

Controle tecnológico de concreto: um estudo de caso da capacidade do processo com dados não normais

Technological control of concrete: a case study of process capability with non-normal data

Liane Werner¹ - Univ. Federal do Rio Grande do Sul - Departamento de Estatística
Helena Paula Nierwinski² - Univ. Federal do Rio Grande do Sul - Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil
Marina Schnaider Bortolotto³ - Univ. Federal do Rio Grande do Sul - Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil

RESUMO

A avaliação da capacidade de certo processo verifica como produtos dentro das especificações estão sendo entregues aos clientes. Para tal, supõe-se que o processo apresente distribuição normal. Caso isto não ocorra, pode comprometer a análise, sendo necessário adotar alternativas específicas. O objetivo deste trabalho é apresentar uma aplicação da capacidade do processo com distribuição não normal relacionada à resistência do concreto. Para tanto, foram realizadas transformações nos dados visando que estes apresentassem distribuição normal e após calcular os índices tradicionais, também foram obtidos os índices pertinentes para processo não normal. Os dados avaliados são provenientes do controle tecnológico de concreto em uma obra realizada em Joinville-SC e correspondiam à resistência aos 7 dias do concreto cuja especificação era de que a resistência deveria atingir pelo menos 70% do fck especificado para 28 dias. Constatou-se que o processo era não capaz, seja por meio da transformação ou pelos índices de capacidade não normais. Ao final se estabeleceu uma comparação entre os métodos usados e todos indicaram a falta da habilidade do processo em produzir dentro das especificações.

Palavras-chave: Capacidade do processo. Dados não normais. Controle tecnológico do concreto.

ABSTRACT

The evaluation of the capability of a certain process verifies whether customers are receiving products that meet the specifications or not. Such evaluation assumes this process has normal distribution. If this doesn't occur the analysis can be compromised. In this case, some specific alternatives to evaluate capability should be taken. This work aimed to present processes capability evaluation of non-normal distribution data and its application in a real case related to unconfined compression strength of concrete. Therefore, modifications were performed on the data in order to present normal distribution and thus to calculate the traditional indices. The capacity indices pertinent to non-normal processes were also obtained. The analyzed data originate from the process of technological control of concrete on a construction site located at Joinville-SC. The data collected corresponded to the concrete strength at 7 days of curing whose specification for the situation evaluated was that the resistance should reach at least 70% of the specified fck at 28 days. It was found that the process was not capable, whether through modifications or by non-normal capacity indices. In the end, a comparison between the methods used is established, and all indicate the lack of the ability of the process to perform within the specifications.

Keywords: Process capability. Non-normal distribution. Technological control of concrete.

1. Av. Bento Gonçalves, 9500, prédio 43111, sala 117, 91509-900, Porto Alegre-RS, liane.werner@ufrgs.br; 2. helnier@gmail.com; 3. marinasbortolotto@gmail.com

WERNER, L.; NIERWINSKI, H. L.; BORTOLOTTI, M. S. Controle tecnológico de concreto: um estudo de caso da capacidade do processo com dados não normais. **GEPROS. Gestão da Produção, Operações e Sistemas**, Bauru, Ano 15, nº 1, jan-mar/2019, p. 231-251.

DOI: 10.15675/gepros.v14i1.2114

1. INTRODUÇÃO

A grande competitividade que existe atualmente no mercado mundial exige das indústrias a fabricação de produtos de qualidade, com menores custos de produção. Este fato evidencia que o produtor que conseguir entregar um produto que atenda aos requisitos do cliente, com o menor custo, será o produtor que prosperará neste mercado. Para atingir a meta de alta qualidade com baixo custo surge o Controle Estatístico de Processos que tem como foco a redução da variabilidade do processo, por meio de características de qualidade do produto, visando obter sua estabilidade e melhorar a capacidade do processo. A capacidade de um processo pode ser definida como a habilidade que o processo tem em produzir produtos que atendam todos os requisitos estabelecidos no projeto e permaneçam dentro dos limites de especificação pré-definidos. Análise de capacidade consiste na coleta de dados de um determinado processo que se deseja avaliar, e com base nos limites de especificação identificar verificar se o processo pode atendê-los, porém é preciso primeiramente analisar a distribuição dos dados e para então poder calcular os índices de capacidade.

Os índices de capacidade de processo são índices adimensionais que descrevem o processo em relação a uma tolerância especificada. Estes índices têm como objetivo detectar dois tipos de problemas dentro de um determinado processo: primeiro a localização do processo, ou seja, se o processo está centrado atendendo em média um valor previamente especificado e, o segundo, objetiva detectar a variabilidade do processo, avaliando se existe dispersão entre os dados estudados, dentro de uma faixa de limites especificados (GONÇALEZ; WERNER, 2009).

A capacidade do processo avaliada por meio de índices de capacidade foi desenvolvida inicialmente para avaliação de processos com distribuição normal dos dados. Entretanto, existem vários processos de produção cuja distribuição de dados apresenta assimetria. Quando os dados não apresentam distribuição normal e recebam tratamentos considerando-se a normalidade, a interpretação da capacidade do processo poderá ser errônea, uma vez que o percentual de itens produzidos além dos limites pode ser superior ao real.

A utilização de índices tradicionais para estimar o percentual de produtos fora da especificação quando o processo é não normal pode trazer consequências, principalmente na área que envolve segurança, como o caso da engenharia civil. Sendo assim, este trabalho tem por objetivo apresentar um estudo de caso aplicado em dados reais obtidos a partir de controle tecnológico do concreto. O estudo foi realizado numa obra do município de Joinville-SC, utilizando alternativas de avaliação de capacidade de um processo que não apre-

sentam dados normalmente distribuídos, tal como a transformação de dados e índices de capacidade do processo para dados não normais.

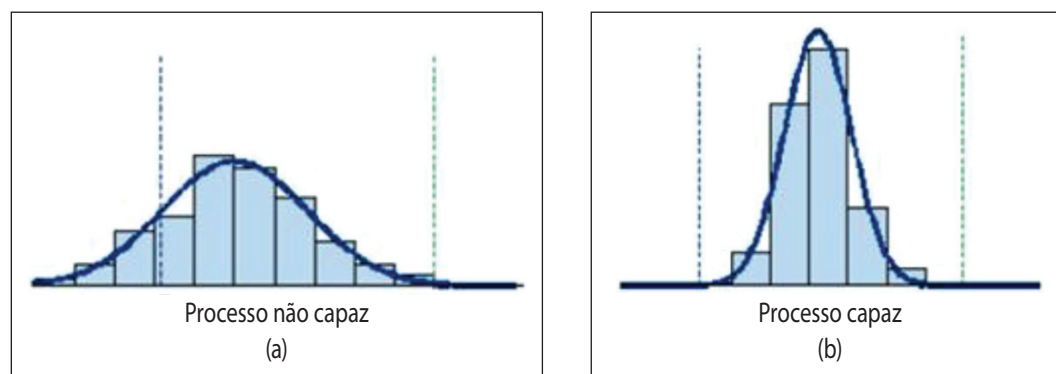
2. REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo apresenta os conceitos básicos relacionados à avaliação da capacidade de processos. Para a avaliação da capacidade de processos podem ser utilizadas algumas técnicas como a análise gráfica feita através de histograma ou os índices de capacidade de processo. São abordados os índices utilizados para avaliação de distribuição de dados normais, bem como, os métodos de análise de capacidade de processos com distribuição não normal.

2.1. Capacidade do processo – distribuição normal

De acordo com Montgomery (2016), enfatiza que a abordagem gráfica é útil na determinação da variabilidade e do desvio padrão do processo, sendo que estes devem ser reduzidos para melhoria do processo. A Figura 1 demonstra a análise de processos de forma gráfica. Na Figura 1a tem-se um processo com variabilidade superior ao permitido pelo processo, além da média do processo não estar condizente com o valor nominal (centro das especificações), sendo um processo não capaz. Já na Figura 1b quando comparado com as especificações o processo mostra-se centrado e com variabilidade dentro destas.

Figura 1 – Exemplificação de processos capazes e não capazes.



Fonte: Werner; Belleza (2011).

Embora seja possível realizar uma análise preliminar da capacidade do processo através dos histogramas, é muito importante quantificar a capacidade deste processo, a fim de se tomar uma decisão conveniente.

Segundo Aslam et al. (2015), quando os dados são normalmente distribuídos podem-se utilizar os índices convencionais de avaliação de capacidade de processo. Estes são: C_p (JURAN, 1974), C_{pk} (KANE, 1986), C_{pm} (CHAN; CHENG; SPIRING., 1988) e C_{pmk} (PEARNS; KOTZ; JOHNSON, 1992).

Dos índices de capacidade, o índice de capacidade potencial, C_p , é o índice mais antigo e foi proposto por Juran, em 1974, conforme a Equação (1). Este índice busca avaliar a relação existente entre a variabilidade permitida ao processo (distância entre os limites de especificação) e a variabilidade inerente do processo (6σ), medindo o quanto o processo é capaz de produzir produtos dentro da especificação.

$$C_p = \frac{\text{variabilidade permitida}}{\text{variabilidade inerente}} = \frac{LSE - LIE}{6\sigma} \quad (1)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação e σ o desvio-padrão do processo.

O usual é utilizar um valor mínimo de $C_p = 1,33$ para considerar um processo capaz. Isto garante um baixo índice de rejeição (64 PPM), prevenindo a aceitação de itens não conformes no processo. O índice C_p sozinho não fornece informações completas sobre a correspondência da centralização do processo com as especificações. Isto se deve ao fato de que o C_p não considera a proximidade das medidas com o valor de referência (nominal), pois, processos com bons valores de C_p poderiam ser obtidos, se o processo estiver deslocado e apresentar valores além dos limites de especificações.

O índice C_{pk} proposto por Kane (1986) supre a deficiência do índice C_p em identificar a localização da distribuição dos dados de um determinado processo. Este índice fornece a distância entre a média do processo e o limite de especificação mais próximo, conforme a Equação (2).

$$C_{pk} = \min \left(\frac{LSE - \mu}{3\sigma}, \frac{\mu - LIE}{3\sigma} \right) \quad (2)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação, μ é a média e σ o desvio-padrão do processo.

De acordo com Goswami e Dutta (2013) a magnitude de C_{pk} em relação à C_p mede o quanto um processo está operando de forma centralizada com as especificações. Costuma-se dizer que C_p indica a capacidade potencial do processo, enquanto C_{pk} indica a capacidade real do processo.

Gonzalez (2013) afirma que a interpretação do índice C_{pk} pode seguir as mesmas regras definidas para o C_p , uma vez que, a análise de capacidade do

processo é feita considerando-se conjuntamente ambos os índices. Quando $C_p=C_{pk}$, o processo está centrado no valor nominal de especificação. Já se os índices apresentarem valores distintos entre si, o processo está descentrado, sendo que a média do processo não é coincidente com o valor nominal da especificação (no caso de especificações bilaterais simétricas).

O índice C_{pm} foi introduzido na literatura por Chan; Cheng; Spiring (1988) e objetiva suprir a deficiência dos índices C_p e C_{pk} de não avaliar as mudanças que geralmente ocorrem na média e variância de um determinado processo em um único índice. O índice C_{pm} considera a distância existente entre a média do processo e um valor nominal de especificação, além de contabilizar a variabilidade do processo.

De acordo com Kotz e Johnson (1993) o índice C_{pm} foi obtido a partir do C_p , modificando-se o denominador, que considera a diferença entre a média e o valor alvo. O índice C_{pm} pode ser determinado através da Equação (3).

$$C_{pm} = \frac{LSE - LIE}{6\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \quad (3)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação, μ é a média, σ o desvio-padrão do processo e T o valor nominal de especificação.

O índice C_{pm} apresenta as propriedades necessárias para avaliação da capacidade de um processo. Caso a variabilidade do processo aumentar, o denominador da equação aumentará e com isso o índice diminuirá. Caso o processo desviar do valor nominal (μ se afasta de T), o denominador vai novamente aumentar e o índice diminuirá (CHAN; CHENG; SPIRING, 1988). De acordo com Spanó (2012) o índice C_{pm} somente pode ser definido se e somente se existir um valor nominal de especificação (T).

Com o objetivo de obter um índice de capacidade, que é mais sensível que o C_{pk} e o C_{pm} , em relação aos desvios da média do processo (μ) em relação a um valor nominal (T), Pearn; Kotz; Johnson (1992) propuseram o índice C_{pmk} (Equação 4).

$$C_{pmk} = \text{mínimo} \left(\frac{LSE - \mu}{3\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}}, \frac{\mu - LIE}{3\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \right) \quad (4)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação, μ é a média, σ o desvio-padrão do processo e T o valor nominal de especificação.

2.2. Capacidade do processo - distribuição não normal

Quando uma distribuição de dados não apresenta uma distribuição normal para que seja possível avaliar a capacidade do processo por meio dos índices apresentados na seção 2.1 (doravante intitulados de índices convencionais), é necessário que seja realizado um estudo específico. Sendo assim, o primeiro passo para a avaliação da capacidade de um processo é a verificação da normalidade da distribuição dos dados. Tal verificação pode ser realizada de forma gráfica, por meio de um histograma ou o gráfico normal de probabilidade (MONTGOMERY, 2016), porém a forma mais adequada para tal verificação inclui testes não paramétricos, tal como o teste de Anderson-Darling.

Uma vez identificada a não normalidade na distribuição dos dados, existem algumas alternativas para avaliação da capacidade deste processo. Segundo Senvar e Sennaroglu (2016), entre elas tem-se: (i) Aplicar uma transformação nos dados para que estes tenham uma distribuição normal (Transformação de Box-Cox, Transformada de Johnson); (ii) Determinar índices de capacidade que abordam dados não normalmente distribuídos.

2.2.1. Transformação de dados

Na concepção de Wang; Yang; Hao (2016) a primeira abordagem na análise de capacidade do processo quando os dados são não normais é transformá-los em dados normais para então utilizar os métodos convencionais para estimar os índices de capacidade do processo. Como variáveis transformadas associadas a um modelo simples são mais interessantes de se trabalhar do que as variáveis originais associadas a modelos mais complexos, no presente trabalho, o processo de transformação de dados tem por objetivo transformar dados não normais em dados com distribuição normal.

Existem diferentes métodos na literatura, sendo apresentados dois dos métodos mais estudados: Box-Cox e Johnson. Vale salientar que ambos os métodos são tentativas para transformação de dados, o que não garante a normalização dos dados. Porém, uma vez que os dados foram normalizados os índices convencionais de capacidade do processo podem ser aplicados.

O método de Box-Cox, resultado de estudos elaborados por Box e Cox em 1964, culminaram na família de transformação de potência apresentada na Equação (5), na qual a variável Y (com distribuição não normal) pode ser normalizada por meio do parâmetro λ . O principal limitante de tal metodologia é a necessidade de que as variáveis a serem transformadas sejam positivas ($Y > 0$).

$$Y^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{se } \lambda \neq 0 \\ \ln(Y), & \text{se } \lambda = 0 \end{cases} \quad (5)$$

O valor do parâmetro λ a ser adotado para a transformação será aquele que maximizar a função de máxima verossimilhança, segundo Senvar e Sennaroglu (2016), e, por conseguinte o desvio-padrão. A Figura 2 apresenta exemplos de transformações para diferentes λ , o qual pode assumir qualquer valor não inteiro, porém, em termos práticos é mais conveniente adotar valores inteiros uma vez que a transformada final é mais fácil de visualizar.

Já o método proposto por Johnson em 1949 visa transformar uma variável X , com distribuição não normal, em uma distribuição normal padronizada (média igual a zero e desvio padrão igual a um). A Equação (6) apresenta a forma generalizada para tal transformação.

$$z = \gamma + \eta f(x) \quad (6)$$

Onde: Z é a variável normal padrão; a função $f(x)$ é a função que contém a variável a ser ajustada (X), podendo ser apresentada como $f\left(\frac{x-s}{\lambda}\right)$; γ , η , ε e λ são parâmetros de ajuste da função $f(x)$ às famílias de curvas.

Figura 2 - Valores inteiros para λ e suas respectivas transformações com denominação convencional.

VALOR DE λ	TRANSFORMAÇÃO $y^{(\lambda)} = y'$	DENOMINAÇÃO COMUM
2	$y' = y^2$	Quadrado
1	$y' = y$	Não há transformação
0,5	$y' = \sqrt{y}$	Raiz quadrada
0	$y' = \ln y$	Logaritmo natural
-0,5	$y' = 1/\sqrt{y}$	Inverso da raiz quadrada
-1	$y' = 1/y$	Inverso
-2	$y' = 1/y^2$	Inverso do quadrado

Fonte: Moraes (2006).

Tais famílias de curvas e respectivas condicionantes podem ser observadas na Figura 3, onde $\ln(\cdot)$ é a função logaritmo natural e $\sinh^{-1}(\cdot)$ é a função arco seno hiperbólico. As famílias propostas são três, de forma que: S_B representa as distribuições limitadas (“bounded”), aquelas que tocam o eixo x ao menos uma vez, tendo como exemplos as distribuições Gama e Beta; S_L contempla as distribuições lognormais; S_U representa famílias de curvas que não tocam o eixo x (“unbounded”), como por exemplo, à distribuição t-student (SENVAR; SENNAROGLU, 2016).

O processo de cálculo pode ser realizado por meio de softwares estatísticos, os quais irão estimar os parâmetros das curvas (γ , η , ϵ e λ) e executar a transformação para cada uma das famílias de curvas apresentadas anteriormente. Então, o teste de normalidade (tal como o de Anderson-Darling) é aplicado a cada uma das transformadas visando avaliar qual a mais indicada como a função para transformação. É importante ressaltar que para dar continuidade à análise de capacidade, os valores dos limites de especificações também devem ser transformados (HARSTELN; AMARAL; WERNER, 2010).

Figura 3 - Família de curvas de Johnson com respectivas condições de parâmetro e variável.

FAMÍLIA DE JOHNSON	TRANSFORMAÇÃO	CONDIÇÕES DE PARÂMETRO	CONDIÇÃO DE X
S_B	$Z = \gamma + \eta \ln\left(\frac{X - \epsilon}{\lambda + \epsilon - X}\right)$	$\eta, \lambda > 0, -\infty < \gamma < \infty,$ $-\infty < \epsilon < \infty$	$\epsilon < X < \epsilon + \lambda$
S_L	$Z = \gamma + \eta \ln(X - \epsilon)$	$\eta > 0, -\infty < \gamma < \infty,$ $-\infty < \epsilon < \infty$	$X > \epsilon$
S_U	$Z = \gamma + \eta \sinh^{-1}\left(\frac{X - \epsilon}{\lambda}\right)$	Mesmo de S_B	$-\infty < X < \infty$

Fonte: Adaptado Senvar e Sennaroglu (2016).

2.2.2. Índices de capacidade para distribuições não normais

Segundo de-Felipe e Benedito (2017), alguns índices de capacidade do processo têm sido propostos para quando os processos não são normalmente distribuídos. Conforme a literatura alguns métodos que permitem a determinação dos índices de capacidade de um processo, sem assumir nenhum tipo

de distribuição dos dados (CLEMENTS, 1989; PEARN; CHEN, 1997; CHEN; DING, 2001; LIU; CHEN, 2006; VÄNNMAN; ALBING, 2007; CZARSKI, 2008). Estes métodos, por não assumir um tipo de distribuição, são também chamados de métodos não paramétricos. Neste trabalho dar-se-á ênfase a três métodos reconhecidos pela literatura: Índice de Clements, Índice de Pearn e Chen e Índice de Cheng e Ding.

Os índices propostos por Clements (1989) aplicam-se a qualquer tipo de distribuição de dados, não necessita de nenhum tipo de transformação e baseia-se em percentis. Quando for aplicado a uma distribuição normal, o método retorna aos mesmos valores dos índices de capacidade convencionais.

Caso a distribuição de medidas de uma determinada característica de qualidade pertencer à família de curvas de Pearson, a probabilidade da média do processo estar dentro dos percentis superior (FS) e inferior (FI) será expressa conforme a Equação (7).

$$P(FI < \mu < FS) = 1 - 0,0027 = 0,9973 \quad (7)$$

Onde: FS o percentil superior de 99,865 e FI o percentil inferior de 0,135 da distribuição.

O índice C_p de Clements é definido pela Equação (8). Observa-se que ocorre a substituição do termo 6σ por FS - FI.

$$C'_p = \frac{LSE - LIE}{F_{99,865} - F_{0,135}} \quad (8)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação e $F\alpha$ é o α -ésimo percentil do processo.

Para determinação do índice C_{pk} de Clements (avaliação da posição do processo em relação aos limites de especificação), a média foi substituída pela mediana, pois é uma medida de tendência central mais adequada para distribuições assimétricas. A Equação (9) apresenta o valor de C_{pk} de Clements.

$$C'_{pk} = \min \left(\frac{M - LIE}{M - F_{0,135}}, \frac{LSE - M}{F_{99,865} - M} \right) \quad (9)$$

Onde: LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação e $F\alpha$ é o α -ésimo percentil do processo e M é a mediana dos dados do processo.

Pearn; Chen (1997) desenvolveram uma generalização baseada na formulação geral elaborada por Vännman (1995). Esta generalização foi chamada de $C_{Np}(u,v)$ e é dada pela Equação (10).

$$C_{Np}(u,v) = \frac{d - u |M - m|}{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2 + v (M - T)^2}} \quad (10)$$

Onde $d = (LSE - LIE)/2$, a metade do comprimento do intervalo de especificação; M é a mediana do processo; $m = (LSE + LIE)/2$, o ponto médio do intervalo de especificação; $F\alpha$ é o α -ésimo percentil do processo; T o valor nominal de especificação e u e v assumem os valores 0 e/ou 1 de onde se obtêm as generalizações dos quatro índices equivalentes aos índices para dados com distribuição normal (respectivamente a C_p , C_{pk} , C_{pm} , C_{pmk}). No Quadro 1 as generalizações descritas são claramente detalhadas em função dos valores de u e v e suas equivalências com os índices convencionais.

No método de Cheng; Ding (2001), os autores propõem um novo índice chamado de S_{pmk} , para qualquer tipo de distribuição de dados. Este novo índice leva em consideração a variabilidade do processo, o desvio entre a média do processo e o valor nominal. Este índice é dado pela Equação (11).

$$S_{pmk} = \frac{\phi^{-1} \left(\frac{1 + F(LSE) - F(LIE)}{2} \right)}{3 \sqrt{1 + \left(\frac{\mu - T}{\sigma} \right)^2}} \quad (11)$$

Onde $F(x)$ é o valor da função de distribuição acumulada do processo, LSE é o limite superior de especificação, LIE o limite inferior de especificação e ϕ é a função acumulada da distribuição normal padrão, μ é a média do processo, σ o desvio padrão do processo e T o valor nominal de especificação. Segundo González e Werner (2009) a interpretação do índice S_{pmk} , é a mesma dos demais índices. Além disto, de acordo com os autores, o índice S_{pmk} consegue demonstrar com exatidão a proporção de itens não conforme de um determinado processo, conforme a Equação (12).

$$P = \left[1 - \phi \left(3S_{pmk} \sqrt{1 + \left(\frac{\mu - T}{\sigma} \right)^2} \right) \right] \quad (12)$$

Quadro 1 – Índices propostos por Pearn e Cheng.

Índice de capacidade de Pearn e Chen	(u, v)	Fórmula do Índice	Índice de capacidade convencional
C_{Np}	(0,0)	$C_{Np}(0,0) = \frac{d}{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2}}$	C_p
C_{Npk}	(1,0)	$C_{Np}(1,0) = \frac{d - M - m }{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2}}$	C_{Npk}
C_{Npm}	(0,1)	$C_{Np}(0,1) = \frac{d}{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2 + v (M - T)^2}}$	C_{pm}
C_{Npmk}	(1,1)	$C_{Np}(1,1) = \frac{d - M - m }{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2 + v (M - T)^2}}$	C_{pmk}

Fonte: Pearn; Chen, (1997); Pearn et al. (2014).

2.3. Controle Tecnológico do concreto

Concreto é um material resistente e oriundo da mistura homogênea de cimento, agregados (pedra e areia) e água, comumente utilizado em peças estruturais na construção civil. Sua resistência se dá pelo processo de hidratação do cimento (Portland), que resulta na formação gradual de cimentação entre os agregados, conferindo, portanto, união e resistência ao material (ABNT, 2015a). Maia e Fernandes (2016) ressaltaram em seu estudo, que resistência à compressão do concreto é o principal parâmetro característico físico deste, de forma que é fundamental fazer a rastreabilidade no concreto, a fim de manter um controle tecnológico que atenda às necessidades de qualquer tipo de construção.

Devido à grande quantidade de concreto requerida em obras de médio e grande porte, a produção de concreto é executada nas ditas centrais de dosagem, o que equivale dizer que empresas contratadas são responsáveis pela mistura (ou produção); transporte e entrega do concreto dentro dos limites

estabelecidos. A NBR 12655 (ABNT, 2015a) trata do “Controle de cimento Portland – preparo; controle e recebimento”. Um dos itens abordados em tal norma descreve o controle tecnológico do concreto, contendo uma série de procedimentos e ensaios que devem ser executados em duas diferentes etapas: considerando o concreto fresco e endurecido. O presente trabalho visa abordar apenas o controle do concreto endurecido, no que se refere ao controle da resistência à compressão. A resistência à compressão é compreendida como a máxima tensão de compressão (força aplicada em uma área) que determinado material pode suportar.

Por concreto endurecido entende-se que esse se encontra em estado sólido e possui resistência mecânica. Tal resistência mecânica pode ser aferida pelo teste de compressão simples a ser realizado em diferentes idades. É comum se adotar duas idades para tal inspeção: 7 dias e 28 dias. Quando se utiliza cimento Portland convencional espera-se que a “resistência característica à compressão” (f_{ck}) do concreto atinja aos 7 dias, 70% da resistência aos 28 dias, conforme o que valor determinado no projeto estrutural (ABNT, 2015a; ABNT, 1996).

Quando se utiliza concreto dosado em uma central é comum que todos os lotes de concreto sejam inspecionados – um lote é entendido como um caminhão betoneira. O volume de amostragem retirado é suficiente para que sejam moldados dois exemplares, cada exemplar é composto por dois corpos de prova, totalizando quatro corpos de prova. Exemplares são elementos moldados em duplicidade, devendo ser rompidos na mesma idade, tal que o maior valor deve ser adotado como a resistência característica do lote (ABNT, 2015a).

A amostragem do concreto deve ser realizada de forma aleatória, durante a execução da concretagem, seguindo a NM 33 (ABNT, 1998). Então, os corpos de prova devem ser moldados imediatamente após a coleta da amostra, devendo a NBR 5738 (ABNT, 2015b) ser seguida para o processo de moldagem e cura. Destaca-se que o adensamento manual é geralmente empregado. Após os dias de cura, quando os corpos de prova atingem a idade pré-estabelecida, o processo de rompimento deve ser executado segundo NBR 5739 (ABNT, 2007). A resistência à compressão deve ser calculada considerando a força máxima (em Newtons) atingida no ensaio e a área de seção transversal (do corpo de prova) como circular (ABNT, 2007).

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A pesquisa em questão visa apresentar um estudo de caso aplicado em dados reais obtidos a partir de controle tecnológico do concreto realizado em uma obra do município de Joinville-SC utilizando alternativas de avaliação de

capacidade de um processo que não apresenta dados normalmente distribuídos. Conforme Gil (2010) estudo de caso consiste no estudo profundo e exaustivo de um ou poucos objetos, de maneira que permita seu amplo e detalhado conhecimento. O estudo de caso foi escolhido em virtude das pesquisadoras atuarem na engenharia civil e buscavam por resolver o problema apresentado.

Os dados utilizados neste estudo de caso são provenientes de leituras de resistência à compressão simples, de corpos-de-prova de concreto. Estes dados foram coletados em uma única obra e cujo fornecedor do concreto foi o mesmo durante todo o período. Os dados avaliados referem-se à resistência do concreto aos 7 dias de idade. O proprietário da obra tem preocupação em verificar se o concreto atingiu a resistência de pelo menos 70% do f_{ck} especificado, para que possa se dar continuidade à construção sem maiores preocupações. Desta forma, deve ser avaliada a capacidade do fornecedor em entregar o concreto dentro das especificações para o tempo de cura avaliado, conforme determina a legislação.

As resistências avaliadas foram obtidas em um período de dois meses de obra, totalizando 101 leituras de resistência, em concreto cujo f_{ck} especificado era de 20 MPa, aos 28 dias de cura, devendo atingir pelo menos 70% deste valor de resistência aos 7 dias de cura (14 MPa). Todos os caminhões betoneiras foram inspecionados, sendo retirados exemplares para 7 dias tal que todas as normas referenciadas anteriormente fossem seguidas. Os dados dos corpos-de-prova de concreto coletados foram analisados com o auxílio do *software* Minitab.

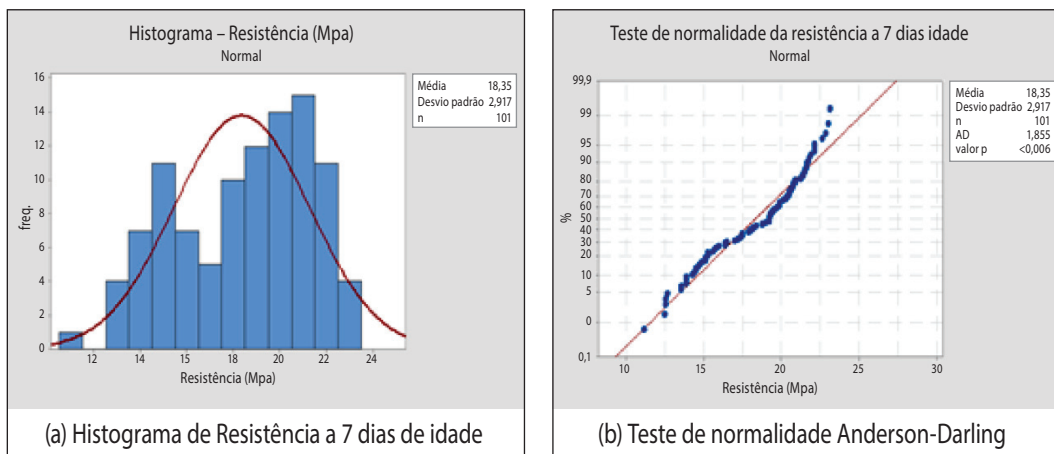
4. ESTUDO DE CASO

O estudo da capacidade do processo será para realizada para os dados de 7 dias de idade, pois se o processo atende pelo menos 70% deste valor de resistência (14 MPa), o concreto pode ser utilizado sem apresentar problemas. Para iniciar o estudo será verificada a normalidade dos dados, que consta na seção 4.1. Caso esta não se verifique a normalidade dos dados, tem-se dois caminhos. O primeiro será utilizar as transformações citadas na literatura. Caso os dados sejam considerados normais, obtêm-se a capacidade do processo usando os índices convencionais. O segundo caminho é o cálculo de índices de capacidade do processo para dados não normais. Neste estudo, mesmo que se encontre uma transformação de dados adequada, também serão obtidos os índices não normais para efeitos comparativos entre os métodos.

4.1. Análise de normalidade do processo

Primeiramente obteve-se o histograma do processo, que consta na Figura 4(a), por meio de uma análise preliminar verifica-se que os dados não são normalmente distribuídos. Para verificação da normalidade dos dados foi então realizado o teste de Anderson-Darling. O resultado desta análise é apresentado na Figura 4(b), de onde se observa que a hipótese de normalidade é rejeitada pelo valor p que é menor que 0,005. Sendo assim, uma vez que os dados não apresentam uma distribuição normal, buscam-se alternativas de análise de capacidade não normal.

Figura 4 – Análise da normalidade do processo de resistência a 7 dias de idade.



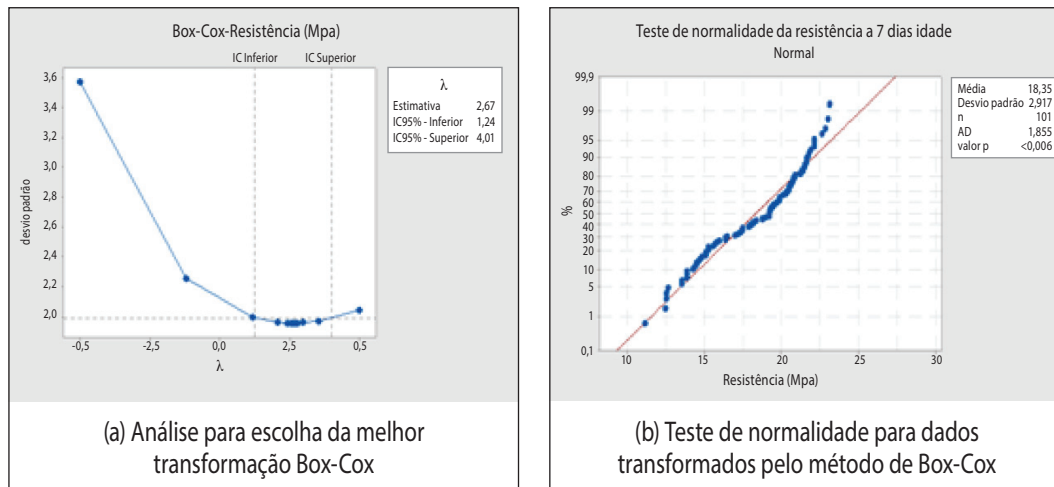
Fonte: As autoras (2017).

4.2. Análise da capacidade do processo - transformação dos dados

Como a distribuição dos dados avaliados não segue uma distribuição normal, uma das formas de se avaliar a capacidade do processo é realizar uma transformação de modo que a distribuição dos dados se aproxime da distribuição normal.

A primeira transformação realizada foi a transformada de Box-Cox, conforme ilustra a Figura 5. Na Figura 5(a) observa-se que o valor de λ que resulta na menor variação (desvio padrão) é a estimativa de 2,67 e ao calcular o teste de Anderson-Darling para os dados transformados, conforme consta na Figura 5(b), rejeitou-se a hipótese de que os dados sejam normalmente distribuídos (valor p = 0,006). Sendo assim, não se considera que tal método de transformação seja efetivo e deve-se tentar nova transformação utilizando algum outro método.

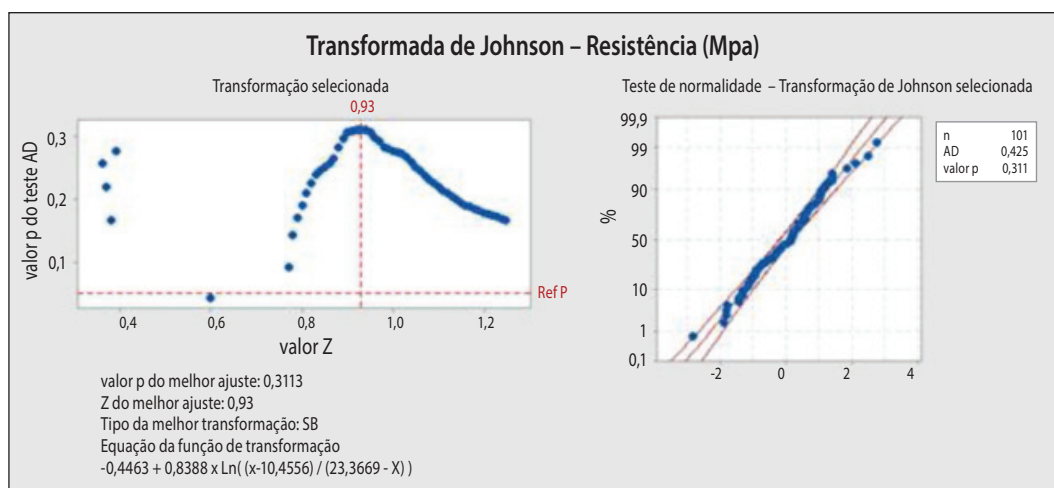
Figura 5 – Análise da Transformação de Box-Cox.



Fonte: As autoras (2017).

A outra opção disponível para a transformação dos dados é o método de Johnson, tal método foi executado conforme ilustra a Figura 6. A transformação que melhor se ajusta é do tipo SB (“bounded”), com a transformada utilizando o logaritmo natural. Observa-se que nesta transformação o teste de Anderson-Darling não rejeita a normalidade dos dados transformados (valor $p = 0,311$). Assim, a transformação encontrada foi considerada adequada e é possível aplicar índices para dados normais.

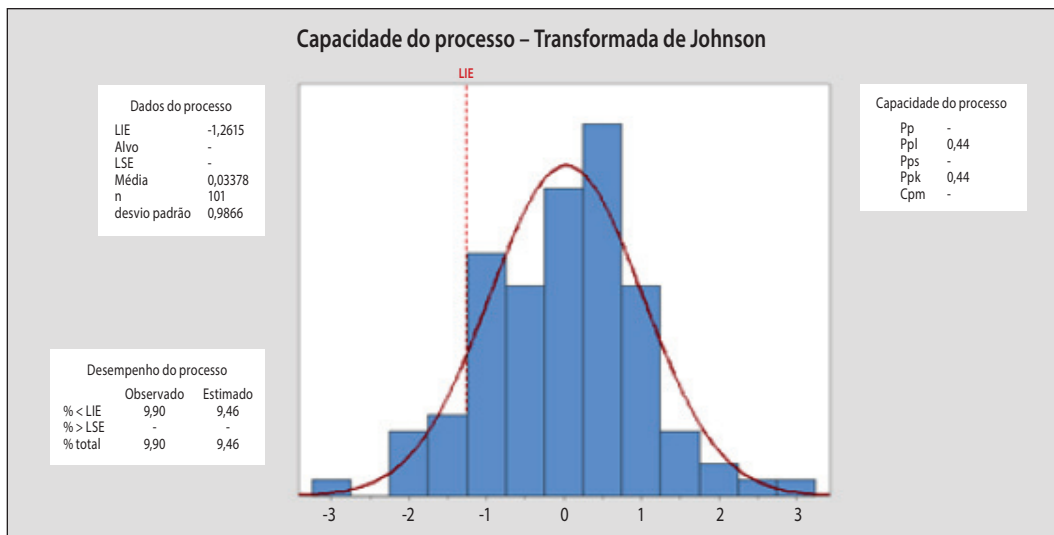
Figura 6 – Aplicação da transformada de Johnson.



Fonte: As autoras (2017).

A Figura 7 demonstra a análise de capacidade para os dados transformados pelo método de Johnson. Tal análise resultou em um valor de C_{pk} igual a 0,44, o que indica um processo não capaz.

Figura 7 – Análise de capacidade para a transformada de Johnson.



Fonte: As autoras (2017).

4.3. Análise da capacidade do processo - índices para dados não normais

Visando complementar o estudo os índices de capacidade do processo para dados que não são normalmente distribuídos também foram obtidos os índices, tanto pelo do método de Clements (1989), quanto pelo método de Pearn e Chen (1997). O método de Cheng e Ding (2001) - índice de S_{pmk} - não foi aplicado ao processo avaliado, pois o estudo em pauta apresenta apenas o limite inferior de especificação.

Primeiramente foram estimadas as estatísticas necessárias para o cálculo dos índices, a saber: $F_{99,865} = 23,1$ Mpa; $F_{0,135} = 11,1$ Mpa e $M = 19,2$ Mpa. Após, calculou-se apenas o índice C_{pk} de Clements, por não existir limites de especificação superior e nem valor nominal.

$$C'_{pk} = \min\left(\frac{M - LIE}{M - F_{0,135}}, \frac{LSE - M}{F_{99,865} - M}\right) = \frac{M - LIE}{M - F_{0,135}} = \frac{19,2 - 14}{19,2 - 11,1} = 0,642$$

Da mesma forma, pelo motivo já apresentado, somente o índice C_{Npk} de Pearn e Chen foi obtido, mais especificamente o índice inferior de C_{Npk} .

$$C_{Npk}(1,1) = \frac{M - LIE}{3 \sqrt{\left[\frac{F_{99,865} - F_{0,135}}{6} \right]^2}} = \frac{19,2 - 14}{3 \sqrt{\left[\frac{23,1 - 11,1}{6} \right]^2}} = \frac{5,2}{6} = 0,87$$

4.4. Comparativo dos métodos estudados

A Tabela 1 apresenta ilustra os diferentes valores dos índices de capacidade obtidos através dos diferentes métodos de avaliação de capacidade de processo, avaliados neste estudo.

Tabela 1 – Valores dos índices encontrados através dos diferentes métodos.

Transformada de Box-Cox	Transformada de Johnson	Índice de Clements	Índice de Pearn e Chen	Índice de Cheng e Ding
Não foi possível obter uma transformação adequada	$C_{pk} = 0,44$	$C'_{pk} = 0,64$	$C_{Npk} = 0,87$	Não se aplica ao caso

Fonte: As autoras (2017).

Observa-se que em todas as análises realizadas, o processo mostrou-se não capaz, indicando que existem resistências abaixo do mínimo esperado para os 7 dias de idade. Entretanto, observa-se que existem diferenças entre os valores dos índices fornecidos pelos diferentes métodos. O índice obtido pela transformada de Johnson resultou em um valor inferior que o índice de Clements e estes por sua vez, foram menores que o índice de Pearn e Chen.

Gonzalez (2013) realizou um estudo para avaliação dos índices de Clements e de Pearn e Chen chegando à conclusão de que quando os processos são assimétricos, os índices propostos por Pearn e Chen conseguem quantificar melhor a capacidade do processo que os índices de Clements. Porém no presente estudo, o processo apresenta uma distribuição bimodal (Figura 4a), o que pode ter contaminado os valores dos percentis, sendo possível que o índice que retrate mais adequadamente o desempenho do processo seja o índice obtido pela transformada obtida.

A resistência de concreto é um fator de segurança, sendo necessário que o processo produtivo seja avaliado corretamente. Utilizar procedimentos que sejam adequados para auxiliar na tomada de decisão é fundamental, a análise da capacidade do processo, por meio dos diversos métodos permite corroborar em

tal decisão. Este estudo obteve como resultado a quantificação do processo como sendo não capaz o que permite aos gerenciadores da obra (de engenharia civil) as ações pertinentes.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo o estudo de alternativas de avaliação de capacidade de processos com distribuição de dados não normais, pois quando um processo não apresenta uma distribuição normal, a capacidade do mesmo precisa ser avaliada de forma específica para que não sejam tomadas decisões errôneas.

Pode-se adotar como alternativas possíveis realizar uma transformação nos dados para que se obtenha uma distribuição normal e então proceder com a avaliação da capacidade da forma convencional ou aplicar índices de capacidade desenvolvidos para qualquer tipo de distribuição de dados. Esta primeira alternativa possui limitações, pois, nem sempre é possível transformar os dados. Dessa forma, o uso de índices desenvolvidos para dados não normais é uma alternativa prática de ser executada.

Para exemplificar estas alternativas realizou-se um estudo de caso para avaliação da capacidade de um determinado fornecedor de concreto entregar o produto com a resistência dentro da especificação para a idade de 7 dias. Comprovou-se que os dados avaliados apresentavam distribuição não normal e, portanto, a capacidade do processo foi avaliada adotando-se a transformação de dados (e após calculando os índices convencionais) e aplicando-se os índices de capacidade desenvolvidos para qualquer tipo de distribuição de dados.

Para o estudo realizado tinha-se a necessidade de que a resistência fosse superior a 70% do f_{ck} especificado para obra, ou seja, os dados deveriam ser superiores a 14 MPa – resistência considerada aos 7 dias de idade. Esta condição impôs que apenas o índice C_{pk} e seus equivalentes fossem avaliados, uma vez que não existe uma especificação unilateral e nem um valor nominal para atingir. Os valores dos índices indicaram que o processo não tem capacidade de fornecer o concreto dentro das especificações esperadas. Esta situação evidencia a importância de se adotar métodos específicos de avaliação de capacidade de processos não normais, pois eventualmente, um processo identificado como capaz através de índices convencionais pode ser não capaz ao se adotar métodos específicos para distribuições não normais.

REFERÊNCIAS

- ASLAM, M.; BALAMURALI, S.; AZAM, M.; RAO, G. S.; JUN, C. Mixed Multiple Dependent State Sampling Plans Based on Process Capability Index. **Journal of Testing and Evaluation** v. 43, n. 1, p. 171-178, 2015.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS, ABNT. **NBR 12655 – Controle de cimento Portland** – Preparo, controle e recebimento – Procedimento. Rio de Janeiro. 2015a.
- _____. **NBR 5738 – Concreto** – Procedimento para moldagem e cura de corpos-de-prova. Rio de Janeiro. 2015b.
- _____. **NBR 5739 – Concreto** – Ensaio de compressão de corpos-de-prova cilíndricos. Rio de Janeiro. 2007.
- _____. **NBR NM 33 – Concreto** – Amostragem de concreto fresco. Rio de Janeiro. 1998.
- _____. **NBR 7215 – Cimento Portland: Resistência à compressão**. Rio de Janeiro. 1996
- CHAN, L. K.; CHENG, S. W.; SPIRING, F. A. A new measure of process capability: Cpm. **Journal of Quality Technology**, v. 20, n. 3, p. 162-75. 1988.
- CHEN, J. P.; DING, C. G. A new process capability index for non-normal distributions. **The International Journal of Quality & Reability Management**, v. 18, n. 6/7, p. 762-770. 2001.
- CLEMENTS, J.A. Process capability calculations for non-normal distributions. **Quality Progress**, v. 22, n. 9, p. 95-100, 1989.
- CZARSKI, A. Estimation of process capability indices in case of distribution unlike the normal one. **Archives of Materials Science and Engineering**, v. 34, n. 1, p. 39-42. 2008.
- de-FELIPE, D.; BENEDITO, E. A review of univariate and multivariate process capability indices. **The International Journal of Advanced Manufacturing Technology**, v. 92, n. 5-8, p. 1687-1705, 2017.
- GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 5a. ed. São Paulo: Atlas, 2010. 200p.

GONÇALEZ, P. S. M. U.; WERNER, L. Comparação dos índices de capacidade do processo para distribuições não normais. **Gestão e Produção**, v. 16, n. 1, p. 121-132, 2009.

GONZALEZ, P. S. M. U. **Índices de Capacidade do processo para distribuições não normais: uma aplicação na indústria metalúrgica**. 2013. 89f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2013.

GOSWAMI, A.; DUTTA, H. N. Some studies on normal and non-normal process capability indices. **International Journal of Mathematics and Statistics Invention**, v. 1, n. 2, p. 31-40, 2013.

HARSTELN, R. E.; AMARAL Fº, J. R.; WERNER, L. Análise de capacidade de dados não normais de um sistema de tratamento de efluente. **Revista INGEPRO – Inovação, Gestão e Produção**, v. 2, n. 11. p. 13-25, 2010.

JURAN, J. M. **Quality Control Handbook**, New York, Mc Graw-Hill. 1974.

KANE, V. E. Process capability indices. **Journal of Quality Technology**, v. 18, n. 1, p. 41-42, 1986.

KOTZ, S.; JOHNSON, N. L. **Process Capability Indices**. Ed. Chapman & Hall. 1993.

LIU, P. H.; CHEN, F. L. Process capability analysis of non-normal process data using the Burr II distribution. **International Journal of Advanced Manufacturing Technology**, v. 27, p. 975–984, 2006.

MAIA, H. M.; FERNANDES, A. S. Verificação da resistência do concreto “in loco”: métodos de ensaios mais usuais. **VETOR - Revista de Ciências Exatas e Engenharias**, v. 25, n. 2, p. 25-40, 2016.

MONTGOMERY, D. C. **Introdução ao controle estatístico da qualidade**. 7a ed. Rio de Janeiro: LTC. 2016.

MORAES, C. F. **Estudo da utilização do gráfico de controle individual e do índice de capacidade sigma para dados não normais**. 2006. 97f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) - Universidade Federal de Itajubá. Itajubá, 2006.

PEARN, W. L.; CHEN, K.S. Capability indices for non-normal distributions with an application in electrolytic capacitor manufacturing. **Microelectronics Reliability**, v. 37, n. 12, p. 1853-1858, 1997.

PEARN, W. L.; KOTZ, S.; JOHNSON, N. L. Distributional and inferential properties of process capability indices. **Journal of Quality Technology**, v. 24, n. 4, p. 216-233, 1992.

PEARN, W. L.; TAI, Y. T.; HSIAO, I. F.; AO, Y. P. Approximately Unbiased Estimator for Non-Normal Process Capability Index CNpk. **Journal of Testing and Evaluation**, v. 42, n. 6, 2014.

SENVAR, O.; SENNAROGLU, B. Comparing performances of Clements, Box-Cox, Johnson methods with weibull distributions for assessing process capability. **Journal of Industrial Engineering and Management**, v. 9, n. 3, p. 634-656, 2016.

SPANÓ, A. **Process Capability Analysis**. Presentation from Quantide Knowledge from Data. 2012.

VÄNNMAN, K. A unified approach to capability indices. **Statistica Sinica**, v. 5, p. 805-820, 1995.

VÄNNMAN, K.; ALBING, M. Process capability indices for one-sided specification intervals and skewed distributions. **Quality and Reliability Engineering International**, v. 23, p. 755-765, 2007.

WANG, H.; YANG, J.; HAO, S. Two Inverse Normalizing Transformation methods for the process capability analysis of non-normal process data, **Computers & Industrial Engineering**, v. 102, p. 88-98, 2016.

WERNER, L.; BELLEZA, M. R. Framework para análise da capacidade do processo: Foco em dados não normais. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL. 43., 2011. **Anais... SIMPOI**: Ubatuba, SP. 2011.