

CONTROLE ESTATÍSTICO DE QUALIDADE E DE PROCESSOS EM UMA ORGANIZAÇÃO DO SETOR ALIMENTÍCIO LOCALIZADA NA MESORREGIÃO DO ALTO PARANAÍBA

**Gustavo Alves de Melo (Universidade Federal de Viçosa - Campus
Rio Paranaíba)**

gustavo_melocp@hotmail.com

**Maria Gabriela Mendonça Peixoto (Universidade Federal de
Viçosa - Campus Rio Paranaíba)**

mgabriela@ufv.br

**Samuel Borges Barbosa (Universidade Federal de Viçosa -
Campus Rio Paranaíba)**

osamuelbarbosa@gmail.com

**Maria Cristina Angélico Mendonça (Universidade Federal de
Lavras)**

mariacam@dae.ufla.br

**Fátima Machado de Souza Lima (Universidade Federal de Ouro
Preto - Campus João Molevade)**

fatimamsouzalima@gmail.com

O presente estudo trata de uma análise estatística do processo de produção em uma organização do setor alimentício, especificamente, do ramo de raízes. Além disso, este estudo se caracteriza pela utilização de uma análise híbrida com a fusão de aspectos q

Palavras-chave: Processo, variabilidade, qualidade, gráficos de controle, mandioca.



1. Introdução

A busca pela excelência no gerenciamento de processos produtivos tem se tornado uma prática recorrente desenvolvida pelas organizações frente ao atual cenário competitivo (MONTGOMERY, 2009; BURR, 2018). Dessa maneira, o emprego de ferramentas de qualidade como o Controle Estatístico de Qualidade e de Processos corresponde a um caminho estruturado para o alcance da eficiência operacional da cadeia de valores, bem como da satisfação de clientes (CHANDRA, 2001).

Neste contexto, o Controle Estatístico de Processo (CEP) tem como objetivo monitorar as adequações dos processos produtivos ao que foi pré-definido no projeto (HAMMER, 2015). Segundo Montgomery (2009) e Johnson (2017), o Controle Estatístico de Processo (CEP) é uma poderosa ferramenta de resolução de problemas, sendo útil na obtenção da estabilidade do processo e na melhoria da capacidade, através da redução da variabilidade. Tais ferramentas permitem a redução das causas de problemas e auxiliam na solução de fatores que podem interferir na qualidade da produção (CHANDRA, 2001).

Com relação ao Controle Estatístico de Qualidade (CEQ) este também pode ser quantificado, haja vista que não necessariamente todas as partes preestabelecidas em um projeto serão cumpridas (MONTGOMERY, 2009; BURR, 2018). Sendo assim, o termo qualidade pode ser descrito como a conformidade do produto ou serviço com o que foi pré-definido pela equipe de projeto, onde são levados em consideração todas as exigências do mercado consumidor e a adequação à planta de produção (MIAH, 2016).

Por fim, com relação ao histórico de desenvolvimento do controle estatístico, de modo geral, tem-se que este ocorreu na década de 20, com a presença da análise dos processos e produção em série partindo de uma verificação de sistemas sequenciais, o que atualmente pode ser utilizado para a implementação de modelos de melhoria contínua (MONTGOMERY, 2009; MITRA, 2016). Neste contexto, o presente estudo teve como objetivo avaliar o processo de empacotamento do cultivar mandioca praticado pela organização em questão, além de propor ações que contribuam para o melhor desempenho deste. Vale ressaltar a importância deste estudo no desenvolvimento de atividades de gerenciamento e controle para obtenção de níveis superiores de qualidade do produto (MONTGOMERY, 2009).

2. Fundamentos do Controle Estatístico de Qualidade e de Processos (CEQP)

A utilização do Controle Estatístico de Processo (CEP) nos processos produtivos tem como objetivo detectar rapidamente variações sistemáticas dos parâmetros para possíveis tomadas

de decisões (SMITH; FINGAR, 2003). Já o Controle Estatístico da Qualidade (CEQ) busca o monitoramento dos processos através de ferramentas estatísticas como o gráfico de controle de Shewhart aliado a ferramentas como o diagrama de Ishikawa e o ciclo *PDCA* (FEIGENBAUM, 1983; LINDSAY; EVANS, 2010). A fusão de ambos reflete em bases altamente eficientes que, atuando de forma conjunta implicam na melhoria contínua da qualidade e da produtividade (LINDSAY; EVANS, 2010; MITRA, 2016).

Para Montgomery (2009), em qualquer processo de produção, independentemente de quão bem planejado ou cuidadosamente mantido ele seja, uma certa quantidade de variabilidade inerente ou natural sempre existirá. Ainda para Montgomery (2009) essa variabilidade natural é um efeito cumulativo de muitas causas pequenas, essencialmente inevitáveis. Essas causas são as chamadas "causas aleatórias ou comuns". Quando um processo produtivo apresenta apenas a variabilidade natural, isto é, opera apenas com as causas aleatórias da variação, diz-se que ele está sob controle estatístico ou simplesmente em controle (MONTGOMERY, 2009; MITRA, 2016). Quando outras fontes de variações incomuns, chamadas de causas especiais ou atribuíveis, começam a atuar no equilíbrio do processo, além das causas comuns de variabilidade, diz-se que o processo está fora de controle (POWELL, 1995; MONTGOMERY, 2009; MITRA, 2016).

Assim, uma vez identificadas as causas especiais, estas devem ser eliminadas, sendo que medidas preventivas devem ser impostas a fim de alcançar o ajuste e estabilidade do processo (MITRA, 2016). Vale ressaltar a importância dos gráficos de controle, ou cartas de controle, no auxílio da detecção de causas especiais e monitoramento dos processos (MITRA, 2016). Frente a isso, considerando \bar{X} como uma variável contínua de interesse, o gráfico de controle da média amostral \bar{X} é usado para monitorar a centralidade dos processos (MONTGOMERY, 2009). A estimativa da Linha Média (LM) para o gráfico de centralidade (\bar{X}) é localizada na média, valor esperado, de \bar{X} . Assim os limites de controle são normalmente estabelecidos a três desvios-padrão dessa média, isto é (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; DALE, 2015):

$$LSC_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} + 3\sigma_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 + 3 \frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} \quad (1)$$

$$LM_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 \quad (2)$$

$$LIC_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} - 3\sigma_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 - 3 \frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} \quad (3)$$

Os valores de "3 σ " superior e inferior à linha média (LM) foram estimados por Shewhart com o intuito da probabilidade de alarme falso ser diminuída, evitando inspeções desnecessárias de um processo que está em controle (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; LINDSAY; EVANS, 2010). Como σ_0 e μ_0 não são conhecidos com precisão absoluta, eles são estimados por: $S_D = \hat{\sigma}_0 = \bar{R}/d_2$ e $\hat{\mu}_0 = \bar{\bar{X}}$.

Para a análise de desempenho do gráfico de \bar{X} são consideradas as seguintes hipóteses:

- μ_0 (Processo em controle);
- μ_1 (Processo fora de controle).

Sabendo que o erro do Tipo I (α) é dado pela rejeição de H_0 quando ela é verdadeira e o erro Tipo II (β) a não rejeição de H_0 quando esta é falsa, as probabilidades de ocorrência desses erros correspondem à (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MITRA, 2016):

$$\alpha = \Pr [\bar{X} > LSC_{\bar{X}} \text{ ou } \bar{X} < LIC_{\bar{X}} | \mu = \mu_0] \text{ (Probabilidade de alarme falso)} \quad (4)$$

$$\beta = \Pr [LIC_{\bar{X}} < \bar{X} < LSC_{\bar{X}} | \mu \neq \mu_0] \text{ (Probabilidade de não-detecção)} \quad (5)$$

Assim, calculando o erro Tipo II (β), o poder de detecção do gráfico de \bar{X} é dado por:

$$Pd = 1 - \beta \quad (6)$$

No que se refere a amplitude (R) das amostras, a principal função do gráfico de R consiste no monitoramento da dispersão do processo. Analogamente, para os limites de controle do gráfico de R tem-se (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; ROSS, 2017):

$$LSC_R = \mu_R + 3\sigma_R = d_2\hat{\sigma}_0 + 3d_3\hat{\sigma}_0 \quad (7)$$

$$LM_R = \mu_R = d_2\hat{\sigma}_0 \quad (8)$$

$$LIC_R = \mu_R - 3\sigma_R = d_2\hat{\sigma}_0 - 3d_3\hat{\sigma}_0 \quad (9)$$

uma vez que $\mu_R = d_2\sigma$ e $\sigma_R = d_3\sigma$.

Para a análise de desempenho do gráfico de R também são consideradas algumas hipóteses, a saber:

- $H_0: \mu = \mu_0$ (Processo em controle);

- $H_1: \mu_0 \neq \mu_1$ (Processo fora de controle).

Assim, há as seguintes estimativas para α e β (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MONTGOMERY, 2009):

$$\alpha = 1 - \Pr [LIC_R \leq R \leq LSC_R | \sigma = \sigma_0] \quad (10)$$

$$\beta = \Pr [LIC_R \leq R \leq LSC_R | \sigma \neq \sigma_0] \quad (11)$$

Além disso, para a análise de desempenho conjunto dos gráficos de \bar{X} e R , tem-se as seguintes hipóteses:

- $H_0: \mu = \mu_0$ e $\sigma = \sigma_0$ (Processo em controle);
- $H_1: \mu_0 \neq \mu_1$ e $\sigma \neq \sigma_0$ (Processo fora de controle).

Consequentemente, $\sigma_{CONJUNTO}$ é a soma do erro Tipo I de \bar{X} e R menos a intersecção conjunta, isto é:

$$\sigma_{CONJUNTO} = \sigma_{\bar{X}} + \sigma_R - (\sigma_{\bar{X}}\sigma_R) \quad (12)$$

De forma análoga, o poder conjunto é dado por:

$$Pd_{CONJUNTO} = Pd_{\bar{X}} + Pd_R - (Pd_{\bar{X}}Pd_R) \quad (13)$$

Para Mitra (2016), a análise de capacidade de um processo consiste em uma abordagem metodológica baseada na probabilidade e estatística, para mensurar a adequação do comportamento de uma ou mais características de interesse quanto a padrões previamente estabelecidos. Para realizar tais análises, faz-se necessário a utilização dos índices de capacidade do processo (ICP's). Os índices mais utilizados para analisar a capacidade do processo são (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MITRA, 2016):

- Índice de Capacidade Potencial : Utilizado para medir a capacidade potencial

do processo, isto é, o quão o processo consegue atender suas especificações e é dado por:

$$C_p = \frac{LSE - LIE}{6\sigma} \quad (14)$$

- Índice de Capacidade Efetiva (: Diferentemente do o índice de capacidade efetiva considera a dispersão do processo em relação a centralidade e é dado por:

$$C_{pk} = \text{Mín} \left\{ \frac{LSE - \mu}{3\sigma}, \frac{\mu - LIE}{3\sigma} \right\} \quad (15)$$

Os limites superior e inferior de especificação (LSE e LIE) são determinados pela engenharia visando o atendimento de normas reguladoras (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004). Em se tratando do cálculo da porcentagem de itens fora das especificações (PFE), esta pode ser obtida por (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MONTGOMERY, 2009; SCHILLING; NEUBAUER, 2017):

$$PFE = Pr \left[Z < \frac{LIE - \mu}{\sigma} \right] + Pr \left[Z > \frac{LSE - \mu}{\sigma} \right] \quad (16)$$

3. Contextualização do setor alimentício de mandioca empacotada

Atualmente, é notável o crescimento do setor produtivo de mandioca no Brasil, considerando a multiplicidade de aplicações do produto (HILLOCKS; THRESH; BELLOTTI, 2002; EMPRESA DE ASSISTÊNCIA TÉCNICA E EXTENSÃO RURAL - EMATER, 2015; COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB, 2018). Frente a isso, dentre os estados brasileiros existem aqueles que se destacam em relação a produtividade e pelo seu nível de industrialização, este que incorpora agilidade e qualidade ao processo como um todo (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2014). Neste caso, baseado em dados do IBGE, tais estados são Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo (IBGE, 2014). Ainda de acordo com o IBGE, as regiões que se destacam em relação à quantidade de área plantada do produto são a norte e a nordeste, estas com baixo patamar industrial (IBGE, 2014).

A comercialização do produto na mesorregião do Alto Paranaíba se baseia atualmente num cauteloso processo de intensificação da qualidade e produtividade (EMATER, 2015). Este na maioria dos casos é descrito pela implantação de unidades de experimentação, as quais auxiliam na detecção de bons padrões de produção bem como melhores variedades do produto (CAMPO; HYMAN; BELLOTTI, 2011). Ainda de acordo com a EMATER (2015), o cerrado brasileiro representa um dos principais centros de produção de mandioca, de modo que isto se deve às características favoráveis de clima e solo.

Por fim, é importante ressaltar que segundo dados do IBGE (2014), Minas Gerais é o nono produtor nacional de mandioca. Sendo que no ano de 2014, a produção atingiu 851 mil toneladas em uma área de 59,6 mil hectares (IBGE, 2014). Além disso, a região do Alto Paranaíba produziu cerca de 45 mil toneladas em 2,7 mil hectares. Outro fator relevante, está associado ao líder na produção da região norte do estado de Minas Gerais com 187 mil toneladas (IBGE, 2014).

4. Procedimentos metodológicos

A abordagem de pesquisa, de acordo com Kothari (2004) é a linha de base que orienta o processo de pesquisa, caracterizando uma forma de identificar os fenômenos que se pretende estudar. A importância metodológica de um trabalho pode ser justificada pela necessidade de embasamento científico adequado, geralmente caracterizado pela busca da melhor abordagem de pesquisa a ser utilizada (KUMAR, 2019). Ainda para Kumar (2019), uma pesquisa desenvolve-se ao longo de um processo que envolve inúmeras fases, desde a adequada formulação do problema até a satisfatória apresentação dos resultados, análise crítica e suas conclusões.

Neste contexto, o presente estudo utilizou como método de pesquisa o estudo de caso, uma vez que segundo Kothary (2004), este refere-se a uma observação criteriosa de um contexto ou indivíduo. Além disso, o estudo de caso permite que o pesquisador se concentre em uma situação específica e identifique os vários processos que interagem no contexto abordado (KOTHARY, 2004). Cabe lembrar que a pesquisa contemplou a fusão dos universos qualitativo e quantitativo, a fim de proporcionar uma abordagem de caráter complementar que proporcione o maior entendimento de todo o processo analisado (BRYMAN, 2006). Desta maneira, embora sejam diferentes quanto a forma e ênfase, tais universos promovem uma abordagem de cunho racional e intuitivo permitindo a compreensão clara de fenômenos (KOTHARY, 2004; BRYMAN, 2006).

A etapa inicial para realizar o monitoramento de um processo é conhecê-lo de maneira geral (MIAH, 2016). Diante disso, a realização de um processo de amostragem consistente é fundamental para que as informações coletadas representem com fidelidade a realidade estudada (MITRA, 2016; BETHEA, 2018). Além disso, aspectos como a frequência e tamanho amostral também são importantes para a garantia de sucesso deste processo, visto que a maior frequência e tamanho de amostras auxiliam na melhor apresentação de cenário (MIAH, 2016). Dessa forma, as amostras neste estudo foram colhidas com uma frequência

amostral média (*fam*) de 45 minutos visando reduzir a probabilidade de ocorrência de causas especiais no processo, bem como facilitar a detecção caso estas ocorram.

Por questões operacionais foi estipulado um tamanho amostral de 30 unidades (pacotes), sendo coletadas duas amostras simultaneamente a cada intervalo de tempo, a fim de evitar atrasos na linha de produção e diminuir custos relativos

à coleta de dados. Em seguida, instantaneamente, os pacotes foram submetidos a

pesagem em uma balança eletrônica situada fora da linha de produção. O valor alvo da V.A. de interesse correspondeu à 655 gramas/pacote. Foram realizadas a coleta de 6 amostras/dia durante 5 dias consecutivos.

Por fim, a identificação de possíveis causas de variabilidade do processo foi possível com o emprego da ferramenta correspondente ao Diagrama de Ishikawa (DALE, 2015). Além de compor o quadro das sete ferramentas da qualidade, o diagrama permite uma análise coesa sobre as causas de um problema prioritário e seus efeitos (KIRAN, 2016). Em se tratando da composição da ferramenta, esta se divide em seis tipos distintos de causas, a saber, método, máquina, medida, meio ambiente, mão-de-obra e material (DALE, 2015). Além disso, foram propostas ações de melhoria como forma de sanar eventuais causas e favorecer o bom desempenho do processo analisado.

5. Resultados e discussão

A empresa analisada pertence ao setor alimentício, especificamente, o de raízes. Além disso, esta se encontra no município de Pratinha-MG, localizado na mesorregião do estado. Fundada no ano de 2003, tem como principal meta o lançamento dos melhores cultivares orgânicos ao consumidor, respeitando o meio ambiente e a sociedade, em paralelo aos princípios da qualidade total, buscando sempre a melhoria contínua e aperfeiçoamento dos processos produtivos. Dessa maneira, as etapas de colheita e manutenção da plantação, como o controle do solo e ervas daninhas são realizadas através de maquinários com algumas tarefas manuais. Já as etapas inerentes do processamento (lavagem, retirada da casca, pesagem e empacotamento) são todas realizadas por máquinas sem o contato físico por parte dos funcionários.

Em se tratando dos cálculos realizados, sabendo que os valores de correção d_2 e d_3 são tabelados em função do tamanho da amostra n , para $n = 2$ tem-se:

- 28;
- 53.

Estimando o desvio padrão do processo pelo estimador S_D , tem-se que:

- $S_D = \hat{\sigma}_0 = \frac{\bar{R}}{d_2} = \frac{1,7667}{1,128} \cong 1,566.$

Portanto, para o gráfico de R, tem-se os seguintes limites de controle:

$$LSC_R = \mu_R + 3\sigma_R = d_2\hat{\sigma}_0 + 3d_3\hat{\sigma}_0 = (d_2 + 3d_3) * \hat{\sigma}_0 = (1,128 + 3 * 0,853) * 1,566 \cong 5,774;$$

-

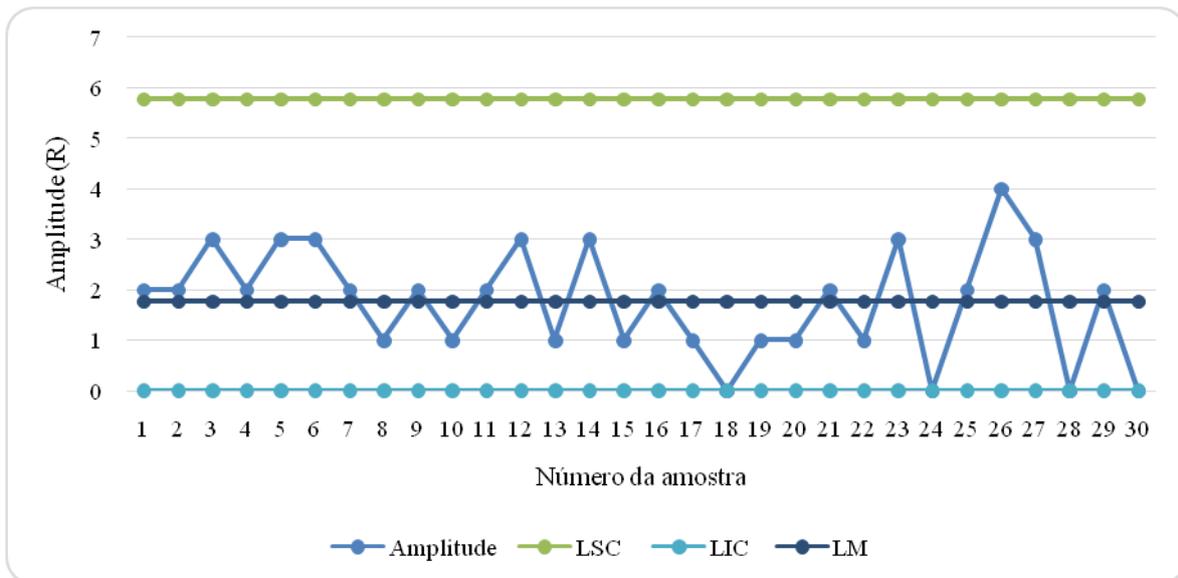
- $LM_R = \mu_R = d_2\hat{\sigma}_0 = \bar{R} \cong 1,767;$

$$LIC_R = \mu_R - 3\sigma_R = d_2\hat{\sigma}_0 - 3d_3\hat{\sigma}_0 = (d_2 - 3d_3) * \hat{\sigma}_0 \cong (1,128 - 3 * 0,853) * 1,566 = -2,241 \rightarrow LIC_R = 0.$$

-

A dispersão das amostras segue plotada na Figura 1 onde é possível perceber que nenhuma amostra se encontra fora de controle de R .

Figura 1 - Gráfico de Controle de R



Supondo que a variável contínua de interesse possui valores independentes, \bar{X} coincide com o valor esperado, $\mu_{\bar{X}}$, da variável aleatória X , assim, $E(\bar{X}) = \mu_{\bar{X}} = \mu_0$, onde μ_0 é a média do processo sob controle.

Logo, pode-se estimar o valor da média do processo sob controle, $(\hat{\mu}_0)$, uma vez que não é conhecido com precisão absoluta. Assim, de acordo com o conjunto amostral analisado tem-se que:

- $\hat{\mu}_0 = \bar{X} = 656,05$.

Sabendo que a relação da variância de \bar{X} é dada como uma média da variância de X , tem-se:

- $\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma_X^2}{n} \rightarrow \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$, onde n é o tamanho da amostra.

Portanto:

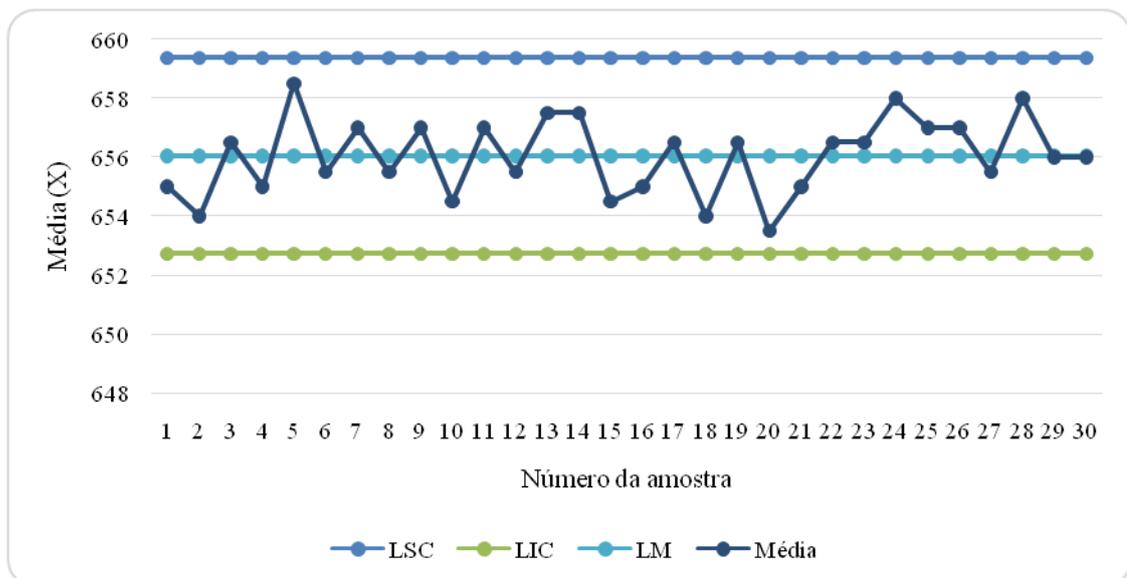
- $\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$, onde σ_0 é o desvio padrão do processo em controle.

Denotando as estimativas, pode-se calcular os limites de controle de \bar{X} :

- $LSC_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} + 3\sigma_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 + 3 \frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 656,05 + 3 * \frac{1,5662}{\sqrt{2}} \cong 659,37;$
- $LM_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 = 656,05;$
- $LIC_{\bar{X}} = \mu_{\bar{X}} - 3\sigma_{\bar{X}} = \hat{\mu}_0 - 3 \frac{\hat{\sigma}_0}{\sqrt{n}} = 656,05 - 3 * \frac{1,5662}{\sqrt{2}} \cong 652,73.$

A variabilidade de \bar{X} segue plotada na Figura 2 onde é possível perceber que nenhuma amostra saiu fora dos limites de controle de \bar{X} .

Figura 2 – Gráfico de Controle de \bar{X}



A probabilidade de alarme falso, estatisticamente designada pelo erro do Tipo I (α), é a probabilidade de considerar erroneamente o processo fora de controle (alarme falso). As consequências deste erro remetem desvantagens devido a intervenção no processo no momento errado.

Como foi visto anteriormente, a probabilidade de alarme falso do gráfico de R é dada por:

$$\alpha = 1 - \Pr [LIC_R \leq R \leq LSC_R | \sigma = \sigma_0, n = n_0] \quad (17);$$

mas, por notação, tem-se que a amplitude relativa é dada por: $W = \frac{R}{\sigma} \rightarrow R = W\sigma_0$.

Substituindo $R = W\sigma_0$ em (17), tem-se:

$$\alpha = 1 - \Pr [LIC_R \leq W\sigma_0 \leq LSC_R | \sigma = \sigma_0, n = n_0] \quad (18);$$

subdividindo toda a equação (18) por σ_0 , tem-se:

$$\alpha = 1 - \Pr[\max\{0, (d_2 - 3d_3)\} \leq W \leq (d_2 - 3d_3) | n = n_0] \quad (19).$$

Assim:

$$\alpha = 1 - \Pr[\max\{0, (d_2 - 3d_3)\} \leq W \leq (d_2 - 3d_3) | n = n_0] = \\ 1 - \Pr[\max\{0, -1,431\} \leq W \leq 3,687 | n = 2] = 1 - 0,9901 \cong 0,0099.$$

•

A probabilidade (Pr) de alarme falso do gráfico de \bar{X} é dada estritamente em função do valor de tolerância (k), ou seja, k é a distância da linha média até os limites de controle, dada em unidades de desvio padrão (MONTGOMERY, 2009). Para o gráfico de Shewhart, $k = 3$.

Desta maneira:

- $\sigma_{\bar{X}}(k) = \Pr[|Z| > k] \rightarrow \sigma_{\bar{X}}(3) = \Pr[|Z| > 3] = 0,0027.$

Calculando a probabilidade conjunta de alarme falso tem-se:

$$\alpha_{CONJUNTO} = \sigma_{\bar{X}} + \sigma_R - (\sigma_{\bar{X}}\sigma_R) = 0,0027 + 0,0099 - (0,0027 * 0,0099) \cong \\ 0,01257.$$

•

Supondo que a média se desloque para um dos extremos dos limites de controle de Shewhart, pode-se calcular a probabilidade de não detecção da seguinte forma:

Sabendo que a relação entre a média do processo sob controle em função da média do processo fora de controle é dada por: $\mu_1 = \mu_0 + \delta\sigma_0(20)$ e a relação do desvio padrão fora de controle dado por $\sigma_1 = \lambda\sigma_0$ (21), tem-se:

- $\lambda = 1(\sigma_0 = \sigma_1)$ e $\mu_1 = 659,57 \rightarrow \delta = 2,9183$.

Desta maneira:

$$Pd_{\bar{X}} = 1 - \beta = Pr \left[Z < \frac{-k - \delta\sqrt{n}}{\lambda} \right] + Pr \left[Z < \frac{-k + \delta\sqrt{n}}{\lambda} \right] = Pr \left[Z < \frac{-3 - 2,9183\sqrt{2}}{1} \right] + Pr \left[Z < \frac{-3 + 2,9183\sqrt{2}}{1} \right] \cong 0,8925.$$

•

- $\beta \cong 0,1075$.

Calculando o poder de detecção do gráfico de R, tem-se:

- $Pd_R = 1 - Pr \left[W < \frac{d_2 + 3d_3}{\lambda} | n = n_0 \right] = 1 - Pr \left[W < \frac{1,128 + 3 * 0,853}{1} | n = 2 \right] \cong 0,0099$.

Calculando o poder conjunto dos gráficos de \bar{X} e R, tem-se:

$$Pd_{CONJUNTO} = Pd_{\bar{X}} + Pd_R - (Pd_{\bar{X}}Pd_R) = 0,8925 + 0,0099 - (0,8925 * 0,0099) \cong 0,8936.$$

•

Os limites de especificação da mandioca empacotada são dados da seguinte forma:

- Limite Superior de Especificação: Estabelecido pela empresa como sendo o valor de (655 + 1% = 661,55 gramas/pacote).
- Limite Inferior de Especificação: Estabelecido pela empresa como sendo o valor de (655 - 0,3% \cong 653 gramas/pacote).

Calculando a PFE tem-se:

$$PFE = 1 - Pr \left[Z < \frac{LSE - \mu}{\sigma} \right] + Pr \left[Z < \frac{LIE - \mu}{\sigma} \right] = 1 - Pr \left[Z < \frac{661,55 - 656,05}{1,566} \right] + Pr \left[Z < \frac{653 - 656,05}{1,566} \right] = 1 - Pr[Z < 3,5121] + Pr[Z < -1,9476] = 1 - 0,99978 + 0,02559 \cong 0,02581.$$

•

Dados os limites de especificação, pode-se realizar o cálculo dos índices de capacidade.

Assim, tem-se:

- $C_p = \frac{LSE - LIE}{6\sigma} = \frac{661,55 - 653}{6 * 1,566} \cong 0,91.$
- $C_{pk} = \text{Mín} \left\{ \frac{LSE - \mu}{3\sigma}, \frac{\mu - LIE}{3\sigma} \right\} = \text{Mín} \left\{ \left(\frac{661,55 - 656,05}{3 * 1,566} \right); \left(\frac{656,05 - 653}{3 * 1,566} \right) \right\} \cong 0,65.$

Analisando os limites de controle de Shewhart para o gráfico de controle por variáveis, pode-se inferir que, durante a coleta de dados o processo estava sob controle, isto é, livre de causas especiais. Desta maneira, os limites de controle calculados podem ser usados para monitorar o processo.

A probabilidade de considerar erroneamente o processo fora de controle, isto é, a probabilidade de alarme falso, foi da ordem de:

- 0,27% para o gráfico de \bar{X} ;
- 0,99% para o gráfico de R;
- 1,26% para o conjunto (\bar{X} e R).

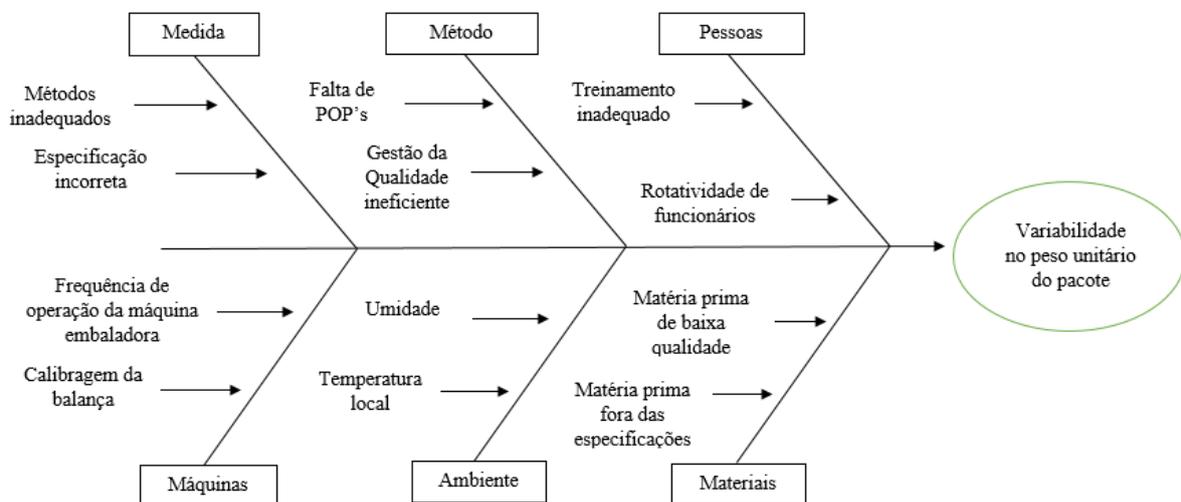
A principal consequência prática associada ao erro do Tipo I (α) é realizar intervenções e diagnósticos no processo no momento errado, o que implica em custos desnecessários e possíveis desajustes no processo (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MITRA, 2016).

O poder de detecção é uma ferramenta estatística altamente importante que pode ser utilizada para monitorar um processo visto que a média e/ou a amplitude das unidades amostrais se deslocaram para assim ser possível ver a probabilidade do processo estar fora de controle antes que o gestor intervenha no processo à procura das causas especiais.

Analisando os índices de capacidade pode-se identificar que o processo está incapaz, pois C_p e C_{pk} são menores que 1. Isso se dá devido a alta variabilidade das unidades amostrais que compõem o processo. No caso de C_{pk} , a média do processo está abaixo da média dos limites de especificação. Pode-se perceber pela PFE que são produzidos 25810 itens fora da especificação por milhão (ppm), uma vez que a PFE estimada foi de aproximadamente 2,6 %. Para o processo ser tornar capaz, C_p e C_{pk} ser maior que 1.33, deve-se buscar a eliminação das causas de variabilidades no processo (COSTA; EPPRECHT; CARPINETTI, 2004; MITRA, 2016). Como os limites de especificação não podem ser alargados, é preciso diminuir o desvio padrão atual de 1,667 para 1,0025 e trabalhar com a média do processo igual a 657 gramas. Com essas modificações o processo teria PFE < 0,007 %. Porém tem que se estar atento ao custo de tais modificações para verificar se é realmente viável.

De maneira geral, melhorias sempre são bem aceitas em todos os processos produtivos. Nesse âmbito, faz-se necessário a identificação de possíveis fatores (causas especiais) que prejudicam o processo como um todo. Para isso, a Figura 3 evidencia possíveis causas que afetam o processo de empacotamento da mandioca na empresa em estudo.

Figura 3 - Diagrama de causa e efeito



No que se refere às possíveis causas associadas a variabilidade do peso unitário dos pacotes, estas contemplam os seis aspectos elucidados pelo diagrama de Ishikawa. Entretanto, algumas causas se mostraram mais relevantes, demonstrando com clareza sua influência no processo. Frente a isso, os aspectos relacionados ao maquinário e a mão de obra empregada corresponderam às causas de maior destaque. Isto se deve, já que a organização apresenta boas práticas de monitoramento e gestão da qualidade, entretanto, tem dificuldades quanto a

familiaridade de seus funcionários com os equipamentos utilizados. Neste contexto, a Tabela 1 representa possíveis melhorias que podem ser implementadas a fim de reduzir ou sanar tais causas.

Tabela 1 – Causas especiais e medidas corretivas/preventivas

Causa Especial	Medida corretiva/preventiva
Frequência de Operação da Máquina Embaladora	Utilização de Manuais e Formulários
Calibragem da Balança Eletrônica	Manutenção mensal
Rotatividade dos Funcionários	Motivação e Ajustes salariais

Assim, como ações corretivas para questões relacionadas ao maquinário foram propostas a utilização de manuais e formulários a fim de instruir de maneira efetiva todos os funcionários envolvidos no processo de empacotamento. Além disso, a realização de manutenções mensais da balança utilizada, como forma de reduzir os erros de pesagem do produto. Por fim, no que se refere a causa de rotatividade de funcionários foi proposta a realização de políticas de recompensas que tragam maior motivação para os funcionários, além de reajustes salariais de acordo com orçamento base da organização.

6. Conclusões

Diante de um cenário competitivo e de um segmento de mercado em grande crescimento, como foi visto com o mercado do cultivar mandioca, observou-se que o processo produtivo da empresa se apresenta como eficiente e de qualidade. Tal fato pôde ser comprovado através do gráfico de controle por variáveis, em que todas as amostras se apresentaram dentro dos limites de controle estabelecidos estatisticamente. Além disso, no âmbito fiscal, todos os produtos apresentaram-se dentro dos valores de especificação estipulados pelos órgãos responsáveis. Ainda nesse aspecto, a probabilidade, em porcentagem, de extrapolação ou não cumprimento das normas estipuladas para o produto foi de apenas 2,581%.

Por fim, caso haja mudanças a se propor, estas devem levar em consideração os níveis de capacidade. Nesse sentido seria interessante a realização da motivação da equipe de colaboradores através de ajustes de salário, por exemplo, manutenção constante do maquinário e utilização de manuais, o que tornaria a produção ainda mais eficiente e mais

qualificada, tornando a empresa referência no segmento, na região em que se localiza, adquirindo mais consumidores e, conseqüentemente, mercado.

Referências

- BETHEA, Robert M. **Statistical methods for engineers and scientists**. Routledge, 2018.
- BRYMAN, Alan. Integrating quantitative and qualitative research: how is it done? **Qualitative research**, v. 6, n. 1, p. 97-113, 2006.
- BURR, Irving W. **Statistical quality control methods**. Routledge, 2018.
- CAMPO, Beatriz Vanessa Herrera; HYMAN, Glenn; BELLOTTI, Anthony. Threats to cassava production: known and potential geographic distribution of four key biotic constraints. **Food Security**, v. 3, n. 3, p. 329, 2011.
- CHANDRA, M. Jeya. **Statistical quality control**. CRC Press, 2001.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB (Brasília). **Mandioca**. 2018. Disponível em: <file:///C:/Users/pc-usuario/Downloads/Mandioca_-_Analise_Mensal_-_fevereiro-2018_(1).pdf>. Acesso em: 21 jun. 2018.
- COSTA, Antônio Fernando Branco; EPPRECHT, Eugenio Kahn; CARPINETTI, Luiz Cesar Ribeiro. **Controle estatístico de qualidade**. [S.l.]: Atlas São Paulo, 2004.
- DALE, Barrie. **Total quality management**. John Wiley & Sons, Ltd, 2015.
- EMPRESA DE ASSISTÊNCIA TÉCNICA E EXTENSÃO RURAL - EMATER (Minas Gerais). **Trabalho da Emater-MG melhora produção de mandioca no Alto Paranaíba: Parceria com a Embrapa irá beneficiar a atividade em sete municípios da região**. 2015. Disponível em: <http://www.emater.mg.gov.br/portal.cgi?flagweb=site_tpl_paginas_internas&id=17291#.Wy416adKjIU>. Acesso em: 23 jun. 2018.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. **Evolução da Produção dos principais países**. 2018. Disponível em: <http://www.fao.org/brasil/fao-no-brasil/en/>. Acesso em: 23 jun. 2018.
- FEIGENBAUM, Armand Vallin. **Total quality control**. 1983.
- GOETSCH, David L.; DAVIS, Stanley B. **Quality management for organizational excellence**. Upper Saddle River, NJ: Pearson, 2014.
- HAMMER, Michael. What is business process management?. In: **Handbook on Business Process Management 1**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2015. p. 3-16.
- HILLOCKS, Rory J.; THRESH, J. M.; BELLOTTI, Anthony (Ed.). **Cassava: biology, production and utilization**. CABI, 2002.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola**. 2014. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/lspa/tabelas>. Acesso em: 23 jun. 2018.
- JOHNSON, Norman L. **Process capability indices**. Routledge, 2017.
- KIRAN, D. R. **Total quality management: Key concepts and case studies**. Butterworth-Heinemann, 2016.
- KOTHARI, Chakravanti Rajagopalachari. **Research methodology: Methods and techniques**. New Age International, 2004.

MIAH, Abdul Quader. Statistical Quality Control. In: **Applied Statistics for Social and Management Sciences**. Springer, Singapore, 2016. p. 353-384.

MITRA, Amitava. **Fundamentals of quality control and improvement**. John Wiley & Sons, 2016.

MONTGOMERY, Douglas C. **Statistical quality control**. New York: Wiley, 2009.

POWELL, Thomas C. Total quality management as competitive advantage: a review and empirical study. **Strategic management journal**, v. 16, n. 1, p. 15-37, 1995.

LINDSAY, William M.; EVANS, James R. **The management and control of quality**. South-Western Cengage Learning, 2010.

ROSS, Joel E. **Total quality management: text, cases, and readings**. Routledge, 2017.

SCHILLING, Edward G.; NEUBAUER, Dean V. **Acceptance sampling in quality control**. Crc Press, 2017.

SMITH, Howard; FINGAR, Peter. **Business process management: the third wave**. Tampa: Meghan-Kiffer Press, 2003.