

**Alessandra Querino da Silva**

Universidade Federal da Grande Dourados-UFGD  
alessandrasilva@ufgd.edu.br

**Luciano Antonio de Oliveira**

Universidade Federal da Grande Dourados-UFGD  
lucianoantonio@ufgd.edu.br

**Marcelo Silva de Oliveira**

Universidade Federal de Lavras-UFLA  
marcelo.oliveira@des.ufla.br

# INTERPRETAÇÃO ALTERNATIVA DOS INTERVALOS DE TOLERÂNCIA: UMA APLICAÇÃO NO CONTEXTO DE UM PROGRAMA DE DIREÇÃO ECONÔMICA

## RESUMO

Compreender e aperfeiçoar processos são de suma importância para que empresas alcancem sucesso em aspectos básicos, tais como crescimento e competitividade. Neste trabalho, foi proposta uma forma alternativa de interpretar intervalos de tolerância, baseando-se apenas na mudança do espaço amostral. Este estudo foi motivado pelo fato de Hoel (1976) somente sugerir tal interpretação, não entrando em maiores detalhes. Ao propor uma interpretação frequentista alternativa para o intervalo de tolerância, o trabalho em questão procurou um melhor entendimento para o assunto abordado. Com o intuito de exemplificar esta abordagem considerou-se uma situação hipotética em um programa de direção econômica em uma empresa fictícia, cujos dados foram obtidos a partir de simulação computacional utilizando a distribuição normal. A validade dessa interpretação alternativa é de fato verificada a partir do teorema Ergódico. O exemplo ilustrativo mostrou como esta interpretação pode ser interessante e conveniente para solução de problemas práticos, podendo ainda, ser estendida a outros intervalos estatísticos frequentistas.

**Palavras-chave:** Processos. Direção econômica. Intervalos de tolerância. Teorema Ergódico. Interpretação alternativa.

## ALTERNATIVE INTERPRETATION OF THE TOLERANCE INTERVALS: AN APPLICATION IN THE CONTEXT OF AN ECONOMIC DIRECTION PROGRAM

## ABSTRACT

Understanding and perfecting processes are of the utmost importance for companies to achieve success in basic aspects, such as growth and competitiveness. In this paper, it is proposed an alternative way to interpret tolerance intervals, based only on the change of the sample space. This study was motivated by the fact that Hoel (1976) only suggests such an interpretation, not going into greater details. In proposing an alternative frequentist interpretation for the tolerance interval, the work in question sought a better understanding of the subject matter. In order to illustrate this approach, it was considered a hypothetical situation in an economic direction program in a fictitious company whose data were obtained from simulation using the normal distribution. The validity of this alternative interpretation is indeed verified from the ergodic theorem. The illustrative example has shown how interesting and convenient this interpretation can be for solving practical problems, and may also be extended to other

---

Recebido em: 10/04/2018 - Aprovado em: 28/07/2018 - Disponibilizado em: 15/12/2018

---

## 1. INTRODUÇÃO

Atualmente, a qualidade é um dos fatores mais importantes na decisão dos consumidores na seleção de produtos e serviços que competem entre si. O fenômeno é geral, independente do fato de o consumidor ser um indivíduo, uma organização industrial, uma loja ou um programa militar de defesa. Consequentemente, compreender e melhorar a qualidade são fatores chave que conduzem ao sucesso, ao crescimento e a um melhor posicionamento de competitividade de uma empresa. A melhoria de processos, bem como o emprego bem sucedido da qualidade, como parte integrante da estratégia geral da empresa, produz retorno substancial sobre o investimento (MONTGOMERY, 2004). Desta forma, a gestão da qualidade deixou de ser um diferencial competitivo e uma ferramenta de marketing para ser uma premissa mundial cada vez mais presente no mundo dos negócios. Aplicado a qualquer tipo de empresa, independente de seu porte, ramo de atividade ou posicionamento de mercado, certamente agregará valores que, devidamente monitorados, proporcionarão novas oportunidades de negócios e grande margem competitiva (PEDRINHO, 2005; SILVA, 2008).

Muitas ferramentas estão disponíveis para atender esta demanda por qualidade, bem como aos diversos aspectos envolvidos a

excelência na atividade econômica desenvolvida pelas empresas. A estatística particularmente está presente nas mais diversas áreas do conhecimento e tem assumido cada vez mais espaço no contexto empresarial. Em linhas de produção, por exemplo, geralmente se usam procedimentos estatísticos para controlar características importantes dos produtos, como por exemplo, as cartas de controle de processo (cartas CEP), entre outros. Dentre as ferramentas estatísticas também podemos citar, intervalos estatísticos, que possuem amplas aplicações e podem contribuir significativamente na melhoria contínua de processos em empresas. Existem diferentes intervalos estatísticos que são utilizados em diferentes contextos práticos conforme a necessidade em questão. De forma geral, na construção de intervalos estatísticos frequentistas, supõe-se que sejam realizadas inúmeras repetições do experimento. Porém, na prática, somente um experimento de amostragem é levado a efeito; consequentemente, apenas a primeira amostra e o primeiro intervalo são considerados. Não ocorrem várias repetições do mesmo experimento (isto é, a obtenção de várias amostras de tamanho  $n$  repetidas um grande número de vezes - "long run"), a fim de garantir se realmente  $100(1-\alpha)\%$  dos intervalos obtidos contêm o parâmetro. Com base em um único experimento é feita a afirmação de que há  $100(1-\alpha)\%$  de confiança de que o verdadeiro

parâmetro da população em estudo esteja contido dentro de um intervalo (HOEL, 1976; SILVA, 2008).

Assim, Hoel (1976) observa que esta interpretação carece de realização prática e sugere uma interpretação alternativa: se, para muitos experimentos diferentes, porém, com um mesmo coeficiente de confiança  $100(1-\alpha)\%$ , forem feitas estimativas para o intervalo correspondente, então,  $100(1-\alpha)\%$  de tais intervalos construídos serão verdadeiros na longa sequência desses experimentos diferentes, semelhantes apenas quanto ao coeficiente de confiança. Entretanto, o referido autor somente sugere tal interpretação, não entrando em maiores detalhes. Com base nessa ideia, foi proposta uma interpretação frequentista alternativa para o intervalo de tolerância, vislumbrando um melhor entendimento do assunto em questão.

Para tanto, foi considerado um exemplo hipotético em que os dados foram obtidos por meio de simulação computacional, recorrendo-se a distribuição normal. O exemplo refere-se a uma central denominada Central Contra o Desperdício (CCD), que é um nome fantasia para o setor de uma empresa de transporte e logística, que cuidará de todo o programa de direção econômica. Neste contexto, será utilizada a forma alternativa sugerida por Hoel (1976) que propõe a mudança do espaço amostral do experimento para o espaço amostral do analista, o qual irá construir intervalos de tolerância para cada situação, ou seja, para cada chamada recebida pela central.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Algumas definições são necessárias para que se possa compreender a proposta apresentada nesse artigo. Neste sentido, serão apresentados a seguir os principais conceitos utilizados no desenvolvimento teórico e prático desta abordagem, incluindo o teorema ergódico, usado para validar a interpretação alternativa aqui sugerida.

### 2.1. Intervalos de Tolerância

O conceito de tolerância é amplamente utilizado em qualidade industrial e empresas de serviços. Mas, o que significa tolerância? Segundo Prazeres (1996), tolerância é a variabilidade total permissível em um processo ou em uma característica de qualidade de uma unidade de produto ou serviço. Esse autor ainda a define como sendo a diferença entre os valores máximo e mínimo permitidos como resultados.

A estimação dos limites de tolerância de um processo é um problema importante, com muitas implicações práticas significativas na indústria. Conforme Montgomery (2004), a menos que as especificações do produto coincidam exatamente com os limites naturais de tolerância do processo, ou os excedam, uma porcentagem extremamente elevada da produção estará fora das especificações, resultando em perda elevada ou considerável taxa de retrabalho. Em muitos tipos de processo de produção, é costume encarar os limites naturais de tolerância como os limites que abrangem determinada fração, diga-se  $1 - \alpha$ , da distribuição. Quando há apenas um valor-limite (superior ou inferior),

diz-se haver um intervalo unilateral de tolerância e, quando há dois limites, intervalo bilateral de tolerância.

Wald e Wolfowitz (1946) consideraram que uma boa aproximação de tais limites pode ser obtida considerando uma amostra aleatória de tamanho  $n$ ,  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , de uma população normal. Obtendo-se a média amostral  $\bar{X}$  e a variância amostral  $S^2$ , um intervalo de tolerância bilateral para conter, pelo menos,  $\gamma$  da população com um grau de confiança de  $100(1-\alpha)\%$  é dado por:

$$P\left[ P_x\left( \bar{X} - kS \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{(1-\alpha, n-1)}^2}} < X < \bar{X} + kS \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{(1-\alpha, n-1)}^2}} \right) > \gamma \right] = 1 - \alpha$$

em que  $\chi_{(1-\alpha, n-1)}^2$  é o quantil de uma distribuição Qui-Quadrado com  $n-1$  graus de liberdade e  $k$  é conhecido como fator de tolerância, sendo obtido pela raiz da equação dada por:

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \int_{\frac{1}{\sqrt{n}} - k}^{\frac{1}{\sqrt{n}} + k} e^{-t^2/2} dt = \gamma.$$

Atualmente, esses fatores de tolerância são valores tabelados em função de  $n$ ,  $100(1-\alpha)\%$  de confiança e da proporção  $\gamma$ .

Uma expressão simplificada para os intervalos de tolerância é estabelecida por Walpole e Myers (1985) supondo que uma variável aleatória  $X$  com distribuição normal com média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ , para uma amostra aleatória de  $n$  observações, determina-se a média amostral  $\bar{X}$  e o desvio padrão amostral  $S$  e os limites de tolerância são dados por  $\bar{X} \pm kS$ , com  $100(1-\alpha)\%$  de confiança, que os limites dados

contenham pelo menos a proporção  $100\gamma\%$  da população, isto é,

$$P\left[ P_x\left( \bar{X} - kS < X < \bar{X} + kS \right) > \gamma \right] = 1 - \alpha$$

em que  $k$  é um valor tabelado em função de  $1-\alpha$ ,  $\gamma$  e do tamanho  $n$  da amostra.

### 2.1.1 Interpretação do Intervalo de Tolerância

Segundo Hahn e Meeker (1991), um intervalo de tolerância com grau de confiança de  $100(1-\alpha)\%$ , para conter pelo menos uma proporção  $\gamma$  da população, é interpretado da seguinte forma: se, repetidamente, forem calculados tais intervalos de tolerância de muitos grupos independentes de amostras aleatórias, em  $100(1-\alpha)\%$  dos intervalos devem, ao longo do tempo, corretamente ser incluídos pelo menos  $100\gamma\%$  dos valores da população. Para os referidos autores, como para os intervalos de confiança e predição, o  $100(1-\alpha)\%$  refere-se ao procedimento de construção do intervalo de tolerância e não a qualquer intervalo particular que é computado. A proporção atual da população contida dentro do intervalo de tolerância é desconhecida porque essa proporção depende de parâmetros desconhecidos.

### 2.2 Teorema Ergódico

**Definição 1** (Processo Estocástico): Um processo estocástico é uma coleção de variáveis aleatórias indexadas em um conjunto  $A$ ,  $\{X(s), s \in A\}$ . Considere o caso em que  $A$  é um subconjunto de  $\mathfrak{R}^p$ , portanto, as variáveis aleatórias estão indexadas por  $p$ -índices  $\{X(s)$ ,

$s \in A \subset \mathfrak{R}^p$  } (PAPOULIS, 1965). Sob condições de regularidade é possível definir a integral de  $X(t)$ , no seguinte sentido: todas as variáveis aleatórias  $X(t)$  estão definidas no mesmo espaço amostral. Fixando um evento  $\omega$ ,  $X(t)(\omega)$  define uma função de variável real ( $t$ ) e valores reais  $x(t)(\omega)$ , que pode ser integrada em um intervalo real  $[a, b]$ . Define-se então a variável aleatória  $\int_a^b X(t)dt$  de forma que  $\omega$  é um evento, então  $(\int_a^b X(t)dt)(\omega) = \int_a^b X(t)(\omega)dt$ .

**Definição 2** (Variável Aleatória Tempo Médio): Agora, pode-se definir a variável aleatória tempo médio como:

$$\eta_r = \frac{1}{2T} \int_{-T}^T X(t)dt .$$

**Definição 3** (Processo Estocástico Estacionário): Um processo estocástico é dito estacionário se  $E[X(t)] = \eta$ , sendo  $\eta$  constante.

Para processos estocásticos estacionários, sob condições de regularidade,  $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{Var}(X(t))=0$ , que não são muito restritivas, vale o Teorema Ergódico, que conforme Papoulis (1965), pode ser enunciado como sendo:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T}^T X(t)dt = E[X(t)] = \eta .$$

O teorema Ergódico aqui apresentado será o elo de ligação entre a interpretação tradicional baseada no espaço amostral do experimento e a interpretação alternativa no espaço amostral sugerido neste trabalho.

### 3. METODOLOGIA

Para melhor entender o que está sendo proposto considerou-se, como um exemplo ilustrativo, em uma empresa de transporte de cargas, a criação de uma central chamada de Central Contra o Desperdício de Combustível (CCDC), na gestão de direção econômica. É preciso aqui ressaltar que a criação desta central vai de encontro aos interesses econômicos, bem como a políticas ambientais, que buscam entre outros, a redução de desperdícios e o aumentando da lucratividade das empresas, e a população, em geral, ganha com a preservação da qualidade do ar, a diminuição da contaminação no solo, etc. (SILVEIRA et al., 2004; SILVA, 2008).

A referida central sempre chegam demandas para a decisão se um dado veículo (no nosso caso, caminhão) está com consumo de combustível elevado, normal ou baixo, os quais podem receber como solução intervalos de tolerância de  $100(1-\alpha)\%$  de confiança.

A base de dados do presente trabalho foi obtida por meio de simulação. Para gerar os dados, foi necessário estabelecer uma estratificação e tal estratificação foi determinada considerando-se o mesmo motorista, dirigindo o mesmo veículo, realizando sempre o mesmo trajeto, sem estar em comboio, com defletor e outras variáveis fixas.

Como toda a teoria de intervalos de tolerância citado neste trabalho é baseada na distribuição normal, então, os dados gerados são provenientes de uma distribuição normal, com média de consumo de 2,5 km/l e desvio padrão de 0,15 km/l. Esta estratificação está sujeita a

variações na definição das categorias de estratificação, conforme a necessidade da empresa.

Foi utilizado o teorema Ergódico como ferramenta de conexão entre a interpretação frequentista convencional, fundamentado no espaço amostral do experimento e a interpretação alternativa aqui proposta, ou seja, fazendo uma mudança no espaço amostral.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na interpretação tradicional, como já dito anteriormente, supõe-se que se repita infinitas vezes o mesmo experimento, ou seja, deve considerar-se, no exemplo proposto, o mesmo veículo, a mesma rota, o mesmo motorista, o mesmo peso da carga, as mesmas condições climáticas, etc. e fazer com que isso ocorra infinitas vezes. Na prática, isso não seria viável, uma vez que o mesmo motorista pode fazer apenas uma viagem com o mesmo caminhão X, com o mesmo peso de carga Y, nas mesmas condições climáticas, nas mesmas condições viárias, etc. Assim não seria possível utilizar a ideia de construção de intervalos de tolerância com interpretação tradicional, pelo fato de serem consideradas infinitas repetições do mesmo experimento.

A forma alternativa sugerida por Hoel (1976) leva a fazer a mudança do espaço amostral do experimento para o espaço amostral do “analista de dados”, o qual irá determinar soluções para cada viagem e este construirá intervalos de tolerância para cada situação (ou seja, para cada chamada recebida pela central). Assim, em vários problemas solucionados ao

longo do tempo (tempo de vida da central), terá que  $100(1-\alpha)\%$  deles estarão corretos e  $100\alpha\%$  não estariam, por exemplo, 95% deles estarão corretos e 5% não estariam. A interpretação do intervalo de tolerância do espaço amostral tradicional prevê muitas repetições do experimento, enquanto a proposição (ou interpretação) alternativa prevê muitas situações diferentes, cada uma delas repetida uma única vez. A pergunta que surge seria então: por que não usar a inferência bayesiana para solucionar esse problema? A inferência bayesiana considera o parâmetro como variável aleatória e aqui não é isso que está sendo considerado. Nesta interpretação alternativa, mudando o espaço amostral, a interpretação de probabilidade continua sendo frequentista e todos os parâmetros continuam sendo números desconhecidos e não variáveis aleatórias. Além disso, a vantagem é que o espaço amostral continua não necessitando de uma priori, ao contrário do que ocorre no contexto da inferência bayesiana.

Considerando aqui a Central Contra o Desperdício (CCDC): a esta central sempre chegam demandas para a decisão se um dado veículo está com consumo elevado, normal ou baixo, os quais podem receber como solução intervalos de tolerância de  $100(1-\alpha)\%$  de confiança. Supondo, que neste exato momento, a central CCDC receba uma chamada de um determinado motorista e tenha que passar algumas informações, como por exemplo, “você deveria abastecer na quilometragem tal”. Nesse caso, para cada chamada, seria construído um intervalo de tolerância em relação ao consumo com probabilidade  $100(1-\alpha)\%$  de “acertar”.

Imagine agora que, ao longo do tempo, a central receba inúmeros problemas, que necessitem da utilização de intervalos de tolerância como os citados anteriormente. Neste contexto, em cada problema poder-se-ia determinar a solução correta ou não. Assim, ao longo de sua vida, terão resolvido  $n$  problemas deste tipo.

Nesta seção, será demonstrado que essa interpretação alternativa é válida, pois a probabilidade de acertar ao longo da vida da central tenderá a  $100(1-\alpha)\%$ , que será considerado como 95%, a efeito de ilustração prática.

Considere a população de muitas repetições de intervalos de tolerância construídos na história de vida da central, ou seja, todas as chamadas recebidas no decorrer de sua existência com o consequente intervalo construído e a decisão sobre o consumo (alto, normal ou baixo). Esta decisão pode estar correta ou não, em função do intervalo construído estar correto ou não. Por exemplo, se um intervalo de tolerância afirma que um consumo normal para uma dada condição de motorista, veículo, carga, etc., está entre os valores de 2,56 km/l e 2,68 km/l, um consumo de 2,70 km/l seria considerado alto. Porém, o intervalo correto poderia ser de 2,57 km/l a 2,71 km/l, levando, portanto, a uma decisão errada sobre a performance do motorista (um erro na construção do intervalo deve-se ao erro de estimação da média e do desvio padrão, embutido no cálculo do intervalo de tolerância). Assim, o conjunto de todos os resultados possíveis será do tipo “acerta o intervalo” = 1 ou “erra” = 0, ou seja, o espaço amostral

considerado é dado por  $\Omega = \{0, 1\}$ . Agora, considere  $Y(n)$  uma variável aleatória indicadora do evento “acerta” na  $n$ -ésima chamada, isto é,

$$Y(n) = \begin{cases} 1, & \text{se o } n\text{-ésimo intervalo está correto} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Desta forma, cada intervalo de  $100(1-\alpha)\%$  de confiança construído pela central, terá apenas dois resultados possíveis, que serão sucesso = “acertar” e fracasso = “errar”, com as respectivas probabilidades iguais a  $p =$  probabilidade de acertar =  $100(1 - \alpha)\% = 95\% = 0,95$  e  $q = 1-p =$  probabilidade de errar =  $100\alpha \% = 5\% = 0,05$ .

Assim,  $Y(n)$  tem uma distribuição Bernoulli com parâmetro  $p$ , ou seja,  $Y(n) \sim \text{Bernoulli}(p)$ , sendo a média dada por  $E[Y(n)] = p$  e a variância por  $\text{Var}[Y(n)] = pq$ .

Pode-se definir o número de acertos em  $n$  chamadas como sendo  $\sum_{i=1}^n Y(i)$ . Sabe-se que

$\sum_{i=1}^n Y(i) \sim \text{Binomial}(n, p)$ , em que  $n$  é o número de chamadas recebidas na central. Além disso, a média é dada por  $E[Y(n)] = np$  e a variância por  $\text{Var}[Y(n)] = npq$ .

Seja  $X(n)$  uma variável aleatória definida pelo quociente entre o número de acertos em  $n$  chamadas e as  $n$  chamadas, isto é,  $X(n) =$

$$\frac{\sum_{i=1}^n Y(i)}{n}. \text{ Logo, } X(n) = \text{proporção de acertos em } n \text{ chamadas} = \hat{p}.$$

Mood, Graybill e Boes (1974) citam que  $\hat{p} \xrightarrow{D} N\left(p, \frac{pq}{n}\right)$  em que  $\xrightarrow{D}$  denota

convergência em distribuição na medida em que  $n$  tende ao infinito. Evidências empíricas sugerem que a convergência é satisfatória quando  $np$  e  $npq$  são ambos maiores que 5. Logo,

$$X(n) = \frac{\sum_{i=1}^n Y(i)}{n} = \hat{p} \sim N\left(p, \frac{pq}{n}\right).$$

Para verificar se a sequência de intervalos construídos corretamente ao longo da vida da central contra o desperdício tenderá a uma probabilidade  $p$  de acertos, ou seja,  $X(n)$  converge estocasticamente a  $p$ , basta recorrer ao teorema Ergódico, tal como apresentado. Note que, segundo o referido teorema, são válidas as seguintes afirmações:

- 1)  $X(n) \xrightarrow{P} p$ , ou seja, que  $X(n)$  converge em probabilidade a  $p$ ;
- 2) Pressupondo-se que  $X(n)$  não são autocorrelacionados, deve-se verificar que  $\text{Var}[X(n)]$  tende a zero quando  $n$  tende a infinito.

Para mostrar  $X(n) \xrightarrow{P} p$ , será utilizado o corolário (Lei dos Grandes Números de Bernoulli) citado em James (2002): considere uma sequência de ensaios binomiais independentes, tendo a mesma probabilidade  $p$  de “sucesso” em cada ensaio. Se  $S_n$  é o número de sucessos nos primeiros  $n$  ensaios, então,  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} p$ . Neste trabalho, o  $\frac{S_n}{n}$  é equivalente ao  $X(n)$ . Portanto, pode-se dizer que  $X(n) \xrightarrow{P} p$ , satisfazendo item 1) do teorema Ergódico.

Supondo-se que  $X(n)$  não são autocorrelacionados para  $n = 1, 2, \dots$ , tem-se que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(X(n)) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{pq}{n} = 0, \text{ o que verifica a}$$

afirmação 2) do teorema Ergódico.

Portanto, pode-se dizer que  $X(n)$  converge para  $p$ . Isto é, que, ao longo de vida da Central Contra o Desperdício, a sequência de intervalos construídos corretamente tende a uma probabilidade  $p$ .

Graficamente, uma possível situação, é apresentada na Figura 1, que se refere ao quociente entre o número de acertos de intervalos construídos ao longo da vida da central em  $n$  chamadas. Note que para efeito de ilustração prática, sem perda de generalidade, foi considerado  $p = 100(1-\alpha)\% = 95\%$ . Observe que ao longo das chamadas recebidas a proporção de intervalos construídos corretamente tende a se aproximar de 95%, ou seja, da proporção  $p$  considerada.

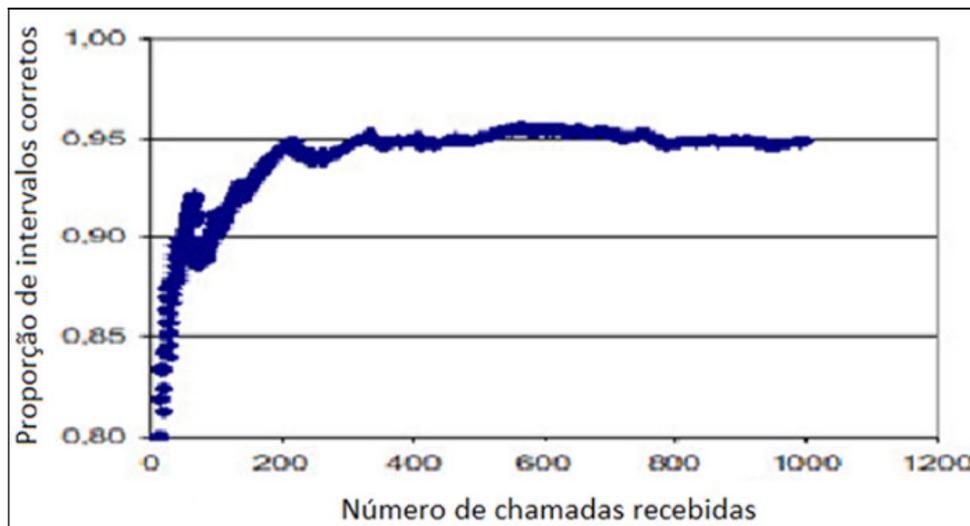


FIGURA 1: Proporção de intervalos corretos construídos ao longo da vida da central, em função do número de chamadas recebidas

## 5. CONCLUSÃO

Utilizando a interpretação alternativa dos intervalos de tolerância frequentistas, baseando-se apenas na mudança do espaço amostral, verificou-se que é válida a sugestão proposta por Hoel (1976).

O exemplo ilustrativo, apresentado neste trabalho, mostrou como esta interpretação pode ser interessante e conveniente para solução de problemas práticos. Outro fato a ser considerado é que esta interpretação alternativa pode ser estendida para outros intervalos estatísticos frequentistas.

## 6. AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo apoio financeiro ao desenvolvimento deste trabalho.

## REFERÊNCIAS

- HAHN, G. J.; MEEKER W. Q. **Statistical intervals: a guide for practitioners**. New York: J. Wiley, 1991. 392p.
- HOEL, P. G. **Elementary statistics**. 4. ed. New York: J. Wiley, 1976. 361 p.
- JAMES, B. R. **Probabilidade: um curso em nível intermediário**. 2. ed. Rio de Janeiro: IMPA, 2002. 299 p.
- MONTGOMERY, D. C. **Introdução ao controle estatístico da qualidade**. 4. ed. New York: John Wiley, 2004. 513 p.
- MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. 3. ed. Tokyo: McGraw Hill, 1974. 564 p.
- PAPOULIS, A. **Probability, random variables, and stochastic processes**. Tokyo: McGraw-Hill, 1965. 583 p.
- PEDRINHO, A. F. Gestão da qualidade: uma premissa mundial. **Falando de Qualidade**, São Paulo, v. 14, n. 151, p. 76-77, dez. 2005.
- PRAZERES, P. M. **Dicionário de termos da qualidade**. São Paulo: Atlas, 1996. 421 p.
- SILVA, A. Q. da. **Intervalos de tolerância aplicados em um programa de direção econômica**. 2008. 95 p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

SILVEIRA, G.L.; MACHADO, C.C.; SOUZA, A.P.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; FERNANDES, D. C. M. Avaliação de parâmetros de consumo de combustível do tritrem no transporte de madeira. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 28, n. 1, p. 99-106, 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rarv/v28n1/a13v28n1.pdf>> Acesso em: 23 dez. 2017.

WALD, A.; WOLFOWITZ, J. Tolerance limits for a normal distribution. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v. 17, p. 208-215, 1946.

WALPOLE, R. E.; MYERS, R. H. **Probability and statistics for engineers and scientists**. 3. ed. New York: MacMillan, 1985.

---

**Alessandra Querino da Silva**

Doutora e Mestre em Estatística e Experimentação Agropecuária pela UFLA. Bacharel em Estatística e Licenciada em Matemática pela Universidade Estadual Paulista “Júlio Mesquita Filho” (UNESP). Professora Associada da Faculdade de Ciências Exatas e Tecnologia (FACET) da UFGD.

---

---

**Luciano Antonio de Oliveira**

Doutorando em Estatística e Experimentação Agropecuária pela UFLA. Licenciado em Matemática pela UFGD. Professor Assistente da FACET da UFGD.

---

---

**Marcelo Silva de Oliveira**

Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade de São Paulo (USP) e Mestre em Estatística pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). Professor Titular do Departamento de Estatística da UFLA.

---