로부터 자유도 100, 50, 30, 20, 10, 5인 각각의 카이제곱분포에 대하여 품질보증수준을 계산한 결과를 그래프로 나타내면 <그림 7>과 같다. 그림으로부터 Student-*t* 분포의 경우와 마찬가지로 자유도가 작을수록 시그마 수준의 증가에 따른 품질수준 향상 효과가 작아지는 것을 알 수 있으며, 공정특성치가 정규분포가 아닌 작은 자유도를 갖는 카이제곱분포를 따른다면 높은 시그마 수 있다.

3.3 감마(gamma)분포

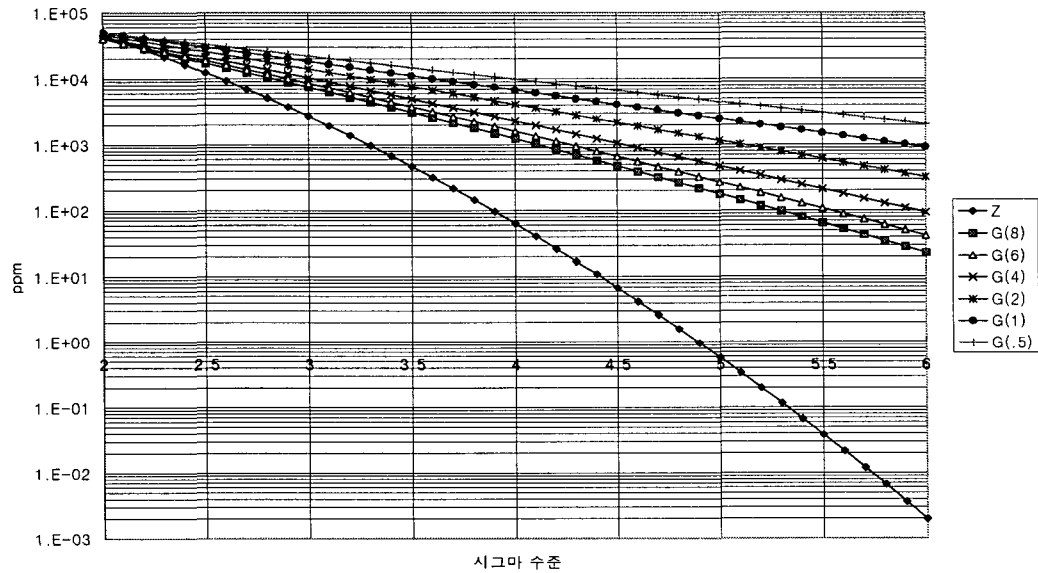
공정특성치 *X*가 척도모수 $\theta = 1$ 형상모



<그림 6> Student-*t* 분포의 자유도에 따른 품질보증수준의 추이



<그림 7> 카이제곱분포의 자유도에 따른 품질보증수준의 추이



<그림 8> 감마분포의 형상모수에 따른 품질보증수준의 추이

수 α 인 감마분포를 따른다면

$E(X) = \alpha$, $var(X) = \alpha$ 이므로, 식 (17)로부터 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = P(X > Z_\sigma \sqrt{\alpha} + \alpha) + P(X < -Z_\sigma \sqrt{\alpha} + \alpha) \quad (20)$$

식 (20)으로부터 형상모수 8, 6, 4, 2, 1, 0.5 인 각각의 감마분포에 대하여 품질보증수준을 계산한 결과를 그래프로 나타내면 <그림 8>과 같다. 그림으로부터 형상모수 값이 작을수록 시그마 수준의 증가에 따른 품질수준 향상 효과가 작아지는 것을 알 수 있으며, 높은 시그마 수준에서도 품질수준이 매우 낮아져서 $6-\sigma$ 수준에서조차 싱글 (single) ppm 달성이 어려워지는 것으로 나타난다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 김홍준 등[1]이 제안한 감마분포의 포아송 근사, 또는 피어슨(Pearson) 시스템에 적합시키는 방법을 고려해볼직하다.

3.4 와이블(Weibull)분포

공정특성치 X 가 척도모수 $\theta = 1$ 형상모수 α 인 와이블분포를 따른다면 $E(X) = \Gamma(1+1/\alpha)$, $var(X) = \Gamma(1+2/\alpha) - \Gamma^2(1+1/\alpha)$ 이므로, 식 (17)로부터 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = P(X > Z_\sigma \sqrt{\Gamma(1+2/\alpha) - \Gamma^2(1+1/\alpha)} + \Gamma(1+1/\alpha)) - P(X < -Z_\sigma \sqrt{\Gamma(1+2/\alpha) - \Gamma^2(1+1/\alpha)} + \Gamma(1+1/\alpha)) \quad (21)$$

식 (21)로부터 형상모수 8, 6, 4, 2, 1, 0.5

인 각각의 와이블분포에 대하여 품질보증수준을 계산한 결과를 그래프로 나타내면 <그림 9>와 같다. 그림으로부터 형상모수 값이 4일 때는 정규분포보다 향상된 품질수준을 나타내며, 형상모수 값이 6일 때는 $4.2-\sigma$ 수준 이상에서 정규분포보다 향상된 품질수준을 보인다. 형상모수 값이 2 이하일 때는 높은 시그마 수준에서도 품질수준이 낮아지는 것으로 나타난다.

3.5 대수정규(log-normal)분포

공정특성치 X 가 척도모수 $\mu = 0$ 형상모수 τ 인 대수정규분포를 따른다면

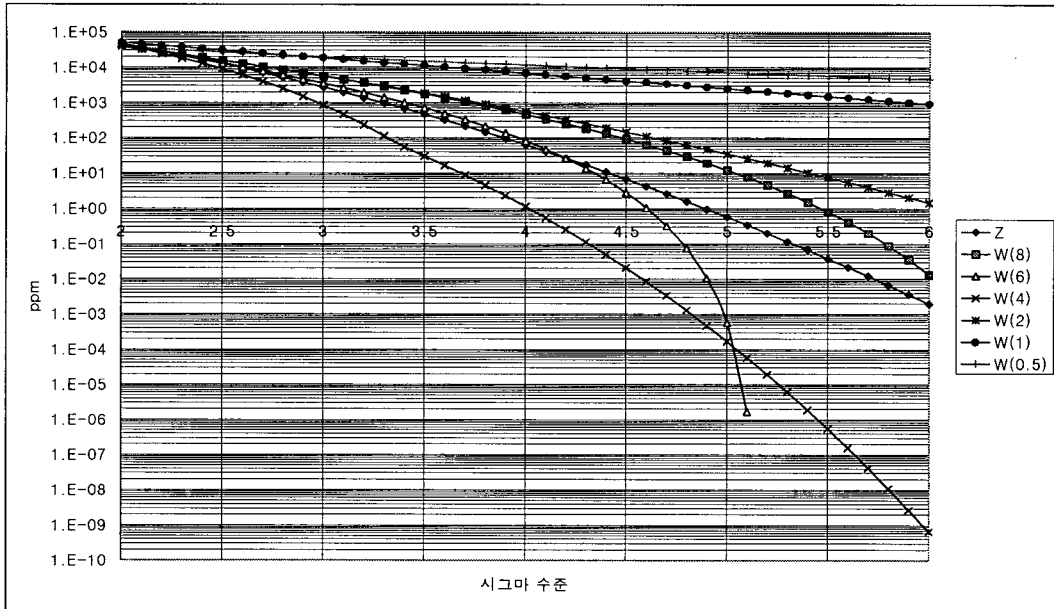
$$E(X) = \exp(0.5\tau^2) \equiv \nu,$$

$var(X) = \exp(2\tau^2) - \exp(\tau^2) \equiv \xi^2$ 이므로, 식 (17)로부터 공정불량률은 다음과 같이 계산된다.

$$P(D) = P(X > Z_\sigma \xi + \nu) + P(X < -Z_\sigma \xi + \nu) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(Z_\sigma \xi + \nu)}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{\ln(-Z_\sigma \xi + \nu)}{\sigma}\right) \quad (22)$$

식 (22)로부터 형상모수 0.2, 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5 인 각각의 대수정규분포에 대하여 품질보증수준을 계산한 결과를 그래프로 나타내면 <그림 10>과 같다. 그림으로부터 시그마수준이 낮을 때에는 형상모수 값이 클수록 정규분포보다 향상된 품질수준을 나타내지만 시그마수준이 향상되더라도 품질수준의 향상 효과가 거의 나타나지 않는다.

형상모수 값이 0.5 이상일 때는 $6-\sigma$ 수준에서조차 1000ppm 이상의 불량률을 보인다.



<그림 9> 와이블분포의 형상모수에 따른 품질보증수준의 추이

이상의 다섯 가지 분포에 대하여 시그마수준에 따른 품질보증수준을 분석한 결과, 품질특성치 분포의 유형 뿐 아니라 형상모수 값에 따라 품질수준에 큰 차이가 나타날 수 있다는 점을 발견하였다. 따라서 공정능력분석에 앞서 배경분포가 정규분포를 따르는지 사전에 검토할 필요가 있다.

4. 각종 오차 및 불확실성을 고려한 품질보증수준

본 절에서는 공정 표준편차에 대한 추정오차, 계측기 오차 및 불확실성을 고려하여 지수 C_p 와 품질보증 수준의 관계를 고찰한다.

4.1 추정오차

데이터로부터 추정된 공정능력지수는 확률 변수의 관측치로서 편이(bias)와 산포를 갖기 때문에 그 사용에 있어서 신중을 기해야 한다. 관측치가 정규분포를 따르고, 공정이 관리상태이며 $\hat{\sigma} = S$ 와 같이 추정하여

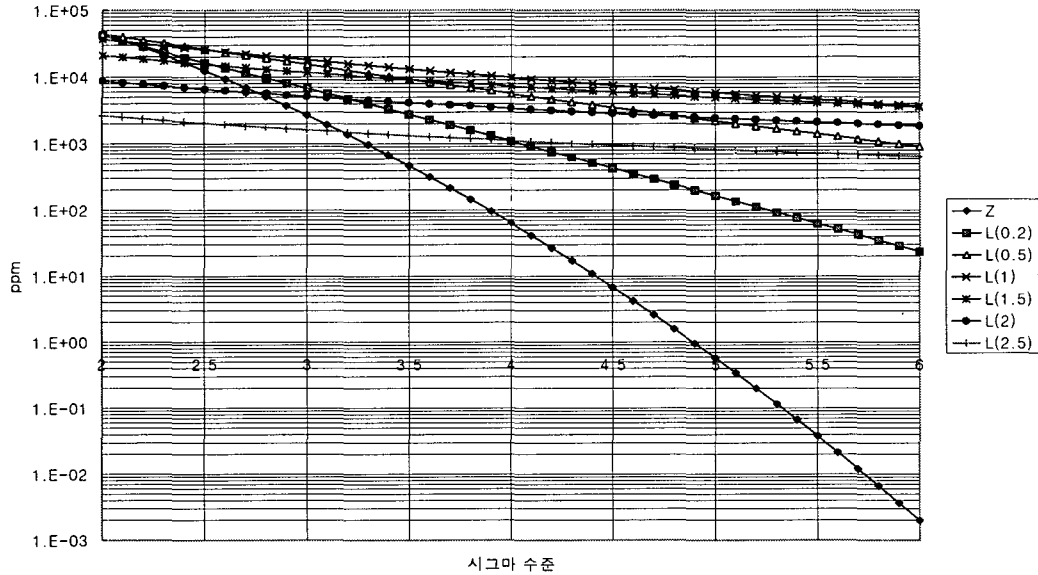
$\hat{C}_p = (USL - LSL) / (6\hat{\sigma})$ 를 계산한다고 가정하면 Kotz 등[9]에 의하여 다음의 식을 얻는다.

$$E(\hat{C}_p) = C_p / b_f,$$

단,

$$b_f = \sqrt{2/f} \cdot \Gamma\left(\frac{f}{2}\right) / \Gamma\left[\frac{1}{2}(f-1)\right], f = N-1$$

(23)



<그림 10> 대수정규분포의 형상모수에 따른 품질보증수준의 추이

공정평균의 치우침이 없다고 가정하면 식 (4)와 (23)으로부터 $\hat{P}(D) = 2\Phi(-3b_f\hat{C}_p)$ 와 같이 불량률을 추정할 수 있다. 이 때 표본 크기 N의 변화에 따른 품질보증수준의 변화를 도시하면 <그림 11>과 같다.

그림으로부터 표본크기가 20 이하인 경우에는 지수 C_p 에 대한 추정치가 만족할 만한 품질수준을 보증하지 못함을 알 수 있다.

이러한 현상을 방지하기 위해서는 추정치에 계수 b_f 를 곱하여 사용하는 것도 하나의 방법이 될 것이다.

4.2 계측 오차

지속적 개선을 통하여 공정능력이 향상되더라도 계측 오차가 현 수준에 머무는 경우에 대하여 관측되는 PCI와 품질보증 수준의

관계를 고찰한다. 계측 오차의 분산을 σ_g^2 , 공정특성치의 분산을 σ^2 라 하면, 관측되는 특성치의 분산은 $\sigma_o^2 = \sigma_g^2 + \sigma^2$ 와 같으므로, 관측되는 지수는 다음과 같이 실제의 능력지수를 과소평가한다.

$$C_p^* = \frac{(USL - LSL)}{6\sigma_o} = C_p \left(\frac{\sigma}{\sigma_o} \right) \leq C_p. \quad (24)$$

계측 오차의 산포가 $\sigma_g = (USL - LSL) / n$ 로서 일정한 경우, 관측되는 특성치의 분산은 $\sigma_o^2 = \sigma^2 \left[1 + \left(\frac{6C_p}{n} \right)^2 \right]$ 이므로, 관측되는 불량률은 다음과 같다.

$$P^*(D) = 2\Phi(-3C_p^*) = 2\Phi\left(\frac{-3C_p}{1 + (6C_p/n)^2} \right) \quad (25)$$



<그림 11> 추정에 사용된 표본크기에 따른 품질보증수준의 추이

$n = 100, 80,$ 인 경우에 대하여 지수 C_p 와 관측되는 품질보증수준의 관계를 계산하면 <그림 12>와 같다. 계측 오차의 표준편차가 규격폭의 1/20보다 큰 경우에는 공정능력이 아무리 향상되더라도 품질보증 수준에 한계가 있음을 알 수 있다.

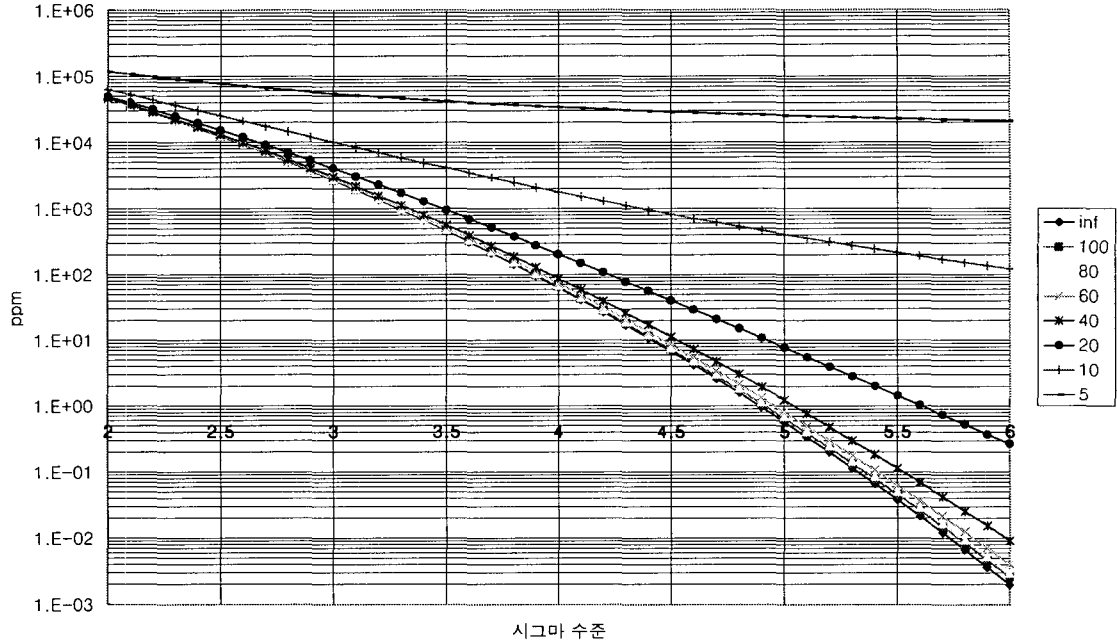
5. 결론 및 향후 연구 방향

본 연구에서는 공정평균의 이탈도, 비정규 분포, 측정오차, 계측오차 등을 고려하여 PCI와 품질보증수준의 관계를 고찰하였다. 공정평균의 이탈도가 심각하게 큰 경우 지수 C_p 의 문제점은 이미 알려진 사실이나, 제2세대 PCI C_{pm} 과 제3세대 PCI C_{pmk} , 또한

통합된 PCI C_{pw} 또한 품질보증 수준을 결정하는데 적합하지 않음이 밝혀졌다. 기존의 PCI 중 C_{pk} 만이 공정평균의 이탈도에 심각한 영향을 받지 않고 품질수준의 하한을 결정한다.

다음으로 정규분포가 아닌 다양한 분포 하에서 공정평균의 치우침이 없는 경우 PCI와 품질보증 수준을 고찰하였다. 정규분포와 유사한 형태를 갖는 Student- t 분포의 경우에도 자유도가 작으면 심각한 품질수준의 하락을 보이며, 비대칭 분포인 카이제곱분포, 감마분포, 및 대수정규분포 등에서 이러한 현상은 더욱 심각하게 나타났다. 와이블 분포의 경우 형상모수 값이 4 근처일 때는 정규 분포보다 더 높은 품질수준을 보이기도 하였지만, 전반적으로 하락 현상을 보였다.

추정오차를 고려할 때, 표본크기가 20 미



<그림 12> 계측 오차의 산포 크기에 따른 품질보증수준의 추이

만인 경우에는 품질수준을 심각하게 과대평가 할 수 있고, 계측오차를 고려한 경우에는 계측오차의 표준편차가 규격폭의 1/20보다 큰 경우에 품질수준을 심각하게 과소평가 할 수 있는 것으로 나타났다.

현장에서 PCI를 사용할 때는 이러한 점들을 고려하여 가정에 대한 면밀한 검토를 수행하여야 하며, 가정에 위배되는 사실이 드러나는 경우, 본 연구에서 제시한 표나 그래프를 이용하여 품질수준을 평가해야 할 것이다. 또한 김홍준 등[1]의 연구와 같이 특수한 상황을 고려한 PCI의 개발이 요구된다.

† 본 연구는 2000년도 숭실대학교 교내연구비 지원에 의하여 수행되었음.

참고문헌

- [1] 김홍준, 김진수, 송서일 (1999), “불량률의 측도로 비정규 공정능력의 평가: Gamma 분포,” 「품질경영학회지」 27권, 1호, pp.18-34.
- [2] 백재욱, 조진남 (1999), “공정능력지수에 대한 비평과 올바른 공정능력분석 절차,” 「품질경영학회지」 27권, 2호, pp.81-100.
- [3] 송서일, 조영찬 (1999), “검사정밀도를 고려한 공정능력지수의 결정,” 「품질경영학회지」 27권, 4호, pp.114-122.
- [4] 임태진, 변시섭 (2000), “불량률과 일치하는 공정능력지수,” 「품질경영학회지」 28권, 2호, pp.103-122.

- [5] Chan, L. K.; Cheng, S. W.; and Spiring, F. A. (1988) "A New Measure of Process Capability," *Journal of Quality Technology*, 20, pp.162-175.
- [6] Hsiang, T. C. And Taguchi, G. (1985) "A Tutorial on Quality Control and Assurance - The Taguchi Methods," *ASA Annual Meeting, Las Vegas, NV*.
- [7] Juran, J. M., Ed. (1974) *Quality Control Handbook*, 3rd ed. McGraw-Hill, New York, NY.
- [8] Kane, V. E. (1986) "Process Capability Indices," *Journal of Quality Technology*, 18, pp.41-52.
- [9] Kotz S. and Johnson, N.L.(1993), *Process Capability Indices*, Chapman and Hall.
- [10] Pearn, W. L.; Kotz, S.; and Johnson, N. L. (1992) "Distributional and Inferential Properties of Process Capabilities," *Journal of Quality Technology*, 24, pp.216-231.
- [11] Rodriguez, R. N.(1992), "Recent Development in Process Capability Analysis," *Journal of Quality Technology*, 24(4). pp.176-187.
- [12] Spiring, F. A.(1997). "A Unifying Approach to Process Capability Indices," *Journal of Quality Technology*, 29, pp.49-58.