



Amostras não unitárias no planejamento econômico de controle on-line por atributo em presença de erros de classificação

Lupércio França Bessegato (UFJF) lupercio.bessegato@ufjf.edu.br

Roberto da Costa Quinino (UFMG) roberto@est.ufmg.br

Augusto dos Reis Pereira (UFJF) augusto.pereira@ice.ufjf.br

Resumo: O controle on-line de processos consiste na inspeção de um único item a cada m (inteiro e $m \geq 2$) itens produzidos. A decisão sobre a situação do processo de produção baseia-se no resultado da inspeção. Se o processo encontra-se sob controle estatístico, a fração de itens conformes produzidos é p_1 , caso contrário, quando o processo está fora de controle, é $p_2 < p_1$. Se o item inspecionado for declarado não conforme, considera-se que o processo de produção está fora de controle e ele é paralisado e ajustado para que a fração de itens conformes retorne a sua situação original. Por outro lado, não se intervém na produção caso o item inspecionado seja classificado como conforme. Este trabalho apresenta uma extensão a esse modelo, propondo um sistema de controle on-line por atributo no qual as decisões sobre a situação do processo baseiam-se em amostras de tamanho irrestrito $n \geq 1$. Entre dois itens sucessivos da amostra podem ser produzidos itens que não serão inspecionados. As inspeções estão sujeitas a erros de classificação. A modelagem probabilística do sistema de controle utiliza as propriedades de cadeia de Markov ergódica, obtendo-se a expressão do custo médio do sistema por item produzido que pode ser minimizada por três parâmetros: o intervalo entre inspeções, m , o tamanho da amostra, n e o número mínimo de classificações conformes para não se ajustar o processo, a . O procedimento é ilustrado por uma aplicação numérica.

Palavras-chave: Controle de processo por atributo, Planejamento econômico, Erros de classificação, Cadeia de Markov.

1. Introdução

Taguchi, Elsayed e Hsiang (1989) propuseram um procedimento econômico para monitorar o controle *on-line* de processos por variável e, também, por atributo. O sistema de monitoramento é automático e permite a amostragem de um único item a cada inspeção. Em geral, o sistema proposto pode melhorar processos de alta qualidade que empregam algum tipo de controle automático através da coleta de observações individuais.

No caso de controle de processos por atributo, o processo é iniciado operando sob controle (fração de conformidade é igual a p_1). Após a ocorrência de uma causa especial (o processo está fora de controle) a fração de itens conformes produzidos muda para p_2 , $0 \leq p_2 < p_1$. A produção opera nessa condição até que seja efetuado um ajuste no processo. O processo de produção reinicia-se em sua condição inicial (fração de conformidade igual a p_1) somente após um ajuste. O procedimento consiste na inspeção de um único item a cada m itens produzidos. O problema é a determinação do intervalo ótimo entre amostragens, m , tal que seja minimizado o custo médio do sistema de controle. Por meio de simplificações e



aproximações, os autores do modelo de Taguchi obtiveram uma expressão fechada para o intervalo de amostragem ótimo (m), embora não tenham assumido um modelo probabilístico formal para o tempo de espera até a ocorrência da causa especial.

O procedimento de controle *on-line* de processos foi estudado por muitos autores incluindo-se entre eles Nayeypour e Woodall (1993), Gong e Tang (1997), Borges, Ho e Turnes (2001), Wang e Yue (2001), Dasgupta (2003), Trindade, Ho e Quinino (2007), Dasgupta e Mandal (2008) e Quinino, Colin e Ho (2010).

Nayeypour e Woodall (1993) desenvolveram um modelo para controle *on-line* de processos por atributo assumindo que a mudança do processo para a situação fora de controle ocorre segundo uma distribuição geométrica de parâmetro π . Esta abordagem é mais realística. Com as considerações probabilísticas introduzidas, entretanto, não se pode obter uma expressão explícita para o intervalo ótimo entre inspeções (m^0), demandando busca computacional na determinação do valor de minimização da função de custo médio do sistema de controle.

Borges, Ho e Turnes (2001) estudaram o impacto dos erros de classificação no modelo de Taguchi. Os autores consideraram a probabilidade de classificar um item conforme como defeituoso (α) e a probabilidade de classificar um item não conforme como conforme (β). Eles concluíram que mesmo valores pequenos (da ordem de 1%) comprometem a determinação do intervalo ótimo entre amostragens. Bessegato et al. (2011) propõem uma flexibilização do modelo de controle *on-line* de processos por atributo incorporando intervalos variáveis entre inspeções. Em todos esses modelos são utilizadas amostras unitárias.

Neste trabalho, propomos um sistema de controle *on-line* por atributos sujeito a erros de classificações, no qual as decisões sobre a situação do processo baseiam-se em amostras de tamanho $n \geq 1$. Um sistema de monitoramento com essas características pode recolher uma quantidade maior de informações do processo do que as estratégias de monitoramento que, na tomada de decisão sobre a qualidade do processo de produção, restringem a amostra a um único item. Com a amostra irrestrita, a decisão de intervenção do processo é mais precisa, podendo levar a um custo médio por item produzido menor que aquele obtido pelos procedimentos que utilizam amostra unitária. É considerada a impossibilidade de se coletar sequencialmente vários itens. Essa restrição é incorporada ao modelo considerando-se que, entre a coleta de dois itens sucessivos, são produzidos $d - 1$ ($d \geq 1$) itens que não serão inspecionados. Busca-se, portanto, a determinação do intervalo entre amostragens, do tamanho amostral e do critério de decisão ótimos, (m^0 , n^0 e a^0 , respectivamente) que minimizem o custo médio do sistema de controle,

Na Seção 2 são apresentadas as propriedades de uma cadeia de Markov ergódica que são usadas para desenvolver o modelo probabilístico e a expressão do custo médio do sistema; na Seção 3, é exposto exemplo numérico, seguido de uma discussão sobre a influência dos parâmetros probabilísticos do modelo e dos diferentes custos no planejamento ótimo na aplicação numérica. O artigo é encerrado na Seção 4, com as conclusões e as sugestões para trabalhos futuros.

2. Modelo probabilístico

O processo inicia sua operação sob controle, possuindo uma fração de itens conformes



p_1 . A duração do processo sob essa condição, medida pela quantidade de itens produzidos antes da mudança do processo, é modelada por uma distribuição geométrica com parâmetro π . Após uma falha, o processo atinge uma condição de operação fora de controle, com fração de itens conformes igual a p_2 , $p_2 < p_1$). A fração de itens conformes retorna a seu valor inicial, p_1 , apenas se o processo de produção for ajustado.

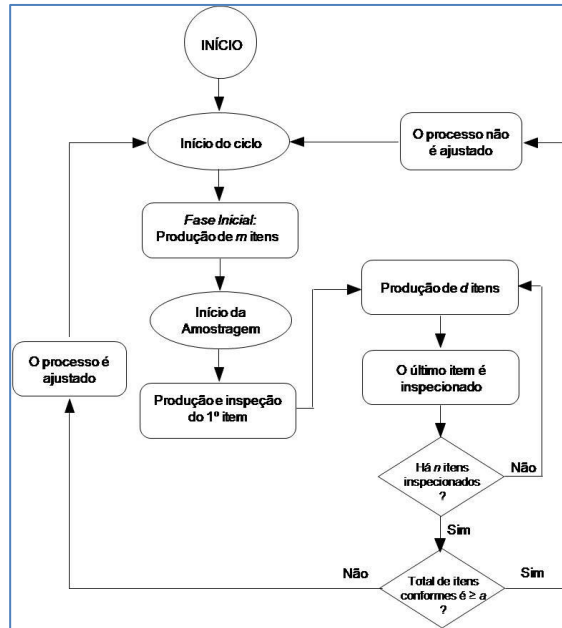


Figura 1 - Fluxograma do processo (intervenção e controle). Fonte: Elaborada pelos autores.

O monitoramento do processo se dá por meio da inspeção dos elementos de uma amostra sistemática de tamanho n , $n \geq 1$. Os itens inspecionados são submetidos a uma única classificação, sendo então descartados. Considera-se que o sistema de classificação é imperfeito, estando sujeito a erros de classificação. Seja α a probabilidade de classificar como não conforme um item realmente conforme e β , a probabilidade de classificar um item não conforme como conforme. Caso a quantidade de itens amostrais declarados conformes seja menor que a , $1 \leq a \leq n$, o processo de produção é considerado como de controle, sendo paralisado instantaneamente e ajustado para retornar à sua condição inicial. O fluxograma do sistema de controle do processo (ver a Figura 1) segue os seguintes passos: (i) o processo de controle inicia-se sob controle; (ii) produzem-se m itens durante a fase inicial do ciclo de monitoramento; (iii) produz-se e inspeciona-se o primeiro dos R itens produzidos durante a fase de amostragem do ciclo de monitoramento, $R = (n - 1)d + 1$, $R \geq n$; (iv) produzem-se os próximos d itens, inspecionando-se o último deles, $d \geq 1$ para $m > 1$ e $d = 0$ para $m = 1$. Essa operação é repetida $(n - 1)$ vezes, até se completar a amostra. O valor de d reflete a incapacidade física de o sistema de controle coletar sequencialmente os elementos amostrais; (v) se a quantidade de itens inspecionados classificados como conforme for menor que a , o processo de produção é ajustado, retornando ao passo (i), caso contrário inicia-se imediatamente o próximo ciclo de monitoramento [passo (ii)]. Quando a amostra for unitária ($n = 1$), tem-se o modelo de Taguchi, conforme a extensão proposta por Borges, Ho e Turnes (2001).



Chamamos de ciclo de regeneração o tempo entre sucessivos ajustes. Os ciclos de regeneração são independentes entre si. Por outro lado, denominamos ciclo de monitoramento (ou ciclo de inspeção) o período de tempo entre coletas sucessivas de amostras. Em cada ciclo de monitoramento são produzidos $m + R$ itens. A sequência de ciclos de regeneração é um processo de renovação.

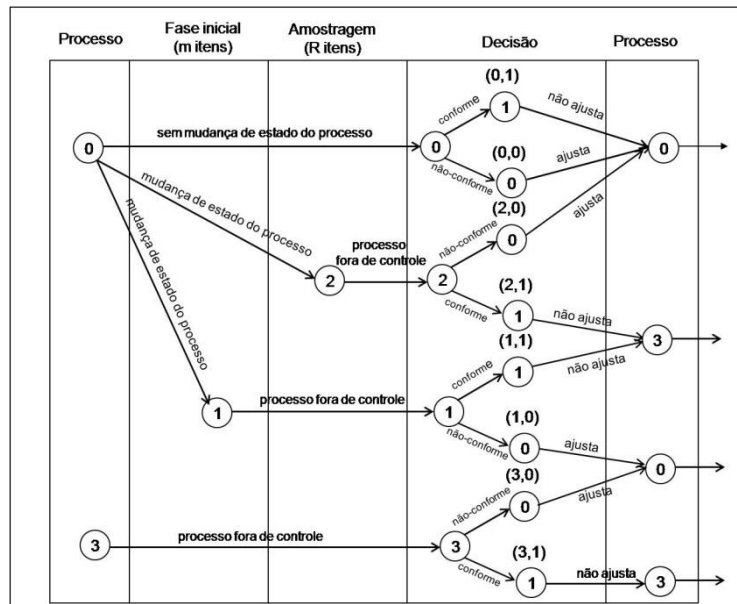


Figura 2 - Diagrama do processo de monitoramento. Fonte: Elaborada pelos autores.

As probabilidades de classificar um item inspecionado como conforme, condicionada à real situação do processo, são p_A (processo está estável) e p_D (processo está fora de controle), cujas expressões são, respectivamente:

$$p_A = p_1(1 - \alpha) + (1 - p_1)\beta \quad (1)$$

$$p_D = p_2(1 - \alpha) + (1 - p_2)\beta. \quad (2)$$

O processo de produção, o monitoramento e a regra de decisão sobre o ajuste do processo podem ser modelados por uma cadeia de Markov em tempo discreto, onde cada passo da cadeia representa um ciclo de inspeção. O espaço de estados é denotado por $E = \{(w, s); w = 0, 1, 2, 3 \text{ e } s = 0, 1\}$, onde w indica a condição do processo. Para $w = 0$, o processo mantém-se sob controle até o final do ciclo corrente (não há mudança na fração de itens conformes); $w = 1$, há mudança no estado do processo durante a produção dos m primeiros itens do ciclo corrente (fase inicial); $w = 2$, a mudança no estado do processo ocorre na fase de amostragem do ciclo corrente (durante a produção dos R últimos itens do ciclo); $w = 3$, o processo opera fora de controle durante todo o ciclo corrente, tendo a mudança de estado ocorrida em ciclos anteriores; $s = 1$, ao final da inspeção, o processo não é ajustado e $s = 0$, a produção é paralisada para ajuste no processo. A Figura 2 relaciona o processo de produção aos estados da cadeia de Markov. As probabilidades de transição dos estados são denotadas por $P_{(w_{i-1}, s_{i-1}), (w_i, s_i)}$, em que (w_i, s_i) é o estado corrente no término do i -ésimo ciclo monitorado.

A probabilidade de o processo permanecer sob controle, dado que o ciclo de



monitoramento inicia-se nessa situação, é $(1 - \pi)^{m+R}$. Quando toda a amostra é produzida com o processo operando sob controle ($w = 0$), a quantidade de itens declaradas conformes na amostragem tem distribuição binomial com parâmetros n e p_A . Assim, a probabilidade de o processo não ser ajustado é $B_a(n, p_A)$, em que $B_j(y, x) = \sum_{i=j}^y b_i(y, x)$, com $b_i(y, x) = \binom{y}{i} x^i (1-x)^{(y-i)}$. Assim empregando a expressão (1), as probabilidades de transição dos estados $(w, 0)$, $w = 0, 1, 2, 3$ para os estados $(0, 0)$ e $(0, 1)$ são, respectivamente:

$$P_{(w,0),(0,0)} = (1 - \pi)^{m+R} [1 - B_a(n, p_A)] \quad e \quad (3)$$

$$P_{(w,0),(0,1)} = (1 - \pi)^{m+R} B_a(n, p_A). \quad (4)$$

Após um ajuste do processo, a probabilidade de alteração na fração de itens conformes na fase inicial do ciclo é $1 - (1 - \pi)^m$. Associando-a à expressão da probabilidade de não se ajustar o processo exposta no parágrafo anterior, obtém-se as probabilidades de transição dos estados $(w, 0)$, $w = 0, 1, 2, 3$ para os estados $(1, 0)$ e $(1, 1)$, que são, respectivamente:

$$P_{(w,0),(1,0)} = [1 - (1 - \pi)^{m+R}] [1 - B_a(n, p_D)] \quad e \quad (5)$$

$$P_{(w,0),(1,1)} = [1 - (1 - \pi)^{m+R}] B_a(n, p_D). \quad (6)$$

Nas transições dos estados $(w, 0)$, $w = 0, 1, 2, 3$ para os estados $w = 2$ a mudança no estado do processo pode ocorrer em algum instante durante a amostragem. Considerando-se que k itens sejam inspecionados e produzidos com o processo sob controle e, em consequência, que $(n - k)$ itens da amostra sejam provenientes do processo operando fora de controle, a probabilidade desses k itens, dado que houve mudança de estado durante a coleta da amostra, é $(1 - \pi)^{m+(k-1)d+1} [1 - (1 - \pi)^d]$. Por sua vez, para não se ajustar o processo é necessário que a quantidade de itens classificados como conformes seja maior que a . Assim, pode-se verificar que a probabilidade de transição do estado $(0, 0)$ para o estado $(2, 1)$ é:

$$P_{(0,0),(2,1)} = (1 - \pi)^m \left\{ \pi B_a(n, p_D) + (1 - \pi) [1 - (1 - \pi)^d] \right. \\ \left. \times \sum_{k=1}^{n-1} (1 - \pi)^{(k-1)d} \sum_{u=0}^k b_u(k, p_A) \sum_{j=a}^n b_{j-u}(n - k, p_D) \right\}. \quad (7)$$

Calcula-se $P_{(0,0),(2,0)}$ a partir da expressão da probabilidade de ocorrência de mudança de estado do processo durante a coleta da amostra, a qual é dada por:

$$P_{(0,0),(2,1)} + P_{(0,0),(2,0)} = (1 - \pi)^m [1 - (1 - \pi)^R]. \quad (8)$$

Não são possíveis transições dos estados $(w, 0)$, $w = 0, 1, 2, 3$ para os estados $w = 3$. Assim $P_{(w,0)(3,s)} = 0$, $s = 0, 1$. Os mesmos resultados se aplicam às transições a partir do estado $(0, 1)$ já que nessa situação os ciclos também são concluídos com o processo sob controle, ou seja $P_{(0,1)(w,s)} = P_{(0,0)(w,s)}$, $\forall (w, s) \in E$.

Os estados $(3, 0)$ e $(3, 1)$ são visitados apenas se a amostra do ciclo anterior for declarada conforme ($s = 1$), com o processo de produção fora de controle ($w > 0$). Assim, para $w = 1, 2, 3$, tem-se que:



$$P_{(w,1), (3,0)} = 1 - B_a(n, p_D) \quad \text{e} \quad (9)$$

$$P_{(w,1), (1,1)} = B_a(n, p_D). \quad (10)$$

E, conseqüentemente:

$$P_{(1,1), (w,s)} = P_{(2,1), (w,s)} = P_{(3,1), (w,s)} = 0, \quad w = 0, 1, 2 \text{ e } s = 0, 1. \quad (11)$$

Com os resultados acima, a matriz de probabilidades de transição, \mathbf{P} , pode ser escrita como:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{(0,0), (0,0)} & P_{(0,0), (0,1)} & P_{(0,0), (1,0)} & P_{(0,0), (1,1)} & P_{(0,0), (2,0)} & P_{(0,0), (2,1)} & 0 & 0 \\ P_{(0,0), (0,0)} & P_{(0,0), (0,1)} & P_{(0,0), (1,0)} & P_{(0,0), (1,1)} & P_{(0,0), (2,0)} & P_{(0,0), (2,1)} & 0 & 0 \\ P_{(0,0), (0,0)} & P_{(0,0), (0,1)} & P_{(0,0), (1,0)} & P_{(0,0), (1,1)} & P_{(0,0), (2,0)} & P_{(0,0), (2,1)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & P_{(1,1), (3,0)} & P_{(1,1), (3,1)} \\ P_{(0,0), (0,0)} & P_{(0,0), (0,1)} & P_{(0,0), (1,0)} & P_{(0,0), (1,1)} & P_{(0,0), (2,0)} & P_{(0,0), (2,1)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & P_{(1,1), (3,0)} & P_{(1,1), (3,1)} \\ P_{(0,0), (0,0)} & P_{(0,0), (0,1)} & P_{(0,0), (1,0)} & P_{(0,0), (1,1)} & P_{(0,0), (2,0)} & P_{(0,0), (2,1)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & P_{(1,1), (3,0)} & P_{(1,1), (3,1)} \end{bmatrix} \quad (12)$$

A matriz \mathbf{P} é irredutível e aperiódica, possuindo uma distribuição estacionária denotada pelo vetor:

$$\boldsymbol{\pi}' = [\pi_{(w,s)}, w = 0, \dots, 3; s = 0, 1] \quad (13)$$

A probabilidade $\pi_{(w,s)}$ pode ser vista como a proporção de tempo que o sistema de produção visita o estado (w, s) , após um número suficientemente grande de inspeções. O vetor $\boldsymbol{\pi}$ é a solução do sistema de equações lineares $\boldsymbol{\pi}' = \boldsymbol{\pi}' \mathbf{P}$, sujeito à restrição $\sum_{(w,s) \in E} \pi_{(w,s)} = 1$. A solução é obtida por procedimentos numéricos disponíveis.

Custos dos estados da cadeia de Markov

A estrutura de custo é similar àquela adotada por Bessegato et al. (2012) e em trabalhos anteriores. São considerados três componentes de custo: inspeção, ajuste e envio de item não conforme ao mercado. Foi adotada a seguinte notação: c_{insp} , custo de inspeção e descarte de item produzido; c_{nc} , custo de envio de item defeituoso para o consumidor final ou para as próximas etapas do processo; c_a , custo de ajustar o processo. A expressão do custo esperado de cada estado (w, s) , $w = 0, 1, 2, 3$ e $s = 0, 1$ pode ser expressa como:

$$\phi(w, s) = n c_{insp} + \xi(w, s) + \varphi(w, s) \quad (14)$$

Em que: $n c_{insp}$ é o custo de realizar n classificações e descartes por amostra e está presente em todos os estados da cadeia; $\xi(w, s)$ é o custo esperado por ciclo referente aos itens não conformes dentre os $m + R - n$ itens não inspecionados que são enviados ao mercado e $\varphi(w, s)$ é o custo de ajuste do processo de produção por ciclo. Tem-se assim que:

$$\varphi(w, s) = \begin{cases} c_a, & \text{se } s = 0 \\ 0, & \text{se } s = 1 \end{cases}. \quad (15)$$

O processo opera sob controle quando ele alcança estados em $w = 0$. Nesses casos, o



número esperado de itens não inspecionados defeituosos por ciclo é $(1 - p_1)(m + R - n)$. Seu custo esperado é:

$$\xi(0, s) = c_{nc}(1 - p_1)(m + R - n), \quad s = 0, 1. \quad (16)$$

Quando há mudança do estado do processo durante a fase inicial do ciclo corrente, o ponto de mudança da fração de conformidade pode ocorrer em qualquer instante entre o primeiro e o m -ésimo item produzido durante o ciclo. A probabilidade de a mudança de estado ocorrer no instante t é:

$$q_m(t) = \frac{(1 - \pi)^{t-1}\pi}{1 - (1 - \pi)^m}, \quad t = 1, \dots, m \quad (17)$$

Salientando que para esses estados toda a inspeção ocorre com a produção operando fora de controle, pode-se obter o custo médio de itens não conformes enviados ao mercado nos estados em que $w = 1$, para $s = 0, 1$, que é:

$$\begin{aligned} \xi(1, s) = c_{nc} \left\{ \sum_{t=1}^m q_m(t) [(t - 1)(1 - p_1) + (m - t + 1)(1 - p_2)] + \right. \\ \left. + (1 - p_2)(R - n) \right\} \quad (18) \end{aligned}$$

Os custos médios de itens não conformes enviados ao mercado dos estados $(3, s)$, $s = 0, 1$ são similares àqueles apresentados em (16), mas com o processo operando fora de controle desde o ciclo anterior. Sua expressão é então:

$$\xi(3, s) = c_{nc}(1 - p_2)(m + R - n), \quad s = 0, 1. \quad (19)$$

Para efeitos do custo esperado de itens defeituosos enviados ao mercado dos estados $(2, 0)$ e $(2, 1)$, adotamos uma postura conservativa e consideramos desprezível a parcela de itens produzidos com o processo sob controle, assim, $\xi(2, s) = \xi(3, s)$, $s = 0, 1$.

Para um grande número de inspeções e considerando que a sequência de ciclos de regeneração é um processo de renovação, logo, pelo Teorema da Renovação, o custo médio por item (produzido e enviado ao consumidor) $[C(m, n, a)]$ é a razão entre o custo esperado por ciclo de inspeção $[E(\Phi)]$ e $m + R - n$, a quantidade de itens enviados ao mercado em cada ciclo de inspeção. Logo,

$$C(m, n, a) = \frac{E(\Phi)}{m + R - n} = \frac{\sum_{(w,s) \in E} \pi_{(w,s)} \phi(w, s)}{m + R - n} \quad (20)$$

A determinação dos valores de m , n e a que minimizam $C(m, n, a)$ é a solução do problema, que é encontrada computacionalmente por meio de algoritmo genético. A aplicação de algoritmo genético como uma ferramenta de otimização em controle estatístico de qualidade pode ser encontrada em Carlyle, Montgomery e Runger (2000), Aparisi e García-Díaz (2004) e Bessegato, Mota e Quinino (2014).

3. Aplicação numérica

O exemplo descrito nesta seção é baseado em caso real relatado em Taguchi,



Chowdhury e Wu (2004). A motivação de sua escolha é sua simplicidade e sua facilidade de adequação a outras aplicações. Outros exemplos podem incluir aplicações em manutenção preventiva na produção de semicondutores, produção de diodos em placas de circuito impresso e em processos químicos. Geralmente, o procedimento discutido aqui pode melhorar processos de alta qualidade que empregam algum tipo de controle automático por meio da coleta de observações.

A fabricação de circuitos integrados de alto volume apresenta dificuldades com o processo de solda, tais como insuficiência ou excesso de solda, projeção de solda ou posicionamento incorreto de dispositivo ou filete. Dados históricos permitem adotar, em processo de solda, $p_1 = 0,999$ como a probabilidade de conformidade do processo sob controle, podendo-se usar uma distribuição geométrica com parâmetro $\pi = 0,0001$ para descrever a mudança de estado do processo, operando fora de controle, com fração de conformidade $p_2 = 0,50$. O sistema automático de inspeção por raios-X instalado na linha de produção é imperfeito, assumindo-se os erros de inspeção $\alpha = \beta = 0,01$. Os componentes de custo são estimados em $c_{insp} = \$2,25$, $c_{nc} = \$20$ e $c_a = \$1000$.

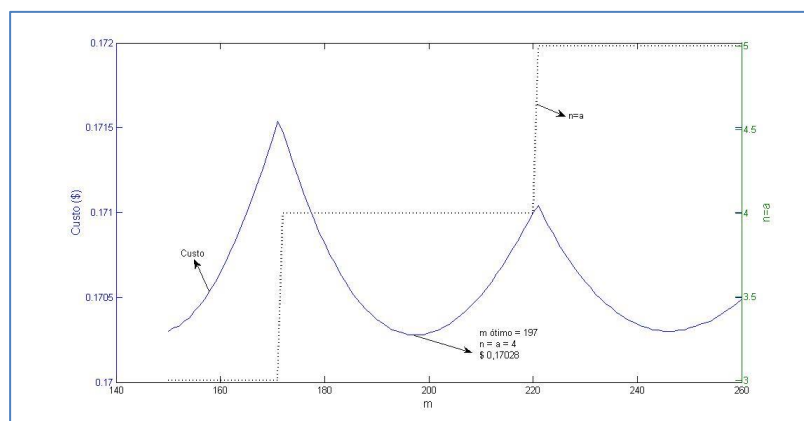


Figura 3 - Gráfico do custo esperado versus m e n. Fonte: Elaborada pelos autores.

Consideradas as condições de operação apresentadas acima a melhor estratégia encontrada pro meio da aplicação de um algoritmo genético é $m^0 = 135$, $n^0 = 5$ e $a^0 = 4$, implicando um custo médio unitário de \$0,315924. O parâmetro fixo do sistema de coleta da amostra adotado é $d = 1$. Caso seja utilizada a estratégia de amostra unitária a intervalos fixos (Borges, Ho e Turnes, 2001), o intervalo ótimo é $m^0 = 97$, que oferece um custo médio de \$0,315924 por unidade, 26,1% maior que o proposto neste trabalho.

A metodologia proposta é aplicada em exemplo numérico baseado em Bessegato et al. (2011), Trindade, Ho e Quinino (2007), Nandi e Sreehari (1997, 1999), Taguchi, Elsayed e Hsiang (1989) e em casos reais relatados em Dasgupta (2003) e Taguchi, Chowdhury e Wu (2004). A Figura 3 mostra as curvas do custo esperado *versus* o tamanho da amostra, n , o critério de decisão, a e o intervalo entre amostragens, m . Salienta-se que, para um m fixo, o custo considerado no gráfico refere-se sempre ao menor valor encontrado na busca. Por exemplo, para $m = 160$, os parâmetros $n = a = 3$ correspondem ao custo \$0,170650, que é o menor possível para esse valor de m . A melhor política é $m^0 = 135$, $n^0 = 5$ e $a^0 = 4$, correspondendo a um custo unitário de \$0,17028. A quantidade mínima de itens conformes para decidir-se pela não intervenção no processo (a) é o próprio tamanho amostral. Esse fato é esperado, em vista de serem



elevados os valores da fração de conformidade antes e depois da mudança de estado do processo (p_1 e p_2), o que induziria uma grande parcela de itens amostrais conformes para assegurar-se que o processo de produção permanece sob controle. Observa-se que custos de inspeção mais elevados, em processos de produção com possibilidade de operação com diminuição significativa da fração de conformidade do processo, aparentemente favorecem a política de amostras não unitárias.

4. Conclusões

Trabalhos anteriores relacionados com controle on-line por atributo apresentam planejamentos em que se inspeciona um único item. Nesse trabalho, propõem-se amostras não unitárias em que é possível considerar incapacidade física do sistema para coletar peças consecutivamente. Os resultados apresentados indicam que há situações para as quais essa estratégia de controle pode reduzir o custo esperado por item produzido e enviado ao mercado. Há várias áreas potenciais para pesquisa futura. Por exemplo, poderia se associar amostras de mais de um item com intervalos de amostragem variável. Esta situação pode reduzir o custo médio unitário do sistema de controle.

Agradecimento

Os autores agradecem à FAPEMIG por seu apoio financeiro ao projeto APQ-01953-12.

Referências

- APARISI, F.; GARCÍA-DIAZ, J. C. Optimization of univariate and multivariate exponentially weighted moving-average control charts using genetic algorithms. *Computers & Operations Research*. v. 31, p. 1427-1454, 2004.
- BESSEGATO, L. F.; MOTA, L. S.; QUININO, R. C. Online control by attributes in the presence of classification errors with variable inspection interval. *Communications in Statistics – Theory and Methods*. No prelo, 2014.
- BESSEGATO, L. F.; QUININO, R. C.; DUCZMAL, L. H.; HO, L. L. On-line process control using attributes with misclassification errors: an economical design for short-run production. *Communications in Statistics – Theory and Methods*. v. 41, p. 1813-1832, 2012.
- BESSEGATO, L.; QUININO, R.; HO, L. L.; DUCZMAL, L. Variable sampling interval in economical designs for online process control for attributes with misclassification errors. *Journal of the Operational Research Society*. v. 62, p. 1365-1375, 2011.
- BORGES, W.; HO, L. L.; TURNES, O. An analysis of Taguchi's on-line quality monitoring procedure for attributes with diagnosis errors. *Applied Stochastic Models in Business & Industry*. v. 17, p. 261-276, 2001.
- CARLYLE, W. M.; MONTGOMERY, D. C.; RUNGER, G. C. Optimization problems and methods in quality control and improvement. *Journal of Quality Technology*. v. 32, p. 1-17, 2000.
- DASGUPTA, T. An economic inspection interval for control of the defective items in a hot rolling mill. *Journal of Applied Statistics*. v. 30, p. 273-282, 2003.
- DASGUPTA, T.; MANDAL, A. Estimation of process parameters to determine the optimum diagnosis interval for control of defective items. *Technometrics*. v. 50, n. 2, p. 167-181, 2008.
- GONG, L.; TANG, K. Monitoring machine operations using on-line sensors. *European Journal of Operational Research*. v. 96, p. 479-492, 1997
- NANDI, S. N.; SREEHARI, M. Some Improvements in Taguchi's Economic Method Allowing Continued Quality Deterioration in Production Process. *Communications in Statistics: Theory and Methods*. v. 28, n. 5, p.



1169-1182, 1999.

NANDI S. N.; SREEHARI, M. Economic based on-line quality control method for attributes. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B.* v. 59, n. 3, p. 384-395, 1997.

NAYEBPOUR, M. R., WOODALL, W. H. An analysis of Taguchi's on-line quality monitoring procedure for attributes. *Technometrics.* v. 35, p. 53-60, 1993.

QUININO, R.; COLIN, E. C.; HO, L. L. Diagnostic errors and repetitive sequential classifications in on-line process control by attributes. *European Journal of Operation Research.* v. 201, p. 231-238, 2010.

TAGUCHI G, ELSAYED EA, HSIANG T. *Quality Engineering in Production in Systems.* New York: McGraw-Hill. 1989. 192 p.

TAGUCHI G, CHOWDHURY S, WU Y. *Taguchi's Quality Engineering Handbook.* New Jersey: John Wiley-Interscience. 2004. 1696 p.

TRINDADE, A. L. G.; HO, L. L.; QUININO, R. C. Monitoring process for attributes with quality deterioration and diagnosis errors. *Applied Stochastic Models in Business and Industry.* v. 23, n. 4, p. 339-358, 2007.

WANG, M. C.; YUE, J. Economic design of process adjustment for on-line control. *International Journal of Production Research.* v. 29, p. 805-823, 2001.