



Caio Augusto Nunes Marques<sup>(a)</sup>, José Ivo Ribeiro Júnior<sup>(b)</sup>,  
Adriana Ferreira de Faria<sup>(c)</sup>

(a) Universidade Federal de Viçosa, MG, Brasil / caio.nunes.marques@gmail.com

(b) Universidade Federal de Viçosa, MG, Brasil / jivo@ufv.br

(c) Universidade Federal de Viçosa, MG, Brasil / adrianaf@ufv.br

## MONITORAMENTO DE PROCESSO SEIS SIGMA POR GRÁFICOS DE CONTROLE DE SHEWHART

### RESUMO

*Desenvolvida pela Motorola no final da década de 1980, a metodologia Seis Sigma tem sido adotada por diversas empresas em todo o mundo, que têm divulgado ganhos expressivos em virtude de sua aplicação. A metodologia reúne um arsenal de ferramentas e métodos estatísticos e gerenciais empregados na busca de aumento da qualidade via redução da variabilidade dos processos. O Seis Sigma é operacionalizado via DMAIC, ciclo de implantação de melhorias análogo ao PDCA. Na etapa C (de controle) é comum o uso dos gráficos de controle de Shewhart, em especial da média ( $\bar{X}$ ) para monitoramento da centralidade e o da amplitude (R) para monitoramento da dispersão. Sendo assim, neste trabalho buscou-se identificar planejamentos do par de gráficos  $\bar{X}$  e R adequados ao monitoramento de processos Seis Sigma. Foram avaliados os desempenhos de 24 combinações desses gráficos para monitoramento de processos sujeitos ao deslocamento da média e, ou, aumento da variação. Por fim, identificou-se que o planejamento com subgrupos racionais de tamanho cinco e número de desvios-padrão igual a 2,9 é o mais indicado para monitoramento de processos Seis Sigma dentre as combinações estudadas.*

**Palavras-chave:** Alarmes falso e verdadeiro. Deslocamento da média. Aumento da variação.

## MONITORING SIX SIGMA PROCESSES BY SHEWHART CONTROL CHARTS

### ABSTRACT

*Developed by Motorola in the late 1980s, the Six Sigma methodology has been adopted by several companies around the world, which have reported significant gains by virtue of its application. The methodology aggregates an arsenal of statistical and management tools and methods used in the pursuit of quality improvement through the reduction of process variability. The Six Sigma is carried out via DMAIC, an implementation cycle of improvements similar to the PDCA. In the step C (control) is common the use of Shewhart control charts, especially the mean ( $\bar{X}$ ) for monitoring the centrality and the amplitude (R) for monitoring the dispersion. Thus, this study sought to identify the planning of the  $\bar{X}$  and R charts' pair suitable for monitoring the Six Sigma processes. It was evaluated the performance of 24 combinations of these charts for monitoring processes subject to an average displacement and, or, an increase of the variation. Finally, it was identified that the planning with rational subgroups of size five and a number of standard deviations equal to 2.9 is the most suitable one for monitoring Six Sigma processes among the combinations studied.*

**Keywords:** True and false alarm. Average displacement. Increase of variation.

## 1. Introdução

Nos últimos 20 anos, a competitividade nos mercados tem avançado a passos largos. Graças à redução do protecionismo econômico, ao avanço célere das telecomunicações, à maior eficiência nos transportes, dentre outros fatores, as empresas deixaram de competir localmente e migraram para uma competição em nível global. Este cenário elevou a exigência dos clientes e, conseqüentemente, produzir com alta qualidade passou a ser fator determinante para a sobrevivência de uma organização.

Nesse sentido, torna-se imperativo a utilização de metodologias para a melhoria e controle da qualidade, como aquela denominada Seis Sigma – genuinamente quantitativa e focada em resultados mensuráveis. Com ela busca-se reduzir a variabilidade dos processos-chave e, com isso, aumentar a qualidade dos produtos e serviços.

Deste modo, ao passo que a variabilidade nas características críticas para a qualidade (CTQs – *Critical to quality*) de um produto decresce, seu nível de qualidade aumenta. Rotondaro *et al.* (2006) ressaltam que o termo sigma ( $\sigma$ ) mede a capacidade do processo operar livre de falhas.

De acordo com Matos (2003) e Matargas *et al.* (2012), o Seis Sigma teve sua origem nos anos 1980 na Motorola que, para recuperar o mercado perdido para as empresas japonesas, lançou um programa para melhoria em 10 vezes da qualidade de seus produtos e serviços. Em 1988, a empresa foi agraciada com o prêmio Malcolm Baldrige (Prêmio Nacional da Qualidade dos EUA) com a metodologia e obteve ganhos bilionários desde então. Com o sucesso da Motorola, empresas como Asea Brown Boveri, Allied Signal, General Electric e Sony adotaram o Seis Sigma. No Brasil, há relatos de casos de sucesso em empresas como Belgo-Mineira, Ambev, Gerdau e Votorantim (MARSHALL JUNIOR *et al.*, 2010).

Mediante a utilização desta metodologia, as empresas almejam padronizar seus processos de tal forma que consigam atingir níveis de qualidades altíssimos, com a produção de apenas 3,4 itens defeituosos a cada milhão de itens produzidos, caracterizando processos Seis Sigma. Boarin Pinto *et al.* (2009) afirmam que esse desempenho permite à empresa ser classificada como uma organização de classe mundial.

Para atingir esse nível de qualidade, próximo ao “zero defeito”, faz-se uso do ciclo de melhoria DMAIC (*Define, Measure, Analyze,*

*Improve, Control*). Definir, medir, analisar, interferir e controlar constituem um ciclo voltado à melhoria contínua dos processos-chave para a satisfação dos clientes. Trata-se de um ciclo análogo ao PDCA (*Plan, Do, Check, Act*) idealizado por Walter A. Shewhart, criador dos gráficos de controle e tido como pai do controle estatístico do processo, e desenvolvido por W. Edwards Deming, um dos principais teóricos e divulgadores da gestão da qualidade (MARSHALL JUNIOR *et al.*, 2010). O DMAIC guia a organização, por meio do uso sistematizado de métodos estatísticos e gerenciais, na busca de elevar a qualidade de seus produtos e serviços.

Tais gráficos são largamente empregados no controle estatístico dos processos e, particularmente, na última etapa do ciclo DMAIC (Controle). Originados em 1924, como fruto dos esforços de Shewhart por combinar conceitos estatísticos em uma ferramenta de fácil utilização no chão de fábrica, tais gráficos constituem as mais difundidas ferramentas do controle estatístico da qualidade (CARVALHO *et al.*, 2006).

Desde então, foram desenvolvidos diversos gráficos desta natureza, sendo que, dois dos mais comumente empregados são os gráficos de controle de Shewhart da média ( $\bar{X}$ ) e da amplitude (R). Em função de suas adaptabilidades a diferentes processos e à suas relevâncias no contexto do Seis Sigma, os gráficos de controle de Shewhart empregados ao monitoramento de processos Seis Sigma foram definidos como objetos desta pesquisa.

## 2. Referencial teórico

### 2.1. Gráficos de controle de Shewhart

Por mais padronizado que seja, nenhum processo está livre de perturbações que, por sua vez, implicam na produção de itens diferentes entre si. Os gráficos de controle de Shewhart foram desenvolvidos para serem empregados no monitoramento de processos produtivos a fim de discernir a ocorrência de causas aleatórias das especiais de variação, assim definidas (WOODALL, 2000; MONTGOMERY, 2004; COSTA *et al.*, 2005 e ROTONDARO *et al.*, 2006):

- Aleatórias ou comuns – São aquelas inerentes a qualquer processo produtivo. Respondem ao efeito cumulativo de diversas causas pequenas e não passíveis de controle. Esse conjunto de efeitos corresponde à

variabilidade natural do processo, que conduz às pequenas diferenças existentes nas suas saídas;

- Especiais ou atribuíveis – São fontes de variações esporádicas que afetam de maneira drástica o valor das CTQs, mudando sua distribuição de probabilidades mediante alterações em sua média e, ou, desvio-padrão. São causas identificáveis e passíveis de correção. Desajustamento de máquinas, erros de operador ou matéria-prima defeituosa são exemplos de causas dessa natureza.

Em um gráfico de controle são plotados pontos com as estimativas de um parâmetro de interesse em função do tempo, de uma linha central ou média (LM) e dos limites inferior (LIC) e superior de controle (LSC). Tais estimativas são obtidas em pequenas amostras retiradas em intervalos regulares de tempo, conhecidas como subgrupos racionais (CARVALHO *et al.*, 2006).

O conceito de subgrupo racional desenvolvido por Shewhart preconiza a formação de amostras com unidades produzidas praticamente no mesmo instante. Busca-se reduzir a variabilidade dentro de cada subgrupo racional e maximizá-la entre amostras subsequentes. Com isso, minimizam-se as probabilidades de ocorrência de uma causa especial durante a formação do subgrupo e de utilização de itens de diferentes populações na mesma amostra (COSTA, *et al.*, 2005).

Na construção dos gráficos de controle de Shewhart (Figura 1), a linha média e os limites de controle são obtidos mediante as equações aplicadas ao estimador ( $\hat{\theta}$ ) em estudo:

$$LSC = \mu_{\hat{\theta}} + k\sigma_{\hat{\theta}};$$

$$LM = \mu_{\hat{\theta}};$$

$$LIC = \mu_{\hat{\theta}} - k\sigma_{\hat{\theta}}.$$

Onde  $k$  é o deslocamento em torno da linha média, em número de desvios-padrão do estimador, empregado para incluir a variabilidade aleatória inerente às suas possíveis estimativas.

Quando cada subgrupo racional é composto por mais de uma observação, pode-se empregar respectivamente o gráfico de controle da amplitude (R) no monitoramento da dispersão e o gráfico de controle da média ( $\bar{X}$ ) para o monitoramento da centralidade do processo. Dado que a CTQ em questão pode ser caracterizada como uma variável aleatória

contínua, normal e independentemente distribuída, a linha média e os limites de controle para cada gráfico são calculadas de acordo com o expresso na Tabela 1, onde  $d_2$  e  $d_3$  são constantes tabeladas,  $\mu$  é a média populacional e  $\sigma$ , o desvio-padrão populacional (ambos podem ser substituídos por estimativas).

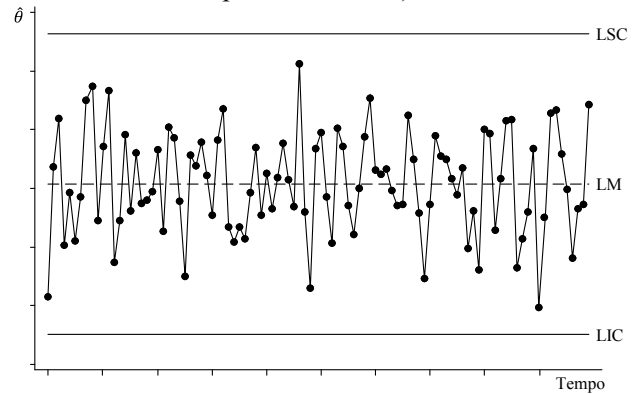


Figura 1: Exemplo de gráfico de controle para um processo sob controle estatístico.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 1: Gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R e seus limites de controle

Gráfico	LIC	LM	LSC
R	$d_2\sigma - kd_3\sigma$	$d_2\sigma$	$d_2\sigma + kd_3\sigma$
$\bar{X}$	$\mu - k\sigma/\sqrt{n}$	$\mu$	$\mu + k\sigma/\sqrt{n}$

Fonte: Costa *et al.* (2005).

## 2.2. Desempenho dos gráficos de controle

O desempenho de um determinado gráfico de controle diz respeito à sua capacidade de retratar a realidade do processo, indicando decisões acertadas ao analista. Esse desempenho é medido em função da eficiência dos gráficos de controle, com foco nas probabilidades dos erros que podem apresentar, isto é, nas probabilidades de alarme falso ( $\alpha$ ) e da falta de detecção ( $\beta$ ).

Para Costa *et al.* (2005), um gráfico de controle pode ser interpretado como uma sequência de testes de hipóteses, ou seja, em que cada subgrupo racional seja verificado se o parâmetro de interesse difere ou não do valor de controle.

Todo teste de hipóteses pode fornecer acertos ou erros como resultado, os quais estão descritos na Tabela 2.

Tabela 2: Decisões em um teste de hipóteses

Hipótese $H_0$	Decisão			
	Aceitar $H_0$		Rejeitar $H_0$	
	Natureza	Probabilidade	Natureza	Probabilidade
Verdadeira	Decisão correta	$1 - \alpha$	Erro tipo I	$\alpha$
Falsa	Erro tipo II	$\beta$	Decisão correta	$1 - \beta$

Fonte: Adaptado de Costa *et al.* (2005).

De acordo com Montgomery (2004) tais erros podem ser calculados da seguinte maneira:

$$\alpha = P[\text{erro tipo I}] = P[\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ é verdadeira}]$$

$$\beta = P[\text{erro tipo II}] = P[\text{aceitar } H_0 | H_0 \text{ é falsa}]$$

Também é de interesse o cálculo da probabilidade de detecção de causas especiais atuando no processo, chamada de poder do gráfico de controle (Pd) ou probabilidade de alarme verdadeiro (COSTA *et al.*, 2005):

$$\text{Poder} = 1 - \beta = P[\text{rejeitar } H_0 | H_0 \text{ é falsa}]$$

Costa *et al.* (2005) realizaram um estudo pormenorizado acerca das probabilidades dos alarmes falso e verdadeiro para os gráficos  $\bar{X}$  e R além de uma análise do desempenho conjunto desse par de gráficos de controle Shewhart. Considerando  $\mu_0$  e  $\sigma_0$ , respectivamente, a média e o desvio-padrão de controle, as referidas probabilidades encontram-se resumidas na Tabela 3.

Tabela 3: Probabilidades dos alarmes falso e verdadeiro para os gráficos Gráfico  $\bar{X}$ , R e para o par  $\bar{X}$  e R

Gráfico	$H_0$	$H_1$	A	Pd
$\bar{X}$	$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$P( Z  > k)$	$P(Z > k - \delta\sqrt{n}) + P(Z < -k - \delta\sqrt{n})$
R	$\sigma = \sigma_0$	$\sigma \neq \sigma_0$	$1 - P\{\max[0, (d_2 - kd_3)] \leq W \leq (d_2 + kd_3)   n = n_0\}$	$P\left(W > \frac{d_2 + kd_3}{\gamma}   n = n_0\right)$
$\bar{X}$ e R	$\mu = \mu_0$ e $\sigma = \sigma_0$	$\mu \neq \mu_0$ e, ou, $\sigma \neq \sigma_0$	$\alpha_{\bar{X}} + \alpha_R - \alpha_{\bar{X}}\alpha_R$	$Pd_{\bar{X}} + Pd_R - Pd_{\bar{X}}Pd_R$

Fonte: Costa *et al.* (2005).

Onde:  $Z = \frac{\bar{y} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}}$  e  $Z \sim N(0,1)$ ;  $\delta = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0}$ ;  $\gamma = \frac{\sigma}{\sigma_0} W = R/\sigma$ .

### 2.3. Seis Sigma

Costa *et al.* (2005) e Chen (2012) concordam com Shewhart e afirmam que, por melhor projetado e controlado que seja o processo, não é possível a produção de itens rigorosamente iguais. Isso significa que a variação é inerente ao processo produtivo, o que permite classificar as características de qualidade do processo como variáveis aleatórias que, como tal, seguem uma distribuição de probabilidades.

Com vistas a contemplar esse caráter aleatório, são fixados um valor-alvo ou nominal (VN) e limites de especificação, em geral inferior (LIE) e superior (LSE). Para caracterizar um processo Seis Sigma, a média da CTQ deve se situar pelo menos a seis desvios-padrão do limite de especificação mais próximo (BENDIC e TILINA, 2010; MATARGAS *et al.*, 2012).

Nesse sentido, um alto valor de sigma significa que a probabilidade de itens com defeito (fora da especificação) é pequena (CARVALHO, 2008).

Para atingir esse nível de qualidade é necessária uma redução acentuada na variabilidade do processo, de modo que opere praticamente isento de falhas. Esta redução pode ser obtida via implantação do Seis Sigma, que é uma metodologia disciplinada para melhoria da qualidade (LUCAS, 2002). De acordo com Montgomery (2004) e Woodall (2008), sob a hipótese da média de uma distribuição normal centrada sobre o alvo, o nível de qualidade Seis Sigma resulta em aproximadamente 2 itens não-

conformes a cada 1 bilhão de itens produzidos (ppb – partes por bilhão).

Contudo, verificou-se na prática que, é natural que um processo Seis Sigma sofra um deslocamento da média de até 1,5 desvios-padrão para a esquerda ou para a direita sem a possibilidade técnica de ser corrigido (LUCAS, 2002; MATOS, 2003; MONTGOMERY, 2004; PINHO, 2005; CARVALHO *et al.*, 2006; FERNANDES, 2006; ROTONDARO *et al.*, 2006; CARVALHO, 2008; MARSHAL JUNIOR *et al.*, 2010). Os referidos autores concordam que tal deslocamento deixa a distribuição a, no mínimo, 4,5 $\sigma$  do limite de especificação mais próximo, o que conduz a uma probabilidade de falha de, no máximo, 3,4 partes por milhão (ppm).

Assim, para efeitos deste trabalho, processos com taxa de defeitos da ordem de 2ppb serão chamados de processo Seis Sigma teóricos e, aqueles com taxa de até 3,4ppm, processo Seis Sigma práticos.

Deste modo, existe uma infinidade de processos que podem ser caracterizados enquanto Seis Sigma Práticos. Assim, processos que sofram deslocamento com deslocamento da média ( $\delta > 0$ ), aumento da variação ( $\gamma > 1$ ) ou os dois problemas serão ainda considerados processos Seis Sigma Práticos, desde que a probabilidade de produção de itens defeituosos não exceda 3,4ppm.

As condições matemáticas que definem tais processos estão organizadas na Tabela 4, enquanto exemplos de tais processos encontram-se na Figura 2.

Tabela 4: Condições matemáticas que definem processos Seis Sigma.

Processo	Condição
Seis Sigma Teórico	$\min \left[ \left( \frac{LSE - \mu}{\sigma} \right), \left( \frac{\mu - LIE}{\sigma} \right) \right] \geq 6$
Seis Sigma Prático	$\min \left[ \left( \frac{LSE - \mu}{\sigma} \right), \left( \frac{\mu - LIE}{\sigma} \right) \right] \geq 4,5$

Fonte: Elaborado pelos autores.

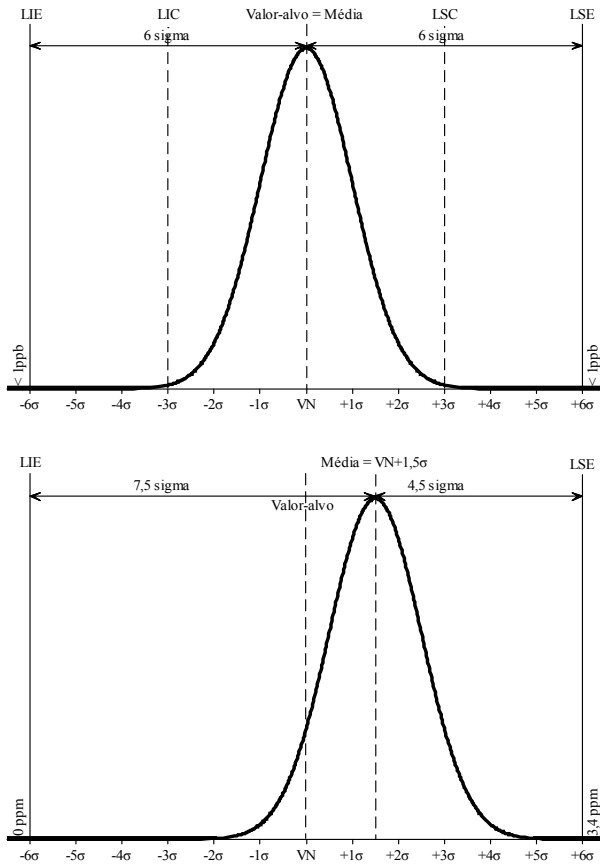


Figura 2: Representação de processo Seis Sigma sem (a) e com (b) deslocamento da média  
Fonte: Elaborado pelos autores.

A magnitude da frequência esperada de defeitos na ordem de partes por milhão pode parecer irrelevante à primeira vista, entretanto o deslocamento de até 1,5σ pode ter efeitos bem mais prejudiciais na competitividade das companhias que operam processos com níveis inferiores ao Seis Sigma (Tabela 5). De acordo com Carvalho *et al.* (2006), apenas as empresas consideradas de “Classe Mundial” operam no patamar 6σ, ao passo que a média da indústria se situa no nível 4σ.

Tabela 5: Frequências esperadas dos defeitos por milhão de oportunidades (DPMO) para processos 2, 3, 4, 5 e 6σ, com a média da distribuição da CTQ centrada e deslocada de 1,5σ em relação ao valor-alvo.

Nível sigma	$\mu = VN$	$\mu = VN + 1,5\sigma$
Dois	45.500,3	308.770,2
Três	2.699,8	66.810,6
Quatro	63,3	6.209,7
Cinco	0,6	232,6
Seis	0,002	3,4

Fonte: Elaborado pelos autores.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Característica de qualidade

Com vistas a estabelecer o melhor planejamento dos gráficos de controle empregados no monitoramento da média e da variabilidade de processos Seis Sigma univariados, foram planejados e executados estudos teóricos por meio da simulação de dados.

Para a realização deste trabalho foram considerados processos nos quais apenas uma característica crítica para a qualidade (CTQ) deveria ser monitorada. Assumiu-se que a CTQ em questão segue uma distribuição normal ( $\mu; \sigma^2$ ). As especificações foram definidas como: Limite Inferior de Especificação (LIE) = -6, Valor-alvo (VN) = 0 e Limite Superior de Especificação (LSE) = 6.

Os processos Seis Sigma de interesse se encaixam em uma das categorias apresentadas na Figura 3. Isto posto, buscou-se identificar qual o planejamento mais adequado ao monitoramento de diferentes processos Seis Sigma teórico e práticos.

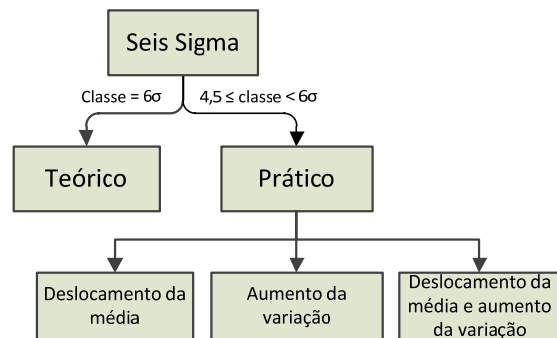


Figura 3: Classificações de processos Seis Sigma.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

Dado que a variação de entropia no universo é maior que zero, naturalmente os processos sofrerão desajustes, independentemente dos esforços empregados no monitoramento. Partindo-se desta premissa e da afirmação de que um processo até 4,5 Sigma é considerado um processo Seis Sigma Prático, buscou-se selecionar planejamentos de gráficos de controle capazes de sinalizar apenas os desajustes relevantes.

Para esta pesquisa considerou-se como desajustes relevantes apenas aqueles cujas ocorrências conduzam o processo a uma classe Sigma inferior a 4,5, ou seja, que impliquem na deterioração do nível de qualidade Seis Sigma.

Para fins de seleção utilizou-se as condições a seguir (Tabela 6), que caracterizam o desempenho definido como de referência quando houver: apenas deslocamento da média; somente aumento da variação ou; deslocamento da média e aumento da variação.

Tabela 6: Condições para o desempenho de referência dos pares de gráficos de controle de Shewhart estudados, para as situações de: deslocamento da média, aumento da variação e deslocamento da média e aumento da variação.

Deslocamento da média	Aumento da variação	Deslocamento da média e aumento da variação
<ul style="list-style-type: none"> <li>• <math>Pd_{c_1} &lt; 0,10</math>, para <math>0 &lt; \delta &lt; 1</math>;</li> <li>• <math>0,10 \leq Pd_{c_2} &lt; 0,90</math>, para <math>1 \leq \delta &lt; 1,5</math>;</li> <li>• <math>0,90 \leq Pd_{c_3} &lt; 1</math>, para <math>1,5 \leq \delta &lt; 3</math>;</li> <li>• <math>Pd_{c_4} = 1</math>, para <math>\delta \geq 3</math>;</li> <li>• <math>\alpha_c \leq 0,01</math>, para <math>\delta = 0</math>.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <math>Pd_{c_1} &lt; 0,10</math>, para <math>1 &lt; \gamma &lt; 1,2</math>;</li> <li>• <math>0,10 \leq Pd_{c_2} &lt; 0,90</math>, para <math>1,2 \leq \gamma &lt; 1,33</math>;</li> <li>• <math>0,90 \leq Pd_{c_3} &lt; 1</math>, para <math>1,33 \leq \gamma &lt; 2</math>;</li> <li>• <math>Pd_{c_4} = 1</math>, para <math>\gamma \geq 2</math>;</li> <li>• <math>\alpha_c \leq 0,01</math>, para <math>\gamma = 1</math>.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <math>Pd_{c_1} &lt; 0,10</math>, para processos até <math>5\sigma</math>;</li> <li>• <math>0,10 \leq Pd_{c_2} &lt; 0,90</math>, para <math>5</math> e <math>4,5\sigma</math>;</li> <li>• <math>0,90 \leq Pd_{c_3} &lt; 1</math>, para <math>4,5</math> e <math>4\sigma</math>;</li> <li>• <math>Pd_{c_4} = 1</math>, para processos iguais ou inferiores a <math>4\sigma</math>;</li> <li>• <math>\alpha_c \leq 0,01</math>, para <math>\delta = 0</math> e <math>\gamma = 1</math>.</li> </ul>

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para determinar qual par de gráficos de controle de Shewhart mais se aproximou das condições estabelecidas para o desempenho de referência em cada um dos casos, adotou-se o seguinte procedimento:

1. Cálculo das probabilidades de alarme verdadeiro conjunto para cada ponto de cada uma das combinações de  $n$  e  $k$  estudadas;
2. Cálculo das probabilidades de alarme verdadeiro conjunto para os mesmos pontos, de acordo com o desempenho de referência;
3. Obtenção do desvio absoluto entre cada par de pontos estudados;
4. Obtenção da média desses desvios absolutos para cada combinação de  $k$  e  $n$ ;
5. Cálculo do alarme falso associado a cada combinação de  $k$  e  $n$ ;
6. Escolha do planejamento mais indicado, com base nas comparações feitas com o desempenho de referência.

Quando houve apenas deslocamento da média, os desvios absolutos foram obtidos da seguinte maneira:

$$d_{nk\delta} = |Pd_{c_{nk\delta}} - Pd_{c_\delta}|, \text{ em que:}$$

- $Pd_{c_{nk\delta}}$  = poder conjunto dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$  construídos com diferentes combinações entre  $n$  e  $k$  para cada valor de  $\delta$ ;
- $Pd_{c_\delta}$  = poder conjunto de referência dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$ , para cada valor de  $\delta$ .

Portanto, para estudar e comparar toda a curva do poder, considerando-se todos os valores de  $\delta$  pertencentes ao intervalo estudado, utilizou-se a média dos desvios absolutos, como segue:

$$\bar{d}_{nk} = \sum_{\delta} d_{nk\delta} / n, \text{ para } 0 < \delta \leq 3.$$

Quando o processo esteve sob efeito de somente aumento da variação, os desvios absolutos foram obtidos assim:

$$d_{nk\gamma} = |Pd_{c_{nk\gamma}} - Pd_{c_\gamma}|, \text{ em que:}$$

- $Pd_{c_{nk\gamma}}$  = poder conjunto dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$  construídos com diferentes combinações entre  $n$  e  $k$  para cada valor de  $\gamma$ ;
- $Pd_{c_\gamma}$  = poder conjunto de referência dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$ , para cada valor de  $\gamma$ .

Para estudar e comparar toda a curva do poder, para o aumento da variação, utilizou-se a média dos desvios absolutos, como segue:

$$\bar{d}_{nk} = \sum_{\gamma} d_{nk\gamma} / n, \text{ para } 1 < \gamma \leq 2.$$

Na situação mais extrema, quando existia deslocamento da média e aumento da variação, os desvios absolutos foram obtidos da seguinte maneira:

$$d_{nk\delta\gamma} = |Pd_{c_{nk\delta\gamma}} - Pd_{c_{\delta\gamma}}| \text{ em que:}$$

- $Pd_{c_{nk\delta\gamma}}$  = poder conjunto dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$  construídos com diferentes combinações entre  $n$  e  $k$  para cada combinação de  $\delta$  e  $\gamma$ ;
- $Pd_{c_{\delta\gamma}}$  = poder conjunto de referência dos gráficos de controle  $\bar{X}$  e  $R$ , para cada combinação de  $\delta$  e  $\gamma$ .

Já a média dos desvios absolutos foi obtida como segue:

$$\bar{d}_{nk} = \sum_{\delta} \sum_{\gamma} d_{nk\delta\gamma} / n, \text{ para } 0 < \delta \leq 3 \text{ e } 0,5 \leq \gamma \leq 2$$

### 3.2. Gráficos de Controle $\bar{X}$ e $R$

Com o objetivo de selecionar o planejamento mais adequado ao monitoramento de processos Seis Sigma, foram avaliados os gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  construídos de acordo com as 24 combinações entre o tamanho do subgrupo racional ( $n = 2, 3, 4$  e  $5$ ) e do número de desvios-padrão de afastamento da média ( $k = 2,5; 2,6; 2,7; 2,8; 2,9; 3,0$ ) para a obtenção dos limites de controle.

Para examinar o desempenho dos gráficos de controle em processos com a qualidade Seis Sigma, trabalhou-se com uma CTQ que segue uma distribuição normal padronizada com média e desvio-padrão de controle iguais a  $\mu_0 = 0$  e  $\sigma_0 = 1$ , respectivamente. Tal definição se refere ao processo Seis Sigma Teórico. Já os processos Seis Sigma Práticos, apresentaram médias ( $\mu$ ) diferentes de  $\mu_0$  e, ou, desvio-padrão ( $\sigma$ ) diferentes de  $\sigma_0$ .

Desse modo, no presente trabalho, o deslocamento da média  $\mu_0$ , em número de desvios-padrão ( $\delta$ ), e a taxa de aumento de  $\sigma_0$  ( $\gamma$ ), foram definidos por:

$$\delta = \frac{\mu - \mu_0}{\sigma_0} = \mu \text{ e } \gamma = \frac{\sigma}{\sigma_0} = \sigma$$

A fim de estudar somente o efeito do deslocamento da média da distribuição da CTQ sobre o poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R foi desenvolvido o seguinte procedimento:

1. Determinação dos processos, além do Seis Sigma Teórico (Tabela 7);
2. Cálculo do poder para o gráfico  $\bar{X}$  para cada planejamento;
3. Cálculo do poder para o gráfico R para cada planejamento;
4. Cálculo do poder conjunto para os gráficos  $\bar{X}$  e R para cada planejamento;
5. Construção de gráficos de linha, por meio do software Minitab 16®;
6. Análise e seleção do planejamento com características mais próximas àquelas fixadas para o monitoramento de processos Seis Sigma Práticos.

Tabela 7: Processos Seis Sigma Práticos estudados sob o efeito apenas do deslocamento da média.

Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$
5,9	0,1	1	4,9	1,1	1	3,9	2,1	1
5,8	0,2	1	4,8	1,2	1	3,8	2,2	1
5,7	0,3	1	4,7	1,3	1	3,7	2,3	1
5,6	0,4	1	4,6	1,4	1	3,6	2,4	1
5,5	0,5	1	4,5	1,5	1	3,5	2,5	1
5,4	0,6	1	4,4	1,6	1	3,4	2,6	1
5,3	0,7	1	4,3	1,7	1	3,3	2,7	1
5,2	0,8	1	4,2	1,8	1	3,2	2,8	1
5,1	0,9	1	4,1	1,9	1	3,1	2,9	1
5,0	1,0	1	4,0	2,0	1	3,0	3,0	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 8: Processos Seis Sigma Práticos estudados sob o efeito apenas do aumento da variação.

Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$
5,9	0	1,0169	4,9	0	1,2245	3,9	0	1,5385
5,8	0	1,0345	4,8	0	1,2500	3,8	0	1,5789
5,7	0	1,0526	4,7	0	1,2766	3,7	0	1,6216
5,6	0	1,0714	4,6	0	1,3043	3,6	0	1,6667
5,5	0	1,0909	4,5	0	1,3333	3,5	0	1,7143
5,4	0	1,1111	4,4	0	1,3636	3,4	0	1,7647
5,3	0	1,1321	4,3	0	1,3953	3,3	0	1,8182
5,2	0	1,1538	4,2	0	1,4286	3,2	0	1,8750
5,1	0	1,1765	4,1	0	1,4634	3,1	0	1,9355
5,0	0	1,2000	4,0	0	1,5000	3,0	0	2,0000

Fonte: Elaborado pelos autores

Tabela 9 – Combinações dos valores de  $\mu$  e  $\sigma$  utilizados para determinar alguns dos 961 processos estudados.

Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$	Classe	$\delta$	$\gamma$
6,0	0	1	4,9	0,1	1,2041	3,9	0,1	1,5128
	3	0,5		3	0,6122		3	0,7692
5,9	0,1	1	4,8	0,1	1,2292	3,8	0,1	1,5526
	3	0,5085		3	0,6250		3	0,7895
5,8	0,1	1,072	4,7	0,1	1,2553	3,7	0,1	1,5946
	3	0,5172		3	0,6383		3	0,8108
5,7	0,1	1,0351	4,6	0,1	1,2826	3,6	0,1	1,6389
	3	0,5263		3	0,6522		3	0,8333
5,6	0,1	1,0536	4,5	0,1	1,3111	3,5	0,1	1,6857
	3	0,5357		3	0,6667		3	0,8571
5,5	0,1	1,0727	4,4	0,1	1,3409	3,4	0,1	1,7353
	3	0,5455		3	0,6818		3	0,8824
5,4	0,1	1,0926	4,3	0,1	1,3721	3,3	0,1	1,7879
	3	0,5556		3	0,6977		3	0,9091
5,3	0,1	1,1132	4,2	0,1	1,4048	3,2	0,1	1,8437
	3	0,5660		3	0,7143		3	0,9375
5,2	0,1	1,1346	4,1	0,1	1,4390	3,1	0,1	1,9032
	3	0,5769		3	0,7317		3	0,9677
5,1	0,1	1,1569	4,0	0,1	1,4750	3,0	0,1	1,9667
	3	0,5882		3	0,7500		3	1
5,0	0,1	1,1800						
	3	0,6000						

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para estudar somente o efeito do aumento da variação da distribuição da CTQ sobre o poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R foi executado o seguinte procedimento:

1. Determinação dos processos, além do Seis Sigma Teórico (Tabela 8);
2. Cálculo do poder para o gráfico  $\bar{X}$  para cada planejamento;
3. Cálculo do poder para o gráfico R para cada planejamento;
4. Cálculo do poder conjunto para os gráficos  $\bar{X}$  e R para cada planejamento;
5. Construção de gráficos de linha, por meio do software Minitab 16<sup>®</sup>;
6. Análise e seleção do planejamento com características mais próximas àquelas fixadas para o monitoramento de processos Seis Sigma Práticos;
7. Comparação do planejamento selecionado nesta situação com aquele selecionado quando ocorre apenas deslocamento de média.

Para conhecer o efeito simultâneo do deslocamento de média e do aumento da variação da distribuição da CTQ sobre o poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R foi aplicado o seguinte procedimento:

1. Determinação dos processos, além do Seis Sigma Teórico (exemplos na Tabela 9), totalizando 961 processos;
2. Cálculo do poder para o gráfico  $\bar{X}$  para cada planejamento;
3. Cálculo do poder para o gráfico R para cada planejamento;
4. Cálculo do poder conjunto para os gráficos  $\bar{X}$  e R para cada planejamento;
5. Aplicação da metodologia de superfície de resposta para cada planejamento, por meio do seguinte modelo:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1\delta_i + \beta_2\delta_i^2 + \beta_3\gamma_j + \beta_4\gamma_j^2 + \beta_5\delta_i\gamma_j + \varepsilon_{ij}$$

no qual:

6. Construção de gráficos de contorno, por meio do software Minitab 16<sup>®</sup>;
7. Análise e seleção do planejamento com características mais próximas àquelas fixadas para o monitoramento de processos Seis Sigma Práticos;
8. Comparação do planejamento selecionado nesta situação com aqueles selecionados quando da ocorrência solitária de deslocamento de média ou aumento da variação.

Ao final, concluiu-se quanto ao planejamento de gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R mais indicado ao monitoramento de processos Seis Sigma, nas condições estudadas nesta pesquisa.

## 4. Resultados e Discussões

### 4.1. Deslocamento da média

A curva de referência definida pelos critérios em termos de poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R, para processos Seis Sigma sob efeito unicamente de deslocamento da média é aquela apresentada na Figura 4.

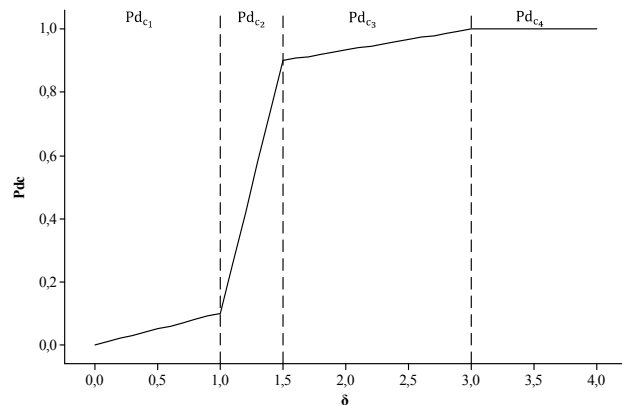


Figura 4: Curva de referência do poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R em função do número de desvios-padrão de deslocamento da média de processo Seis Sigma.

Fonte: Elaborado pelos autores

Assim, assume-se que para um deslocamento de média de até  $1,0\sigma_0$  não será necessário interferir no processo, ou seja, pode-se aceitar valores elevados para a falta de detecção, com um crescimento do  $Pd_c$  a taxas lentas. Contudo, entre deslocamentos da média da ordem de  $1,0\sigma_0$  a  $1,5\sigma_0$ , espera-se um crescimento mais rápido do  $Pd_c$ , pois representam o limiar do nível de qualidade Seis Sigma Prático. Por fim, após romper-se este valor, espera-se que o  $Pd_c$  continue crescendo até zerar a probabilidade da falta de detecção ao atingir o nível de três sigma (antigo padrão da indústria).

Os planejamentos que mais se aproximaram da curva de referência foram aqueles relacionadas a  $n = 5$ . Esta seleção pode ser comprovada mediante a análise dos resultados expressos na Tabela 10 em que são apresentadas as probabilidades de alarme falso conjunto associadas a cada planejamento e as médias dos desvios absolutos ( $\bar{d}_{nk}$ ) de valores de  $Pd_c$  relativos aos valores de  $\delta$  situados no intervalo  $[0, 3]$ , com variação de 0,1 unidades. Tais desvios foram obtidos ao confrontar-se os valores obtidos para cada uma das curvas com aqueles fornecidos pela curva de referência.

Dentre os planejamentos para  $n = 5$ , chamam atenção aqueles definidos por  $k = 2,8$  e



$k = 2,9$ , por apresentarem os menores valores para a soma dos desvios absolutos ao longo dos diferentes deslocamentos. Com vistas a fornecer maiores subsídios para a decisão acerca do

melhor planejamento, foram calculados os valores das médias dos desvios absolutos para  $0 \leq \delta < 1$  (A),  $1 \leq \delta < 1,5$  (B),  $1,5 \leq \delta \leq 3$  (C), bem como da média total (Tabela 11).

Tabela 10: Comparação das curvas de  $Pd_c$  estudadas para monitoramento de processos Seis Sigma com apenas deslocamento de média com os requisitos definidos para a curva ideal.

n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$	n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$
2	2,5	0,0333	0,1593	4	2,5	0,0261	0,0574
	2,6	0,0271	0,1744		2,6	0,0206	0,0553
	2,7	0,0221	0,1932		2,7	0,0162	0,0570
	2,8	0,0180	0,2142		2,8	0,0127	0,0617
	2,9	0,0146	0,2360		2,9	0,0099	0,0695
3,0	0,0118	0,2575	3,0	0,0076	0,0802		
3	2,5	0,0278	0,0791	5	2,5	0,0254	0,0654
	2,6	0,0222	0,0858		2,6	0,0200	0,0569
	2,7	0,0176	0,0973		2,7	0,0156	0,0499
	2,8	0,0139	0,1115		2,8	0,0122	0,0470
	2,9	0,0109	0,1272		2,9	0,0095	0,0470
3,0	0,0093	0,1444	3,0	0,0073	0,0508		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 11: Comparações das curvas de  $Pd_c$  estudadas para o monitoramento de processos Seis Sigma com apenas deslocamento de média, correspondentes aos planejamentos para  $n = 5$  em relação à curva de referência.

k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{5k}(A)$	$\bar{d}_{5k}(B)$	$\bar{d}_{5k}(C)$	$\bar{d}_{5k}$
2,5	0,0254	0,0739	0,1552	0,0320	0,0654
2,6	0,0200	0,0568	0,1305	0,0340	0,0569
2,7	0,0156	0,0415	0,1063	0,0375	0,0499
2,8	0,0122	0,0309	0,0964	0,0416	0,0470
2,9	0,0095	0,0238	0,0909	0,0477	0,0470
3,0	0,0073	0,0197	0,1012	0,0545	0,0508

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com os resultados da Tabela 11, pode-se observar que  $n = 5$  e  $k = 3,0$  foi o planejamento que mais se aproximou da curva de referência na região A, ao passo que  $n = 5$  e  $k = 2,5$  foi o que mais se ajustou na Região C.

Porém, a região crítica ao monitoramento dos processos Seis Sigma práticos com presença de apenas o deslocamento da média é a região B, afinal é nela que o processo encontra-se sob a iminência de perda do nível de qualidade em questão. Dentre os planejamentos estudados, aquele que mais se adequou à curva de referência foi o planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$ . No comportamento geral, o planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,8$  apresentou desempenho semelhante ao do planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$ .

Conseqüentemente, os comportamentos destes dos dois melhores planejamentos foram comparados com a curva de referência, conforme apresentado na Figura 5.

Após avaliar a Figura 5 fica difícil identificar qual dos dois planejamentos é mais apropriado, por apresentarem desempenhos semelhantes. No entanto, pesa em favor do planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$ , a menor probabilidade do alarme falso conjunto.

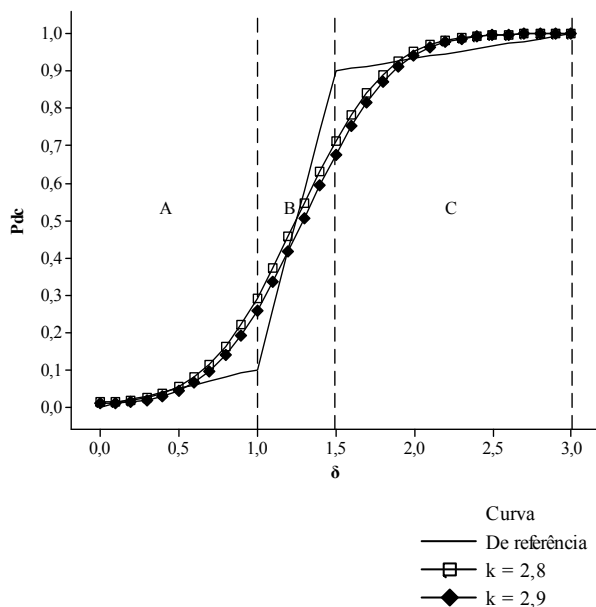


Figura 5: Comparações entre as curvas de  $Pd_c$  nas regiões A, B e C, para  $n = 5$ ,  $k = 2,8$  e  $2,9$  com a curva de referência, na presença de apenas deslocamento de média. Fonte: Elaborado pelos autores.

Para o planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,8$ , o alarme falso conjunto é de 0,0122 ao passo que para o planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$  tem-se  $\alpha_c = 0,0095$ . Tais valores proporcionam a ocorrência de, em média, um alarme falso a cada

82 subgrupos racionais, no primeiro caso e 105 subgrupos racionais, para o segundo. Com isso, apenas o planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$  atendeu aos requisitos para o alarme falso conjunto, sendo o mais indicado para esta primeira situação.

#### 4.2. Aumento da variação

Para esta segunda situação, quando o processo Seis Sigma sofre a influência apenas do aumento da variação, foi estabelecida a seguinte curva de referência em termos de poder conjunto dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R (Figura 6).

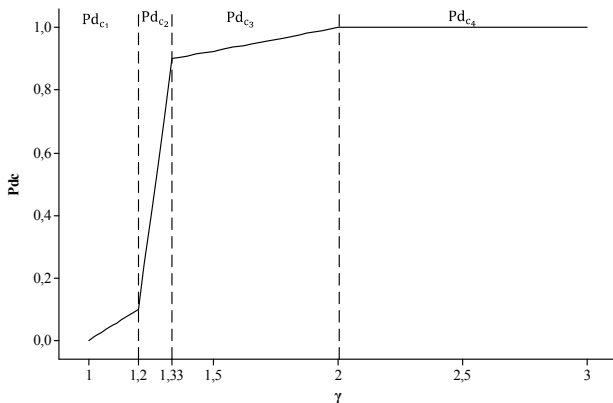


Figura 6: Curva de referência do poder conjunto de gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R em função do aumento de variação do processo Seis Sigma. Fonte: Elaborado pelos autores.

Deste modo, entende-se que a curva de referência do  $Pd_c$  versus  $\gamma$  para esta situação pode ser caracterizada por um crescimento lento do poder conjunto até caracterizar um processo cinco sigma ( $\gamma = 1,2$ ), com posterior aumento a taxas mais elevadas até culminar em uma probabilidade alta de alarme verdadeiro para  $\gamma = 1,33$ , que representa o limiar que caracteriza um processo enquanto Seis Sigma Prático.

A partir daí, o processo passa a ter um nível de qualidade inferior a 4,5 sigma. Assim, para valores superiores a  $\gamma=1,33$  o  $Pd_c$  pode crescer a taxas mais lentas, de forma a atingir a unidade para  $\gamma=2$ , que implica no nível de qualidade 3 sigma, antigo padrão da indústria notadamente inviável para os dias atuais.

Dentre as combinações de  $n$  e  $k$  estudadas, os planejamentos referentes ao subgrupo racional de tamanho cinco foram os que apresentaram melhores desempenhos em termos de poder conjunto, como nota-se na Tabela 12.

Nela, apresentam-se a probabilidade do alarme falso conjunto associado a cada planejamento e a média dos desvios absolutos dos 31 valores de  $\gamma$  situados no intervalo  $[1, 2]$ , obtidas mediante comparação dos valores do poder conjunto para os planejamentos estudados com aqueles definidos para a curva de referência.

Tabela 12: Comparações das curvas de  $Pd_c$  estudadas para o monitoramento de processos Seis Sigma Práticos com apenas aumento da variação em relação à curva de referência.

n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$	n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$
2	2,5	0,0333	0,4597	4	2,5	0,0261	0,4097
	2,6	0,0271	0,4680		2,6	0,0206	0,4216
	2,7	0,0221	0,4759		2,7	0,0162	0,4329
	2,8	0,0180	0,4833		2,8	0,0127	0,4435
	2,9	0,0146	0,4901		2,9	0,0099	0,4534
	3,0	0,0118	0,4965		3,0	0,0076	0,4624
3	2,5	0,0278	0,4336	5	2,5	0,0254	0,3876
	2,6	0,0222	0,4442		2,6	0,0200	0,4004
	2,7	0,0176	0,4542		2,7	0,0156	0,4128
	2,8	0,0139	0,4634		2,8	0,0122	0,4244
	2,9	0,0109	0,4721		2,9	0,0095	0,4352
	3,0	0,0093	0,4800		3,0	0,0073	0,4451

Fonte: Elaborado pelos autores.

Assim, nota-se a discrepância entre o desempenho dos mesmos planejamentos em duas situações distintas: apenas deslocamento de média e apenas aumento da variação. Na primeira situação, as médias dos desvios absolutos estão contidas no intervalo de 0,0470 e 0,2575 ao passo que o intervalo referente ao segundo caso é delimitado por 0,3876 e 0,4968.

Isso significa que o desempenho dos planejamentos estudados é superior para o monitoramento dos processos Seis Sigma sob o

efeito de apenas o deslocamento da média do que para aqueles sujeitos somente ao aumento de sua variação. Da mesma forma, os planejamentos em questão ofereceram mais opções para escolha no primeiro caso (diferentes níveis de desempenho) enquanto que na segunda situação, as performances foram notadamente ruins e semelhantes.

De toda forma, com base nos critérios listados e na Tabela 12, tem-se que os planejamentos dos gráficos de controle de

Shewhart  $\bar{X}$  e R que mais se aproximaram do de referência foram aqueles definidos para os subgrupos racionais de tamanho cinco.

No entanto, os planejamentos com  $n = 5$  e  $k \leq 2,8$  não são adequados, por apresentarem probabilidades para o alarme falso conjunto que não atendem aos critérios fixados ( $\alpha_c \leq 0,01$ ),

apesar de apresentarem os menores valores para as médias dos desvios absolutos. Com vistas a fornecer maiores subsídios para a decisão acerca do melhor planejamento, foram calculados os valores das médias dos desvios absolutos, para  $1 \leq \gamma < 1,2$  (A),  $1,2 \leq \gamma < 1,33$  (B),  $1,33 \leq \gamma \leq 2$  (C) e total (Tabela 13).

Tabela 13: Comparações das curvas de  $Pd_c$  estudadas para o monitoramento de processos Seis Sigma com apenas aumento da variação, correspondentes aos planejamentos para  $n = 5$  em relação à curva de referência.

k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{5k}(A)$	$\bar{d}_{5k}(B)$	$\bar{d}_{5k}(C)$	$\bar{d}_{5k}$
2,5	0,0254	0,0133	0,3115	0,6452	0,3876
2,6	0,0200	0,0156	0,3239	0,6649	0,4004
2,7	0,0156	0,0189	0,3348	0,6833	0,4128
2,8	0,0122	0,0221	0,3443	0,7008	0,4244
2,9	0,0095	0,0252	0,3527	0,7172	0,4352
3,0	0,0073	0,0277	0,3600	0,7326	0,4451

Fonte: Elaborado pelos autores.

Assim sendo, os planejamentos  $n = 5$  e  $k = 2,9$  e  $n = 5$  e  $k = 3,0$  surgem como candidatos naturais à escolha, nem tanto pelos respectivos desempenhos sob a ótica da média dos desvios absolutos, mas por serem os únicos planejamentos dentre aqueles elencados para  $n = 5$  que apresentaram  $\alpha_c \leq 0,01$ . Além disso, ambos superaram seus pares para subgrupos racionais menores tanto nos critérios para poder conjunto como para alarme falso conjunto (Tabela 12).

Deste modo, pode-se restringir a análise aos dois planejamentos anteriores ( $n = 5$  e  $k = 2,9$  e  $n = 5$  e  $k = 3,0$ ). Os comportamentos de suas respectivas curvas podem ser comparados com a curva de referência na Figura 7.

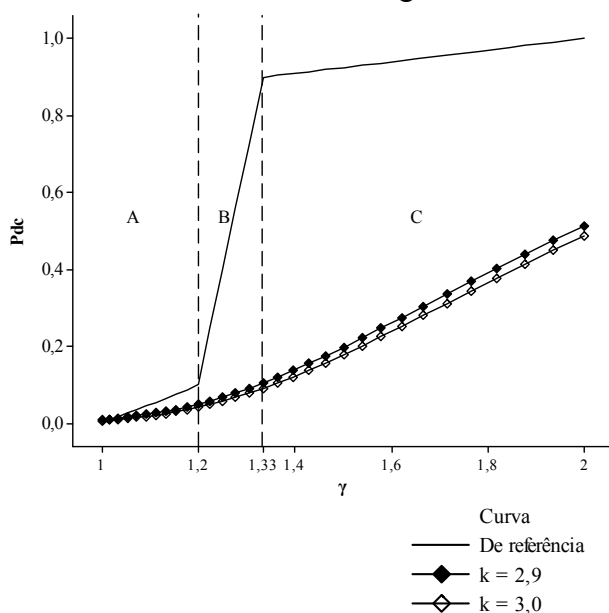


Figura 7: Comparação entre as curvas de  $Pd_c$  nas regiões A, B e C, para  $n = 5$ ,  $k = 2,9$  e  $3,0$  com a curva de referência, na presença de apenas aumento da variação. Fonte: Elaborado pelos autores.

Avaliando-se a Figura 7 é possível notar quão similares são os desempenhos dos planejamentos em comparação. O planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$  apresenta valores mais elevados para o  $Pd_c$  que o planejamento  $n = 5$  e  $k = 3,0$ , em todo o intervalo de investigação ( $1 \leq \gamma \leq 2$ ). A diferença entre as curvas é mais pronunciada para  $1,33 \leq \gamma \leq 2$ , contudo é irrisória no intervalo mais importante ( $1,2 \leq \gamma < 1,33$ ).

Por outro lado, o planejamento com  $n = 5$  e  $k = 3,0$  leva vantagem em relação ao planejamento com  $n = 5$  e  $k = 2,9$  no que diz respeito ao alarme falso conjunto. O primeiro planejamento conta com  $\alpha_c = 0,0073$ , ou um alarme falso a cada 137 subgrupos racionais. Já o segundo planejamento responde por um  $\alpha_c = 0,0095$  incorrendo em um alarme falso a cada 105 subgrupos racionais avaliados.

### 4.3. Deslocamento da média e aumento da variação

Nesta situação mais complexa, quando ambas as anomalias podem ocorrer, é possível estabelecer um gráfico de contorno de referência que contemple os requisitos em termos de poder conjunto para os gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R (Figura 8).

Assim, é interessante haver uma elevada falta de detecção para processos de até cinco sigma ( $Pd_c \leq 0,10$ ), ao passo que se busca um crescimento rápido do  $Pd_c$  entre 5 e 4,5 sigma ( $0,10 < Pd_c \leq 0,90$ ), de forma a atingir uma baixa falta de detecção no limiar do Seis Sigma. A partir daí, o poder conjunto cresce mais lentamente até atingir a unidade quando o nível três sigma (não competitivo atualmente) for alcançado.

Considerando as combinações estudadas, os planejamentos com tamanho do subgrupo racional igual a cinco, superaram seus concorrentes para  $n = 2, 3$  e  $4$ , tomando o mesmo número de desvios-padrão (Tabela 14).

Por outro lado, considerando-se apenas as médias dos desvios absolutos, outras combinações entrariam na comparação.

No entanto, os planejamentos ( $n = 3, k = 2,5$ ), ( $n = 3, k = 2,6$ ), ( $n = 4, k = 2,5$ ), ( $n = 4, k = 2,6$ ), ( $n = 4, k = 2,7$ ) e ( $n = 4, k = 2,8$ ) não foram levados em conta, por apresentarem probabilidades para o alarme falso conjunto que não atenderam aos critérios fixados ( $\alpha_c \leq 0,01$ ).

Com isso, novamente, restringiu-se a análise aos pares de gráficos de controle planejados para  $n = 5$  e  $2,5 \leq k \leq 3,0$ .

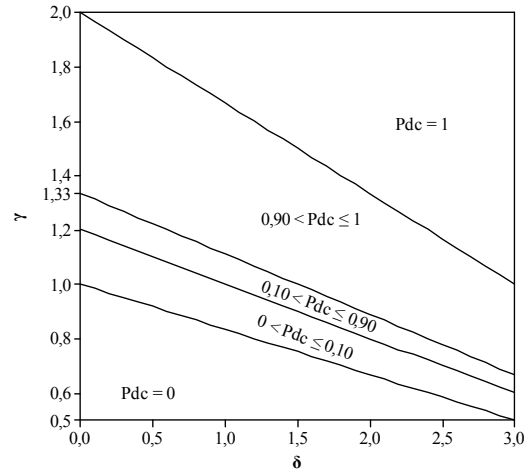


Figura 8: Gráfico de contorno de referência do poder conjunto de gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e R em função de, simultaneamente, deslocamento da média e aumento de variação do processo Seis Sigma. Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 14: Comparações das curvas de  $Pd_c$  estudadas para o monitoramento de processos Seis Sigma Práticos com o deslocamento da média e o aumento da variação em relação à curva de referência.

n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$	n	k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{nk}$
2	2,5	0,0333	0,4242	4	2,5	0,0261	0,4080
	2,6	0,0271	0,4298		2,6	0,0206	0,4123
	2,7	0,0221	0,4357		2,7	0,0162	0,4168
	2,8	0,0180	0,4417		2,8	0,0127	0,4213
	2,9	0,0146	0,4478		2,9	0,0099	0,4290
	3,0	0,0118	0,4541		3,0	0,0076	0,4299
3	2,5	0,0278	0,4141	5	2,5	0,0254	0,4031
	2,6	0,0222	0,4188		2,6	0,0200	0,4073
	2,7	0,0176	0,4236		2,7	0,0156	0,4114
	2,8	0,0139	0,4284		2,8	0,0122	0,4157
	2,9	0,0109	0,4333		2,9	0,0095	0,4199
	3,0	0,0093	0,4382		3,0	0,0073	0,4242

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 15 são apresentadas as probabilidades dos alarmes falsos conjuntos, bem como as médias dos desvios absolutos para as regiões de interesse A ( $0 \leq \delta \leq 3$  e  $1 \leq \gamma < 1,2$ ), B ( $0 \leq \delta \leq 3$  e  $1,2 \leq \gamma < 1,33$ ) e C ( $0 \leq \delta \leq 3$  e  $1,33 \leq \gamma < 2$ ), além da média total.

Detendo a atenção sob as médias encontradas para a região B (a mais importante), foi possível constatar que a diferença entre os desempenhos dos planejamentos para  $n = 5$  foi pequena, para um conjunto de 961 combinações de  $\delta$  e  $\gamma$  investigadas. Além disso, apenas os planejamentos com  $n = 5$  e  $k = 2,9$  e com  $n = 5$  e  $k = 3,0$  apresentaram probabilidades do alarme

falso conjunto inferior ao determinado nos requisitos do gráfico de contorno de referência ( $\alpha_c \leq 0,01$ ). Estes dois candidatos restantes estão apresentados na Figura 9 em comparação com as isolinhas do gráfico de contorno de referência. Estes dois candidatos restantes estão apresentados na Figura 9 em comparação com as isolinhas do gráfico de contorno de referência.

Como visto na Figura 9, os planejamentos remanescentes apresentam performances bastante similares. O planejamento com  $n = 5$  e  $k = 2,9$  teve melhor desempenho na região C e na média total, enquanto o planejamento com  $n = 5$  e  $k = 3,0$  teve desempenho superior na região A.

Tabela 15: Comparações das curvas de  $Pd_c$  estudadas para monitoramento de processos Seis Sigma Práticos com deslocamento da média e aumento da variação em relação à curva de referência, para as regiões A, B, C e total.

k	$\alpha_c$	$\bar{d}_{5k}$ (A)	$\bar{d}_{5k}$ (B)	$\bar{d}_{5k}$ (C)	$\bar{d}_{5k}$
2,5	0,0254	0,5857	0,4128	0,2860	0,4031
2,6	0,0200	0,5720	0,4121	0,3028	0,4073
2,7	0,0156	0,5587	0,4108	0,3196	0,4114
2,8	0,0122	0,5455	0,4101	0,3364	0,4157
2,9	0,0095	0,5324	0,4086	0,3532	0,4199
3,0	0,0073	0,5193	0,4078	0,3699	0,4242

Fonte: Elaborado pelos autores.

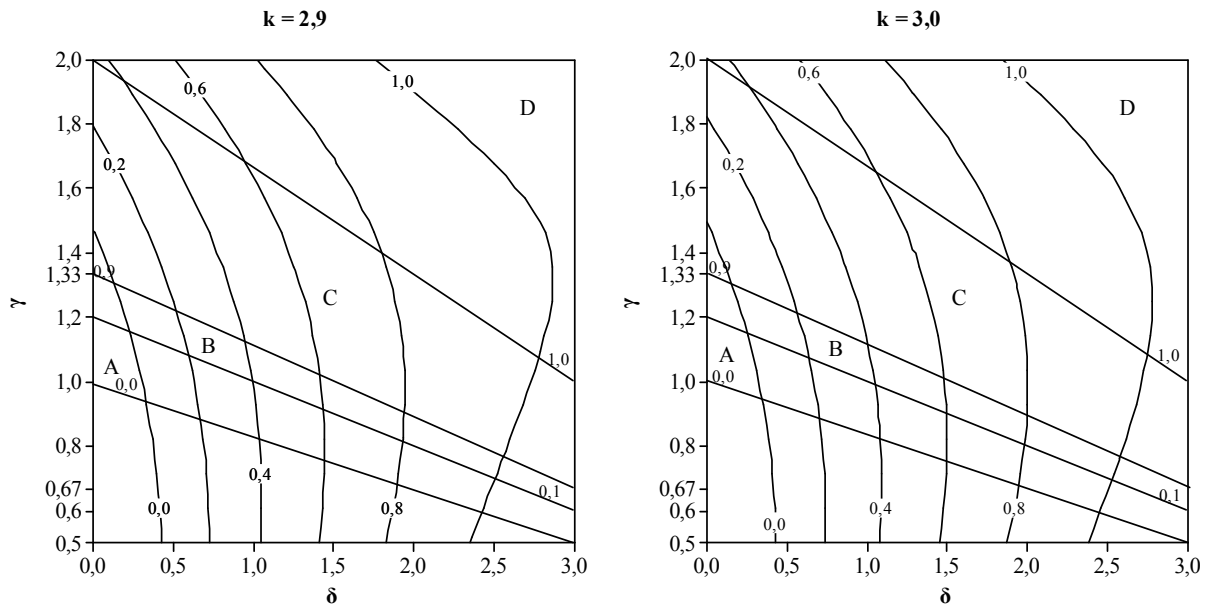


Figura 9: Comparações entre as curvas de  $P_{dc}$  nas regiões A, B, C e D, para  $n = 5$ ,  $k = 2,9$  e  $3,0$  com os poderes de referência, na presença de deslocamento de média e aumento da variação.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

Do ponto de vista do alarme falso conjunto, o planejamento com  $n = 5$  e  $k = 3,0$  supera o com  $n = 5$  e  $k = 2,9$ , por apresentar  $\alpha_c = 0,0073$  contra  $\alpha_c = 0,0095$ .

Tais valores proporcionam um alarme falso a cada 137 observações para a primeira combinação entre  $n$  e  $k$ , ao passo que para o segundo planejamento esta frequência é de uma ocorrência a cada 105 subgrupos racionais.

Além disso, é pouco provável que a equipe responsável por monitorar a CTQ de interesse seja capaz de determinar se o processo estará sujeito apenas a uma ou outra anomalia, ou a ambas. Sendo assim, deve-se optar pela utilização do planejamento  $n = 5$ ,  $k = 2,9$  no monitoramento de processos Seis Sigma práticos, em virtude de ele ter sido considerado o mais adequado dentre as combinações de  $k$  e  $n$  investigadas, para as situações expressas em quando havia somente deslocamento da média ou apenas aumento da variação.

#### 4.4. Planejamento selecionado

Tanto para as situações nas quais o processo Seis Sigma Prático estava sob efeito de apenas uma anomalia, seja ela deslocamento de média ou aumento de variação, como quando o processo estava suscetível a ambas, o planejamento definido pela combinação de  $n = 5$  e  $k = 2,9$  foi considerado o mais adequado ao monitoramento.

As características do monitoramento de processos Seis Sigma por meio dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  indicam que, na hipótese da ocorrência de apenas deslocamento

da média, é possível que se detecte a anomalia no comportamento da CTQ a tempo de evitar que o processo perca o nível de qualidade Seis Sigma. Por outro lado, caso a característica de qualidade sofra o efeito solitário do aumento da variação, sem ou com um pequeno deslocamento da média, existem probabilidades elevadas de que os gráficos apenas sinalizem quando podem ocorrer grande redução na qualidade.

Neste último caso, quando o deslocamento da média e o aumento da variação estão presentes, os gráficos de contorno obtidos apresentaram isolinhas praticamente verticais, cruzando apenas o eixo  $\delta$ . Contudo, o aumento do  $n$  provocou uma inclinação das isolinhas em direção ao eixo  $\gamma$ , implicando em aumentos das probabilidades de poder conjunto em função do aumento de  $\delta$ . Assim, com o aumento da variação, o  $P_{dc}$  ficará o mesmo para deslocamentos menores da média e, conseqüentemente, sofrerá o efeito do  $\gamma$ , principalmente para os maiores valores de  $n$ .

Com o objetivo de embasar a discussão dos resultados com situações práticas, foi realizado um levantamento bibliográfico com 41 produções científicas, publicadas entre 2002 e 2012, considerando desde congressos regionais até periódicos de circulação internacional (Anexo A). Foram buscados artigos científicos que relatassem intervenções práticas com a utilização de gráficos de controle tanto em processos com qualidade Seis Sigma (totalizando 12) quanto naqueles sem esta qualidade (um total de 29), de modo a estimar as frequências de ocorrência dos problemas relacionados ao deslocamento da média e, ou, ao

aumento de variação.

A maior parte dos estudos de caso relatava a ocorrência de apenas deslocamento da média (44%), 34% apontavam a existência dos dois problemas, 22% dos artigos não descreviam qualquer anomalia e nenhum dos artigos relatava uma situação na qual existia apenas aumento da variação. Chama a atenção o fato de que em nenhum dos casos foi descrito um processo unicamente sob o efeito do aumento da variação.

Restringindo a análise apenas aos trabalhos sobre processos Seis Sigma, as proporções passam a assumir, respectivamente, os seguintes valores: 50% para apenas o deslocamento da média, 25% para deslocamento da média e aumento da variação, 25% não relatava nenhuma anomalia e nenhum tratava de processo sob efeito somente do aumento da variação.

Com base nessas informações, o fraco desempenho do planejamento  $n = 5$  e  $k = 2,9$  para o monitoramento de processos sob o efeito de apenas o aumento da variação deixa de ser um problema, tendo em vista que tais situações parecem ser raras. Do mesmo modo, o desempenho ruim quando o deslocamento da média é menos importante do que o aumento da variação, apesar de ser mais possível de ocorrer, ainda assim é menos frequente, dado que o maior problema do processo Seis Sigma está relacionado ao deslocamento da média.

As situações mais comuns são aquelas nas quais existe somente o efeito do deslocamento de média, com 56% do total dos estudos de casos levantados e com 67% dos trabalhos que relatam experiências com processos Seis Sigma. Apesar de denotar uma maioria, esta última proporção contraria o lugar-comum encontrado na literatura especializada em Seis Sigma que, via de regra, faz menção exclusivamente a problemas de deslocamento da média. À primeira vista, esta abordagem parece fazer todo o sentido. Afinal, para que se atinja o nível de excelência é prerrogativa que o processo seja altamente padronizado, deixando pouca margem para o aumento da variabilidade.

Confrontados os resultados apresentados com as informações colhidas no levantamento bibliográfico, entende-se que, se estudadas outras combinações entre  $n$  e  $k$ , poderá ser possível determinar um planejamento de gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  ainda mais ajustado à curva de referência que o aqui selecionado. No entanto, é importante estar atento para não definir subgrupos racionais demasiadamente grandes, sob pena de tornar o monitoramento oneroso.

## 5. Considerações Finais

Para o monitoramento de processos Seis Sigma é recomendado que a probabilidade conjunta do alarme falso não seja superior a 0,01. Do mesmo modo, admite-se que a probabilidade conjunta do alarme verdadeiro deve ser inferior a 0,10 para processos de 5 a 6 sigma, estar entre 0,10 e não exceder a 0,90 para processos de 4,5 a 5 sigma, estar entre 0,90 e não superar a unidade para processos de 3 a 4,5 sigma e ser igual a 1 para processos com nível sigma igual ou inferior a 3.

Dentre os planejamentos dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  estudados, aquele que teve desempenho mais próximo do de referência foi o definido pela combinação entre  $n = 5$  e  $k = 2,9$ , sendo este o recomendado neste estudo.

A deterioração do nível de qualidade Seis Sigma devida somente ao deslocamento da média é detectada com maior probabilidade pelos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  do que quando ocorre com a presença do aumento da variação.

O desempenho dos gráficos de controle de Shewhart  $\bar{X}$  e  $R$  em sinalizar a perda de qualidade do processo Seis Sigma está mais relacionado à perda por deslocamento da média que por aumento da variação.

Para outros trabalhos, sugere-se uma investigação similar para a determinação dos planejamentos mais adequados na utilização de outros gráficos, tais como os gráficos de controle das Somas Acumuladas (CUSUM – “*Cumulative Sum*”) e da Média Móvel ponderada Exponencialmente (EWMA – “*Exponentially Weighted Moving Average*”).

Também seria interessante uma pesquisa com o objetivo de compreender a relação entre os ganhos com a redução da variabilidade dos processos e os custos relacionados associados.

## 6. Referências

BENDIC, V.; TILINA, D. **New Tendencies in Quality Management**. In: World Scientific and Engineering Academy and Society International Conference on Engineering Education, 7, 2010. Anais... p. 133-136.

BOARIN PINTO, S.H.; CARVALHO, M.M.; HOO, L.L. Programa Seis Sigma: aspectos sinérgicos com outras abordagens de gerenciamento da qualidade. **Revista Produção Online**. Florianópolis, v.9, n.1, p. 170-193, mar. 2009. Disponível em: <<http://producaoonline.org.br/rpo/article/viewFile/203/317>>. Acesso em: 16 ago. 2012.

- CARVALHO, C.E.V. **A melhoria da qualidade suportada na metodologia Seis Sigma: o caso da Tecnimaster**. 2008. 135 f. Dissertação (Mestrado em Gestão da Qualidade) – Universidade Fernando Pessoa. Porto, 2008.
- CARVALHO, M.M. (Coo.) **Gestão da Qualidade: teoria e casos**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 355 p.
- CHEN, H. **Study of Prevention Mechanism in Process Control**. In: INTERNATIONAL CONGRESS ON ULTRA MODERN TELECOMMUNICATIONS AND CONTROL SYSTEMS, 4, 2012. **Anais...** p. 459-462.
- COSTA, A.F.B.; EPPRECHT, E.K.; CARPINETTI, L.C.R. **Controle estatístico de qualidade**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2005. 334 p.
- FERNANDES, M.M. **Análise do processo de seleção de projetos Seis Sigma em empresas de manufatura no Brasil**. 110 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de Itajubá. Itajubá, 2006.
- LUCAS, J. M. The essential Six Sigma. **Quality Progress**, v. 35, n. 1, p. 27-31, jan. 2002.
- MARSHALL JUNIOR, I.; CIERCO, A.A.; ROCHA, A.V.; MOTA, E.B.; LEUSIN, S. **Gestão da Qualidade**. 10 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2010. 204 p.
- MATARGAS, M.; DROSINOS, E. H.; TSOLA, E.; ZOIPOULOS, P. E. Integrating statistical process control to monitor and improve carcasses quality in a poultry slaughterhouse implementing a HACCP system. **Food Control**, v. 28, p. 205-211, 2012.
- MATOS, J.L. **Implementação de um projeto de melhorias em um processo de reação química em batelada utilizando o método DMAIC**. 2003. 126 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2003.
- MONTGOMERY, D.C. **Introdução ao controle estatístico da qualidade**. 4 ed. Rio de Janeiro: LTC, 2004. 513 p.
- PINHO, C.T.A. **Seis Sigma: uma proposta para implementação da metodologia em pequenas e médias empresas**. 105 f. Dissertação (Mestrado em Ciências em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Natal, 2005
- ROTONDARO, R.G. (Coo.) **Seis Sigma: estratégia gerencial para a melhoria de processos, produtos e serviços**. 1 ed. São Paulo: Atlas, 2006. 375 p.
- WOODALL, W. H. Controversies and contradictions in statistical process control. **Journal of Quality Technology**, v. 32, n. 4, p. 341-350, out. 2000.
- ANEXO A – LEVANTAMENTO BIBLIOGRÁFICO**
- ALBIERO, D.; MACIEL, A.J.S.; MILAN, M.; MONTEIRO, L.A.; MION, R.L. Avaliação da distribuição de sementes por uma semeadora de anel interno rotativo utilizando média móvel exponencial. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 1, p. 86-95, jan./mar, 2012. Disponível em: <<http://www.ccarevista.ufc.br/seer/index.php/ccarevista/article/view/1496>>. Acesso em: 22 mai. 2013.
- BERLITZ, F.A. Controle da qualidade no laboratório clínico: alinhando melhoria de processos, confiabilidade e segurança do paciente. **Jornal Brasileiro de Patologia e Medicina Laboratorial**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 5, p. 353-363, out. 2010. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1676-24442010000500003&script=sci\\_art\\_text](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1676-24442010000500003&script=sci_art_text)>. Acesso em: 22 mai. 2013.
- CAMARGO, M.E.; SORTICA, G.S.B.; PRIESNITZ FILHO, W.; RUSSO, S.L. Análise do desempenho das cartas de controle aplicadas no serviço de logística. **Opinio: revista de ciências empresarias, políticas e sociais**, Ulbra, n.12, p. 13-18, jan./jun. 2004. Disponível em: <<http://www.ulbra.br/administracao/files/revista-opinio/opinio12.pdf>>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- CANOVA, R.; SILVA, R.P.; FURLANI, C.E.A.; CORTEZ, J.W. Distribuição de sementes por uma semeadora-adubadora em função de alterações no mecanismo dosador e de diferentes velocidades de deslocamento. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v.15, n.3, p. 299-306, jul./set., 2007. Disponível em: <<http://www.ufv.br/dea/reveng/arquivos/Vol15/v15n3p299-306.pdf>>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- CASARIN, V.A.; LÍRIO, G.W.; SOUZA, A.M. Avaliação do processo de transformação da garrafa PET por meio do gráfico X-barra. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 22., 2002, Curitiba. **Anais...** Curitiba, 2002. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- CHABUKSWAR, A.R.; JAGDALE, S.C.; KUCHEKAR, B.S.; JOSHI, V.D.; DESHMUKH, G.R.; KOTHAWADE, H.S.; KUCHEKAR, A.B.; LOKHANDE, P.D. Six Sigma: Process of understanding the control and capability of ranitidine hydrochloride tablet. **Journal of Young Pharmacists**, v. 3, n. 1, p. 15-25, jan./mar. 2011. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0975148311310047>>. Acesso em: 08 mai. 2013.
- CHRISTINO, E.M.; BONDUELLE, G.M.; IWAKIRI, S. Aplicação de cartas de controle no processo de fabricação de pisos sólidos de tauari (Couratari oblongifolia). **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 3, p. 299-304, jul./set. 2010. Disponível em: <[http://www.dcf.ufla.br/cerne/artigos/25-10-20104048v16\\_n3\\_artigo%2006.pdf](http://www.dcf.ufla.br/cerne/artigos/25-10-20104048v16_n3_artigo%2006.pdf)>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- CORRÊA, J.M.; CHAVES NETO, A. Estudo do controle e análise da capacidade do processo de produção de água potável. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 41., 2009, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, 2009. Disponível em: <<http://www.din.uem.br/sbpo/sbpo2009/artigos/52511.pdf>>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- CORREIA, J.M.S.; RIBEIRO, C.P.; LOPES, L.M.; OLIVEIRA, L.T.; SILVA, R.F. Avaliação do processo de produção de medicamento manipulado sob a fórmula de cápsulas utilizando o controle estatístico de processo. In: SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 19., 2012, Bauru. **Anais...** Bauru, 2012. Disponível em: <[http://www.simpep.feb.unesp.br/anais\\_simpep.php?e=7](http://www.simpep.feb.unesp.br/anais_simpep.php?e=7)>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- COSTA, A.H.; LIMA, J.F.G.; LIMA, M.B.F. Utilização do controle estatístico de processo: proposta de alteração do miolo da bola de futebol de campo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 30., 2010, São Carlos. **Anais...** São Carlos, 2010. Disponível

- em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- COSTA, W.O.; QUEIROZ, F.C.B.P.; CIRINO, S.R.A. Controle estatístico do processo para melhoria da qualidade: estudo de caso em uma indústria alimentícia potiguar. In: SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 19., 2012. Bauru. **Anais...** Bauru, 2012. Disponível em: <[http://www.simpep.feb.unesp.br/anais\\_simpep.php?e=7](http://www.simpep.feb.unesp.br/anais_simpep.php?e=7)>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- EHIE, I.; SHEU, C. Integrating Six Sigma and theory of constraints for continuous improvement: a case study. **Journal of Manufacturing Technology Management**, v. 16, n. 5, p. 542-553, 2005. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/1741-038X.htm>>. Acesso em: 08 mai. 2013.
- FERNANDES, A.P.L.M.; COSTA, C.E.S.; SOUZA, E.Z.O.; BARBOSA, M.A.C. O uso de controle estatístico de processo na gestão da qualidade. Estudo de caso: Grupo Coringa - AL. **Ingepro.**, v. 03, n. 06, p. 46-54, 2011. Disponível em: <[http://www.ingepro.com.br/Publ\\_2011/Jun/447%20pg%2046-54.pdf](http://www.ingepro.com.br/Publ_2011/Jun/447%20pg%2046-54.pdf)>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- FERREIRA, P.O. **Utilização do controle estatístico do processo no monitoramento do peso médio de cápsulas de tuberculostáticos**: estudo de caso no NUPLAM-RN. 2008. 101 f. Dissertação (Mestrado em Ciências em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2008. Disponível em: <<ftp://ftp.ufrn.br/pub/biblioteca/ext/bdtd/PaulaOF.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2013.
- FERREIRA, P.O.; MEDEIROS, P.G.; OLIVEIRA, L.M. Utilização do controle estatístico do processo para o monitoramento do peso médio de cápsulas de tuberculostáticos: um estudo de caso. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 28., 2008. Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 11 abr. 2013.
- FLORES, J.H.F.; PEDRINI, D.C.; WERNER, L. Seis Sigma: Uma visão global de duas empresas brasileiras do setor minero-metalúrgico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 29., 2009, Curitiba. **Anais...** Salvador, 2009. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 07 mai. 2013.
- GUIMARÃES, I.F.G.; RIBEIRO, P.G.; SILVA, N.F. Projeto lean seis sigma e a sua relevância na redução de perdas na produção de enzima em uma empresa de produção farmacêutica. In: SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 13., 2006. Bauru. **Anais...** Bauru, 2006. Disponível em: <[http://www.simpep.feb.unesp.br/anais\\_simpep\\_aux.php?e=13](http://www.simpep.feb.unesp.br/anais_simpep_aux.php?e=13)>. Acesso em: 11 abr. 2013.
- JESUATTO, V.S.; GROFF, A.M.; CAMPOS, R.V.M.; ROCHA, R.P.; COELHO, T.M. Aplicação do controle estatístico do processo na produção de pizzas congeladas - Estudo de caso. In: ENCONTRO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO AGROINDUSTRIAL, 4., 2010. Campo Mourão. **Anais...** Campo Mourão, 2010. Disponível em: <[http://www.fecilcam.br/anais\\_iveepa/arquivos/4/4-04.pdf](http://www.fecilcam.br/anais_iveepa/arquivos/4/4-04.pdf)>. Acesso em: 15 abr. 2013.
- KNOWLES, G.; JOHNSON, M.; WARWOOD, S. Medicated sweets variability: a six sigma application at a UK food manufacturer. **The TQM magazine**, v. 16, n. 4, p. 284-292, 2004. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=842116&show=html>>. Acesso em: 15 abr. 2013.
- KUMAR, M.; ANTONY, J.; ANTONY, F.J.; MADU, C.N. Wining customer loyalty in an automotive company throw Six Sigma: a case study. **Quality and Reliability Engineering International**, v. 23, p. 849-866, 2007. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/>>. Acesso em: 08 mai. 2013.
- KUMAR, M.; ANTONY, J.; SINGH, R.K.; TIWARI, M.K.; PERRY, D. Implementing the Lean Sigma framework in an indian SME: a case study. **Production Planning & Control**, v. 17, n. 4, p. 407-423, 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/09537280500483350>>. Acesso em: 22 mai. 2013.
- KUROKAWA, E.; BORNIA, A.C. **Uma proposta para a utilização do controle estatístico do processo (CEP) através da carta "X" como uma ferramenta gerencial para a avaliação da vazão mínima noturna de um setor**. Disponível em: <<http://www.lenhs.ct.ufpb.br/html/downloads/serea/trabalhos/TrabPZ.htm>>. Acesso em: 15 abr. 2013.
- LAUREANI, A.; ANTONY J.; DOUGLAS, A. Lean six sigma in a call centre: a case study. **International Journal of Productivity and Performance Management**. V. 59, n. 8, p. 757-768, 2010. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?issn=1741-0401>>. Acesso em: 15 abr. 2013.
- LIMA, A.A.N.; LIMA, J.R.; SILVA, J.L.; ALENCAR, J.R.B.; SOARES-SOBRINHO, J.L.; LIMA, L.G.; ROLIM-NETO, P.J. Aplicação do controle estatístico de processo na indústria farmacêutica. **Revista de Ciências Farmacêuticas Básica e Aplicada**, v. 27, n.3, p.177-187, 2006. Disponível em: <[http://serv-bib.fcfar.unesp.br/seer/index.php/Cien\\_Farm/article/viewFile/380/364](http://serv-bib.fcfar.unesp.br/seer/index.php/Cien_Farm/article/viewFile/380/364)>. Acesso em: 22 mai. 2013.
- LOPES, C.P.; AKABANE, C.K.; BARRETO, R.M.; SOARES, W.L.P. Aplicação do Lean Seis Sigma como método para redução de custos nos serviços logísticos da DHL Global Forwarding. eGesta: **Revista Eletrônica de Gestão de Negócios**, v. 6, n. 1, p. 21-45, jan./mar. 2010. Disponível em: <<http://www.unisantos.br/mestrado/gestao/egesta/artigos/206.pdf>>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- MALEYEFF, J.; KRAYENVENGER, D.E. Goal setting with Six Sigma mean shift determination. **Aircraft Engineering and Aerospace Technology**, v. 76, n. 6, p. 577-583, 2004. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?issn=0002-2667>>. Acesso em: 08 mai. 2013.
- OLIVEIRA, C.C.; CAMPANER, G.; TAKEDA, F.; XAVIER, A.A.P. Utilização do Controle Estatístico do Processo (CEP) para monitoramento da graduação alcoólica (°INPM) na produção de álcool. **Revista Brasileira de Tecnologia Agroindustrial**. Ponta Grossa, v.5, n.1, p. 293-305, 2011. Disponível em: <<http://revistas.utfpr.edu.br/pg/index.php/rbta/article/view/659/686>>. Acesso em: 06 mai. 2013.
- OLIVEIRA, C.C.; IAMAGAMIN, A.; ROCHA, R.P.; SCANDELARI, S. Aplicação de ferramentas da qualidade no acompanhamento e controle de perdas de embalagens da produção de resfriados temperados. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 29., 2009, Salvador. **Anais...** Salvador, 2009. Disponível em:



<<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 06 mai. 2013.

OLIVEIRA, F.B.; CARDOSO, A.A.; CHAVES, C.A.; CORREA, V.A.; CAMARGO, J.R. Aplicação da metodologia seis sigma na redução de defeitos na face de válvulas de admissão e escape. **Revista Ciências Exatas**, Taubaté, v. 16, n. 2, p. 24-30, 2010. Disponível em: <<http://periodicos.unitau.br/ojs-2.2/index.php/exatas>>. Acesso em: 22 mai. 2013.

OLIVEIRA, J.B.; SOUSA JUNIOR, ALMEIDA, A.D.; A.M.; SILVA, T.M. Perspectiva de integração das ferramentas da qualidade com base em um framework metodológico: Análise da variabilidade de processos produtivos em uma agroindústria. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 30., 2010. São Carlos. **Anais...** São Carlos, 2010. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 06 mai. 2013.

O'NEILL, M.; DUVALL, C. A Six Sigma quality approach to workplace evaluation. **Journal of Facilities Management**, v. 3, n. 3, p. 240-253, 2005. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=1528582&show=html>>. Acesso em: 08 mai. 2013.

PEDRINI, D.C.; TEN CATEN, C.S.; SOARES, A.B.; CAMPOS, M.S. Gráficos de controle para média e desvio-padrão com tamanho de amostra variável: uma aplicação em uma indústria do setor metalúrgico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 27., 2007, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu, 2007. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 07 mai. 2013.

SALVI, J.V.; MATOS, M.A.; MILAN, M. Avaliação do desempenho de dispositivo de corte de base de colhedora de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.27, n.1, p.201-209, jan./abr. 2007. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-69162007000100014&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-69162007000100014&script=sci_arttext)>. Acesso em: 07 mai. 2013.

SANTOS, A.R.S.; BREIER, G.P.; TEN CATEN, C.S. Controle estatístico do processo: variação da característica espessura durante o processo de fabricação em uma máquina de papel. In: SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 19., 2012. Bauru. **Anais...** Bauru, 2012. Disponível em: <[http://www.simpep.feb.unesp.br/anais\\_simpep.php?e=7](http://www.simpep.feb.unesp.br/anais_simpep.php?e=7)>. Acesso em: 06 mai. 2013.

SILVA JÚNIOR, I.F.; OLIVEIRA, V.C. A aplicação do controle estatístico de processo numa indústria de beneficiamento de camarão marinho no estado do Rio Grande do Norte. **Revista Gestão Industrial**, Ponta Grossa, v. 01, n. 03, p. 059-069, 2005. Disponível em: <<http://revistas.utfpr.edu.br/pg/index.php/revistagi/article/view/154>>. Acesso em: 07 mai. 2013.

SOUSA, T.B.; MARCHIZELLI, C.L.; TAROCO, D. Aplicação da metodologia Seis Sigma em uma indústria alimentícia: um estudo de caso. In: SIMPÓSIO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 19., 2012. Bauru. **Anais...** Bauru, 2012. Disponível em: <[http://www.simpep.feb.unesp.br/anais\\_simpep.php?e=7](http://www.simpep.feb.unesp.br/anais_simpep.php?e=7)>. Acesso em: 06 mai. 2013.

STEFANI, R.Z.; NODARI, C. Aplicação da ferramenta de CEP num processo siderúrgico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 28., 2008. Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>.

Acesso em: 11 abr. 2013.

TENNANT, R.; MOHAMMED, M.A.; COLEMAN, J.J.; MARTIN, U. Monitoring patients using control charts: a systematic review. **International Journal for Quality in Health Care**, v. 19, n. 4, p. 187-194, jun. 2007. Disponível em:

<<http://intqhc.oxfordjournals.org/content/19/4/187.full.pdf>>. Acesso em: 08 mai. 2013.

TOLEDO, A.; TABILE, R.A.; SILVA R.P.; FURLANI, C.E.A.; MAGALHÃES, S.C.; COSTA, B.O. Caracterização das perdas e distribuição de cobertura vegetal em colheita mecanizada de soja. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.28, n.4, p.710-719, out./dez. 2008. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0100-69162008000400011](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162008000400011)>. Acesso em: 07 mai. 2013.

VILAÇA, A.C.; OLIVEIRA, R. C. B. Utilização do Controle Estatístico de Processo para avaliação de pesos de massas para pastel. **FAZU em Revista**, Uberaba, n. 8, p. 137-146, 2011. Disponível em: <<http://www.fazu.br/ojs/index.php/fazuemrevista/article/view/352/273>>. Acesso em: 06 mai. 2013.

VILAÇA, L.L.; CARVALHO, P.F.; OLIVEIRA, G.C.; CORTES, J.M.R. Melhoria do controle de peso de leite em pó enlatado em uma fábrica de laticínios. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 30., 2010. São Carlos. **Anais...** São Carlos, 2010. Disponível em: <<http://www.abepro.org.br/publicacoes/>>. Acesso em: 22 mai. 2013.