# Gráficos de controle para variáveis

Denise A. Botter

12/08/2013

Após estabilizar o processo, inicia-se a construção dos gráficos de controle.

Variáveis: Gráfico da média  $\overline{X}$  e da amplitude R.

### 1. Gráficos de controle de $\overline{X}$ e R.

Gráfico  $\overline{X}$ : monitorar a centralidade.

Gráfico R: monitorar a dispersão.

## 1.1. Gráfico $\bar{X}$

Linha média (LM): localizada na média (valor esperado) de  $\overline{X}$ 

Limites de controle: estabelecidos a 3 desvios padrões da média

$$LSC_{\overline{X}} = \mu_{\overline{X}} + 3\sigma_{\overline{X}}$$

$$LM_{\overline{X}} = \mu_{\overline{X}}$$

$$LIC_{\overline{Y}} = \mu_{\overline{Y}} - 3\sigma_{\overline{Y}}$$

Limites de controle com 3 desvios padrões de afastamento em relação à linha média ("limites três-sigma"): propostos por Shewhart que se baseou no seguinte lema: " se o processo está controlado, evite ajustes desnecessários, que só tendem a aumentar sua variabilidade". Com os limites três-sigma, enquanto o processo estiver controlado, raramente um ponto cairá fora desses limites (indicação de intervenção no processo para ajustes).

Assim, raramente haverá interferência num processo controlado.

# Intervenções desnecessárias:

- são perigosas, pois podem desajustar o processo
- geram custos com a interrupção e a investigação de causas especiais inexistentes.

$$\mu_{\overline{X}} = \mu_X = \mu$$

$$\sigma_{\overline{X}}^2 = \frac{\sigma_X^2}{n} = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$\sigma_{\overline{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Quando o processo está estável, sob controle, isento de causas denotamos  $\mu = \mu_0$  e  $\sigma = \sigma_0$ . Substituindo  $\mu_0$  e  $\sigma_0$  por suas estimativas (na prática estes parâmetros são desconhecidos), obtemos para o gráfico de  $\overline{X}$ 

3

$$LSC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 + 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}}$$

$$LM_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0$$

$$LIC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 - 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}}$$

Para o processo ajustado e estável em  $\mu_0$  e  $\sigma_{0,}$  o intervalo  $\pm$  3  $\sigma_0/\sqrt{n}$  engloba 99,73% dos valores de  $\overline{X}$ . Consequentemente, há pouca chance de uma média amostral  $\overline{X}$  cair "fora" desse intervalo. Assim, se um valor de  $\overline{X}$  cair fora desse intervalo, é provável que  $\mu$  tenha se alterado, não sendo mais  $\mu_0$  por conta de alguma causa especial.

#### 1.2. Gráfico R

Limites três-sigma:

$$LSC_R = \mu_R + 3\sigma_R$$

$$LM_R = \mu_R$$

$$LIC_R = \mu_R - 3\sigma_R$$

Se  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , então temos os seguintes momentos para a amplitude amostral R:

$$\mu_R = d_2 \sigma e \sigma_R = d_3 \sigma$$
,

sendo d<sub>2</sub> e d<sub>3</sub> constantes tabeladas em função de n.

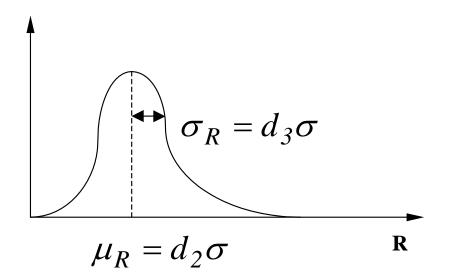


Figura 1: Distribuição da amplitude R

n	2	3	4	5	6	7
$d_2$	<i>1,128</i>	1,693	2,059	2,326	2,534	2,704
$d_3$	0,853	0,888	0,880	0,864	0,848	0,833

Para o processo estável temos  $\sigma = \sigma_0$ . Substituindo  $\sigma_0$  por sua estimativa  $\hat{\sigma}_0$  vem que

LSC<sub>R</sub> = 
$$d_2 \hat{\sigma}_0 + 3 d_3 \hat{\sigma}_0 = \hat{\sigma}_0 (d_2 + 3d_3)$$
  
LM<sub>R</sub> =  $d_2 \hat{\sigma}_0$   
LIC<sub>R</sub> =  $\hat{\sigma}_0 (d_2 - 3d_3)$ 

**Observação**: Se, por acaso,  $LIC_R < 0$ , adotamos  $LIC_R = 0$ , ou seja, o  $LIC_R$  está ausente.

Para um processo estável, a probabilidade de uma amplitude R cair fora dos limites de controle é muito pequena; quando isto ocorre, questionamos se a variabilidade do processo alterou-se.

**Exemplo**. Se  $\sigma$  aumenta, E(R) e DP(R) aumentam. Isto implica em valores maiores de R. Se R for maior que o LSC<sub>R</sub>, "soará um alarme" de que o desvio padrão  $\sigma$  do processo aumentou.

**Observação**: Os limites de controle para o gráfico  $\overline{X}$  dependem de  $\mu_0$  ( $\hat{\mu}_0$ ) e de  $\sigma_0$  ( $\hat{\sigma}_0$ ). Já, os limites de controle do gráfico R só dependem de  $\sigma_0$  ( $\hat{\sigma}_0$ ). Assim, iniciamos a construção dos gráficos de controle pelo gráfico R.

#### 1.3. Estimativas

Dado um conjunto de m amostras, cada uma de tamanho n, temos:

$$\hat{\mu}_0 = \overline{\overline{X}} = \frac{\sum_{i=1}^m \overline{X}_i}{m},$$

sendo  $\overline{X}_i$  a média amostral da amostra i e  $\overline{\overline{X}}$  a média amostral de todas as observações.

8

Quando utilizamos o gráfico de  $\overline{X}$  em conjunto com o gráfico R, temos

$$\hat{\sigma}_0 = S_D = \overline{R}/d_2$$

sendo  $\bar{R}$  a média aritmética dos m valores  $R_i$ , ou seja,

$$\overline{R} = \frac{\sum_{i}^{m} R_{i}}{m}.$$

Quando usamos  $\hat{\sigma}_0 = \overline{R}/d_2$ , temos

$$LSC_{R} = d_{2} \frac{\overline{R}}{d_{2}} + 3d_{3} \frac{\overline{R}}{d_{2}} = \overline{R}(1 + \frac{3d_{3}}{d_{2}})$$

$$LM_{R} = d_{2} \frac{\overline{R}}{d_{2}} = \overline{R}$$

$$LIC_{R} = \overline{R}(1 - \frac{3d_{3}}{d_{2}})$$

**Exemplo.** A tabela que segue apresenta valores de  $X_{ij}$ , volume do jésimo saquinho de leite pertencente à i-ésima amostra, e de  $R_i$ , amplitude da i-ésima amostra, para 25 amostras (subgrupos racionais) de tamanho 5 (m = 25 e n = 5), bem como a amplitude média  $\overline{R}$ . Com base em  $\overline{R}$  temos

$$\hat{\sigma}_0 = S_D = \overline{R} / d_2 = 11,0/2,326 = 4,729$$

Observar que  $\hat{\sigma}_0$  foi calculado supondo estabilidade do processo.

Tabela 1: Valores de  $X_{ij}$  e  $R_i$ 

	$X_{i1}$	$X_{i2}$	$X_{i\beta}$	$X_{i4}$	$X_{i5}$	$R_i$
1	1004,6	997,3	1003,0	1005,9	995,8	10,1
2	1001,6	1008,6	997,9	1001,3	999,1	10,7
3	999,1	992,6	1001,1	1001,6	1002,9	10,3
4	1007,9	997,5	991,3	997,8	1000,8	16,5
5	999,5	995,6	1004,3	995,6	991,4	13,0
6	1003,3	996,8	997,2	993,6	1000,1	9,7
7	999,7	1012,1	995,2	1001,8	1002,2	16,9
8	1000,1	995,3	990,0	997,5	1003,2	13,2
9	1004,3	1001,4	1001,6	999,1	996,4	7,9
10	999,0	995,8	989,9	995,1	1002,8	12,9

Tabela 1 (continuação): Valores de  $X_{ij}$  e  $R_i$ 

	$X_{i1}$	$X_{i2}$	$X_{i3}$	$X_{i4}$	$X_{i5}$	$R_i$
11	1003,2	1004,4	993,5	994,6	997,6	10,9
12	996,2	1017,3	993,6	996,5	1003,7	23,7
13	1014,0	1008,9	1004,1	1007,9	1000,7	13,3
14	1002,2	996,6	1002,7	1004,2	1001,8	7,6
<i>15</i>	998,3	997,5	1006,1	996,5	998,1	9,6
16	995,8	1000,8	999,1	1002,5	1001,0	6,7
17	1004,1	1003,0	1004,8	997,9	999,9	6,9
18	1000,1	994,9	1000,1	1004,9	997,3	10,0
19	1000,2	996,1	998,0	1006,1	999,4	10,0
20	1002,3	999,0	1000,8	1000,7	998,0	4,3

Tabela 1 (continuação): Valores de  $X_{ij}$  e  $R_i$ 

	$X_{i1}$	$X_{i2}$	$X_{i\beta}$	$X_{i4}$	$X_{i5}$	$R_i$
21	998,3	998,1	1004,2	1002,1	991,3	12,9
22	997,1	1000,7	999,8	1000,6	1001,7	4,6
23	1003,6	996,1	1001,4	998,0	991,8	11,9
24	999,9	1006,4	1005,1	999,8	1003,0	6,6
<i>25</i>	1007,3	999,8	992,5	996,2	998,2	14,8
					Média	11,0
					$R_i$	

$$LSC_R = (d_2 + 3d_3)\hat{\sigma}_0 = 23,26$$
  
 $LM_R = \overline{R} = 11,0$   
 $LIC_R = (d_2 - 3d_3)\hat{\sigma}_0 = -1,26 \Rightarrow LIC_R = 0,00$ 

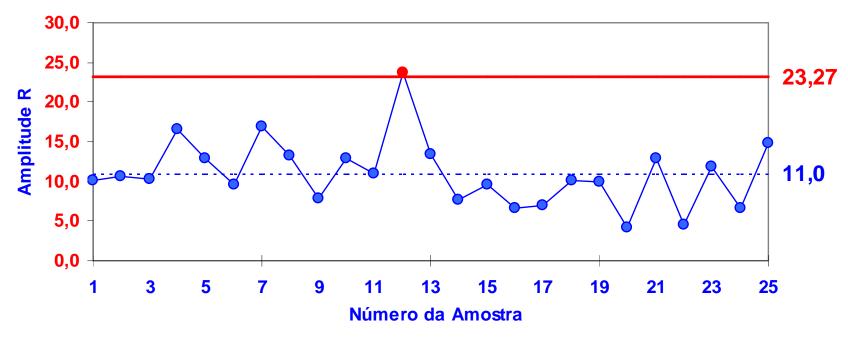


Figura 2: Gráfico da Amplitude R

A amplitude da 12<sup>a</sup> amostra é muito grande (R<sub>12</sub> acima de LSC<sub>R</sub>). É necessário encontrar um motivo para este fato.

- Causa especial diagnosticada. Só afetou a  $12^a$  amostra: eliminar essa amostra da análise. Se mais amostras forem afetadas, eliminá-las também, mesmo que estejam dentro dos limites de controle. Se essas amostras eliminadas forem muitas e restarem poucas para estimar  $\sigma_0$ , deve-se prolongar o período de coleta de amostras e coletar mais dados.
- Em geral, na prática, não é sempre possível diagnosticar a causa especial nem saber quais amostras foram afetadas. Assim, se em 25 ou 30 amostras, apenas um R<sub>i</sub> estiver fora dos limites de controle e não conseguirmos detectar a causa especial que aumentou a variabilidade, podemos ou não eliminar esse R<sub>i</sub>. Isso não afetará muito os limites de controle calculados. Se mais de um R<sub>i</sub> cair fora dos limites de controle, volta-se à etapa inicial e tenta-se descobrir as causas especiais que estão afetando o processo (ver fluxograma).

Vamos supor que a causa especial foi diagnosticada e confirmou-se que a mesma afetou apenas o 12º subgrupo racional.

Eliminamos a  $12^a$  amostra e recalculamos  $\overline{R}$ . Em seguida, refazemos o gráfico R sem a amostra 12. Notamos que a distribuição dos pontos em torno da LM é aleatória. Nenhum ponto excede o LSC<sub>R</sub>.

Uma vez construído o gráfico R, vamos construir o gráfico da média.

$$LSC_R = (d_2 + 3d_3)\hat{\sigma}_0 = 22,20$$
  $\hat{\sigma}_0 = 4,514$   $LM_R = \overline{R} = 10,5$   $LIC_R = (d_2 - 3d_3)\hat{\sigma}_0 = -1,20 \Rightarrow LIC_R = 0,00$ 

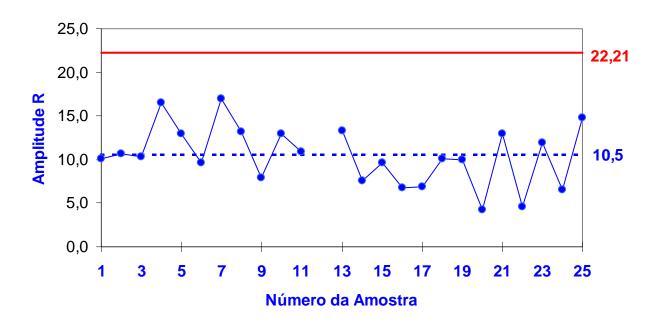


Figura 3: Gráfico da Amplitude R (sem a 12ª amostra)

Vamos considerar para a construção do gráfico da média, os valores de  $X_{ij}$  e de  $\overline{X}_i$  dos 24 subgrupos racionais de tamanho 5 (m = 24 e n = 5) e a média geral  $\overline{X}$ . Observar que a 12<sup>a</sup> amostra foi eliminada.

$$LSC_{\overline{X}} = \mu_{\overline{X}} + 3\sigma_{\overline{X}} \tag{3.1}$$

$$LM_{\overline{X}} = \mu_{\overline{X}} \tag{3.2}$$

$$LIC_{\overline{X}} = \mu_{\overline{X}} - 3\sigma_{\overline{X}} \tag{3.3}$$

$$LSC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 + 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} \tag{3.6}$$

$$LM_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 \tag{3.7}$$

$$LIC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 - 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} \tag{3.8}$$

$$\sigma_{\overline{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$$

$$\overline{\overline{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \overline{X}_i}{m}$$

$$S_D = \overline{R} / d_2$$

$$LSC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 + 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 1000, 0 + 3\frac{4,514}{\sqrt{5}} = 1006, 1$$
 (3,28)

$$LM_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 = 1000,0 \tag{3.29}$$

$$LIC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 - 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 1000, 0 - 3\frac{4,514}{\sqrt{5}} = 993,9$$
 (3.30)

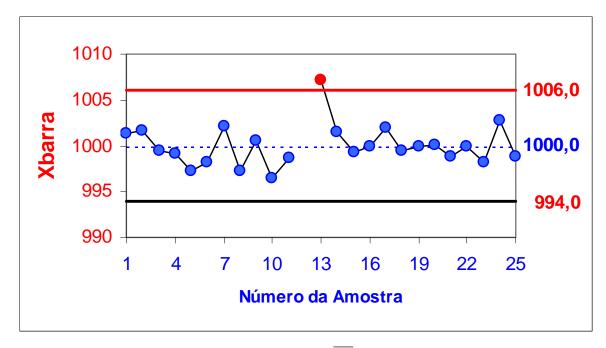


Figura 4: Gráfico da Média  $\overline{X}$  (sem a  $12^a$  amostra)

No gráfico de  $\overline{X}$  vemos que a média da 13<sup>a</sup> amostra excede o LSC. Repetir então o fluxograma. Vamos excluir a 13<sup>a</sup> amostra. Observar que quando excluímos essa amostra, não recalculamos $\overline{R}$  pois o processo estava estável quanto à dispersão com a 13<sup>a</sup> amostra incluída. Refazemos o gráfico de  $\overline{X}$ . Percebe-se que os pontos distribuem-se aleatoriamente em torno da LM e nenhum deles excede o LSC ou é inferior ao LIC.

$$LSC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 + 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 1000, 0 + 3\frac{4,514}{\sqrt{5}} = 1005, 8$$
 (3,31)

$$LM_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 = 999,7 \tag{3.32}$$

$$LIC_{\overline{X}} = \hat{\mu}_0 - 3\frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 1000, 0 - 3\frac{4,514}{\sqrt{5}} = 993,6$$
 (3.33)

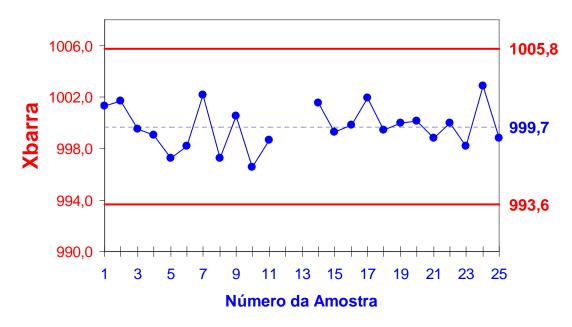


Figura 5: Gráfico da Média  $\overline{X}$  (sem a  $12^a$  e  $13^a$  amostras)

Com o processo estável e os gráficos construídos, passamos a monitorar o processo. A cada meia hora de produção, retiram-se 5 saquinhos de leite. Calculados  $\overline{X}$  e R, estes são plotados nos gráficos de controle. Os limites desses gráficos não são mais alterados, a não ser que haja mudanças no processo (mudanças físicas, por exemplo). Se novos valores de  $\overline{X}$  e de R saírem fora dos limites de controle, paramos o processo e procuramos a causa especial tentando eliminála.

#### Gráficos de Controle de $\overline{X}$ e R

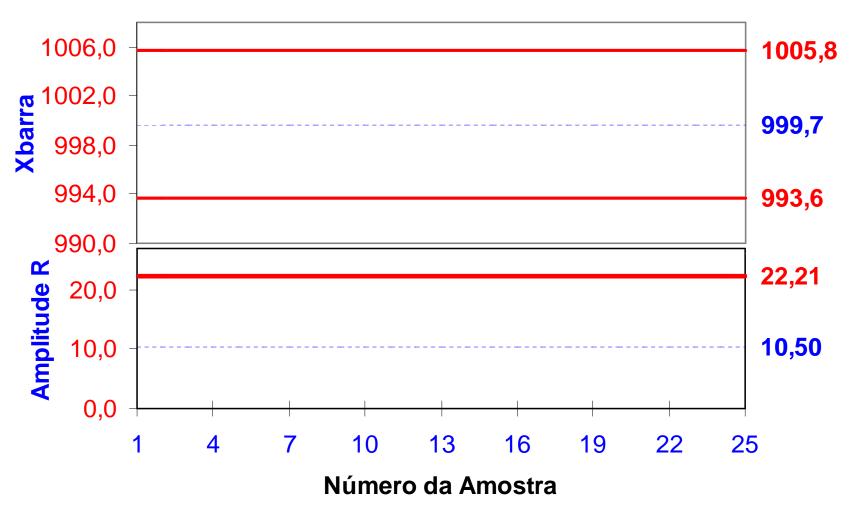


Figura 6: Gráficos da Média  $\overline{X}$  e da Amplitude R