



## Custo anual uniforme equivalente de máquinas de colheita de madeira: uma abordagem estocástica

Hilda Maria Bassoli<sup>1\*</sup> , Gislaine Cristina Batistela<sup>2</sup> , Paulo Torres Fenner<sup>1</sup> , Danilo Simões<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrônomicas, Rua José Barbosa de Barros, nº 1780, Fazenda Lageado, CEP 18610-307, Botucatu, SP, Brasil

<sup>2</sup>Universidade Estadual Paulista, Curso de Engenharia de Produção, Rua Geraldo Alckmin, 519, Vila Nossa Senhora de Fátima, CEP 18409-010, Itapeva, SP, Brasil

\*Autor correspondente:  
hildabassoli@hotmail.com

**Termos para indexação:**  
Árvores inteiras  
Substituição de equipamentos  
Incerteza estatística

**Index terms:**  
Full-tree  
Equipment Replacement  
Statistical uncertainty

**Histórico do artigo:**  
Recebido em 10/12/2019  
Aprovado em 20/05/2020  
Publicado em 30/12/2020

**Resumo** - A determinação da vida econômica de máquinas empregadas na colheita de madeira, ou o momento em que a máquina executou suas funções com o menor custo operacional, está associada à obtenção do menor custo de produção. Assim, objetivou-se determinar a vida econômica de máquinas autopropelidas que compõem um módulo de colheita mecanizada de madeira com incertezas associadas. Foram considerados os custos operacionais incorridos no período de cinco anos, para o ajuste de modelos matemáticos que associaram os intervalos de incertezas e permitiram atribuir distribuições de probabilidades. Posteriormente, números pseudoaleatórios foram gerados, por meio da simulação de Monte Carlo, para determinação das probabilidades dos valores econômicos estocásticos. Os resultados evidenciaram que o momento ótimo para a substituição do conjunto de máquinas que compõem o módulo de colheita mecanizada de madeira ocorre no ano 4 da vida útil destas máquinas. Outrossim, o custo uniforme equivalente do módulo de colheita aumenta 18,3% no ano subsequente ao momento ótimo de substituição, aditando os custos de colheita e processamento da madeira. Por fim, os elementos de custos que mais influenciam a determinação da vida econômica das máquinas são os custos de reposição de peças e de reparos e manutenções.

## Equivalent annual uniform costs of wood harvesting machines: a stochastic approach

**Abstract** - Determining the economic life of wood harvesting machines, time when the machine performed its functions at the lowest operating cost is associated with the lowest production cost. Thus, the objective was to determine the economic life of self-propelled machines that make up a mechanized lumber harvesting modulus with uncertainty conditions. Incurred operating costs over five years were considered, constructing mathematical models that associated the uncertainty intervals and allowed for assigning probability distributions. Subsequently, pseudorandom numbers were generated by Monte Carlo simulation to determine the probabilities of stochastic economic values. The results showed that, the optimal time to replace the set of machines composing the mechanized lumber-harvesting modulus occurred in the 4<sup>th</sup> year of its useful life. Thus, the equivalent uniform cost of the harvesting base module increases 18.3% in the year subsequent the optimum replacement time, adding the costs of harvesting and processing the wood. Finally, the cost elements that most influence the determination of the economic life of the machines are the costs of replacing parts and of repairs and maintenance.



## Introdução

Ao utilizar o sistema de árvores inteiras, implica-se no corte e na remoção das árvores sem raízes até a margem do talhão para o processamento da madeira (Malinovski et al., 2014; Rodrigues et al., 2017; Diniz et al., 2018). Comumente, este sistema é estruturado em um módulo composto por um conjunto de máquinas autopropelidas, como exemplo: *feller-buncher*, para o corte e derrubada das árvores; *grapple skidder*, empregado para o arraste dos feixes das árvores até às margens das estradas florestais ou pátios de processamento; e *grapple processor*, para o processamento das toras.

Em função do elevado capital demandado para a aquisição destas máquinas, torna-se imprescindível a determinação da vida econômica dos ativos imobilizados, visto que, usualmente as empresas de base florestal se limitam a substituição destas máquinas pautadas em critérios preconizados pelos fabricantes, isto é, a substituição é realizada no tempo da vida útil das máquinas.

O conceito de vida econômica considera o conjunto de aplicações, desembolsos e valor residual do projeto de investimento, dispostos em fluxos de caixas e transformados em uma série de pagamentos iguais, que permitirá estimar o cálculo do menor custo anual uniforme equivalente (CAUE), considerado como o método principal para determinar a vida econômica do ativo imobilizado ou momento ótimo de substituição (Souza & Clemente, 2009; Feldens et al., 2010; Motta & Calôba, 2011; Abensur, 2015; Silva et al., 2015; Landeta et al., 2017; Melo et al., 2018).

Todavia, estes cálculos possuem incertezas associadas (Park, 2010; Silva & Queirós, 2011) as quais podem conduzir a decisões equivocadas. Um dos métodos utilizados para minimizar o impacto dessas incertezas sobre um projeto é a simulação de Monte Carlo. Conforme Porras (2018), Urbanucci & Testi (2018), Zaroni et al. (2019) e Fakhri et al. (2019) a aplicação deste método permite demonstrar quais são as variáveis mais expressivas em um modelo estocástico e, conseguinte, a análise probabilística das métricas do projeto.

Posto isto, ao tratar que o momento ótimo da substituição de máquinas florestais leva em consideração variáveis críticas, então, incertas, podem ser atribuídas distribuições de probabilidades a um modelo matemático para estimar valores de uma amostra aleatória, e descrever o intervalo do custo anual uniforme equivalente por meio

da aplicação do método de Monte Carlo. O objetivo deste trabalho foi determinar a vida econômica de máquinas autopropelidas que compõem um módulo de colheita mecanizada de madeira com incertezas associadas, com vistas a subsidiar sobre o momento ótimo de substituição aceitável economicamente.

## Material e métodos

O estudo foi desenvolvido a partir dos dados históricos de um módulo empregado no sistema de colheita mecanizada de *Eucalyptus* sp. As florestas, localizadas na região Centro-Oeste do estado de São Paulo, apresentavam uma idade média de  $6,21 \pm 1,32$  anos, altura média de  $24,04 \pm 3,17$  m, com incremento médio anual de  $53,59 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$  e produtividade média de  $332,93 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$  com casca.

O módulo de colheita mecanizado era composto por quatro máquinas para a realização da atividade fim, sendo: uma máquina *John Deere*, modelo 903K, com cabeçote *feller-buncher* modelo FR22, com 27.929 horas acumuladas, utilizada para a operação de corte e derrubada das árvores; uma máquina *John Deere*, modelo 848H, *grapple skidder*, com 31.017 horas acumuladas, empregada para a extração das árvores; duas máquinas, ambas *John Deere*, modelo 200D LC, equipadas com cabeçote J. de Souza, modelo GL 580r para o processamento das toras, caracterizadas como *grapple processor* 1 com 30.591 horas de uso e *grapple processor* 2 com 31.678 horas acumuladas.

As operações de colheita e processamento de madeira eram realizadas em três turnos diários de 8 h, considerando-se o ano base de 252 dias úteis. Efetivamente, durante a vida útil deste módulo de colheita mecanizado, foram colhidos 22.605 ha, que resultou em 7.525.914,18 m<sup>3</sup> de madeira colhida e processada em toras com 3,60 m de comprimento.

### *Custos operacionais das máquinas*

Os custos operacionais das máquinas foram determinados sopesando àqueles incorridos entre janeiro de 2011 e dezembro de 2015. Devido à desvalorização da moeda nacional (BRL), foi necessária a correção destes custos, sendo retirado dos custos nominais o efeito da inflação e transformados em custos de valor corrente. Assim, adotou-se o índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI) para deflacionar os custos incorridos para que estes pudessem ser comparados

e analisados no tempo, conforme preconizado por Mendes & Padilha (2007). O valor deflacionado teve como mês base janeiro de 2011 e a nova base o mês de dezembro de 2016.

Os valores monetários foram expressos em Dólar americano (USD) considerando como taxa de câmbio o preço da moeda estrangeira oficial do Banco Central do Brasil a preço de venda, medido em unidades e frações do Real Brasileiro, que era de 3,2590 BRL em 30/12/2016, conforme disponibilizado pelo referido banco.

Os custos operacionais ( $C_{ope}$ ) foram estruturados no sistema de custeio, baseado em atividade em conformidade com Padoveze (2014). Assim, a estimativa compreendeu a depreciação contábil, o custo demandado pelos supervisores, as despesas e os gastos para a execução da colheita mecanizada de madeira. O sistema de custeio foi estruturado em elementos de custo (EC) referentes à: mão-de-obra dos operadores ( $M_{ope}$ ); mão-de-obra dos supervisores ( $M_{sup}$ ); depreciação ( $D_{opr}$ ); lubrificantes ( $L_{ubr}$ ); oficina móvel ( $O_{fic}$ ); combustível ( $C_{omb}$ ); reposição de peças ( $R_{pec}$ ); e reparos e manutenções ( $R_{man}$ ).

#### Taxa do custo de oportunidade de capital

A taxa do custo de oportunidade aplicada à remuneração das despesas de capitais ou investimentos em bens de capitais (*capital expenditure*, CAPEX) comprometido em um ativo imobilizado, como, para a aquisição das máquinas, foi estimada por meio do custo médio ponderado de capital (Equação 1), em razão da participação de passivo oneroso no ativo total da empresa analisada, em consonância à Brigham & Houston (2016).

$$i = k_p(1 - T) \frac{Div}{(Div + PL)} + k_s \frac{PL}{(Div + PL)} \quad (1)$$

Onde:  $k_p$  = custo do capital do credor;  $T$  = soma das alíquotas do imposto de renda pessoa jurídica (IRPJ) e da contribuição social sobre o lucro líquido (CSLL);  $Div$  = valor de mercado da dívida;  $PL$  = valor de mercado do capital ordinário;  $k_s$  = custo de capital ordinário;  $\frac{Div}{(Div + PL)}$  = proporção do ativo financiado pelos credores;  $\frac{PL}{(Div + PL)}$  = proporção do ativo financiado pelos proprietários.

Logo, fez-se necessário estimar o custo de oportunidade do financiamento do capital ordinário, obtido por meio do modelo de precificação de ativos (Equação 2), conforme proposto por Assaf Neto et al. (2008).

$$k_s = r_f + \beta_s(r_m - r_f) + \alpha_{Br} \quad (2)$$

Onde:  $r_f$  = taxa de retorno de um ativo livre de risco;  $\beta_s$  = coeficiente de risco sistemático do ativo;  $r_m$  = taxa de retorno prevista para a carteira de mercado;  $(r_m - r_f)$  = ágio pelo risco no mercado;  $\alpha_{Br}$  = prêmio de risco do país.

Assim sendo, como premissa, determinou-se o índice beta alavancado do ativo em análise (Equação 3), considerado uma medida relativa de risco não diversificável das empresas do setor analisado, obtido por meio da mensuração da sensibilidade do ativo total em relação a uma carteira de mercado de referência.

$$\beta_A = \frac{Cov(K_j, K_m)}{\sigma_m^2} \quad (3)$$

Onde:  $\beta_A$  = índice beta alavancado do ativo em análise;  $K_j$  = retorno do ativo em análise;  $K_m$  = retorno previsto para a carteira de mercado;  $Cov$  = covariância;  $\sigma_m^2$  = variância do retorno da carteira de mercado.

Posteriormente, determinou-se o índice beta desalavancado (Equação 4), utilizando o grau de alavancagem financeira de cada empresa do setor regulado em análise, o o IRPJ e a CSLL do mercado de referência.

$$\beta_D = \frac{\beta_A}{\left[1 + \left(\frac{Div}{Div + PL}\right) \times (1 - T)\right]} \quad (4)$$

Onde:  $\beta_D$  = índice beta desalavancado;  $Div$  = valor de mercado da dívida;  $PL$  = valor de mercado do capital ordinário;  $\beta_A$  = índice beta alavancado do ativo em análise;  $T$  = soma das alíquotas do imposto de renda pessoa jurídica (IRPJ) e da contribuição social sobre o lucro líquido (CSLL).

Após o cálculo do índice beta desalavancado, é necessário calcular-se a média do beta desalavancado (Equação 5), cujo resultado será o índice beta desalavancado do setor regulado de interesse no mercado de referência.

$$\beta_T = \sum_{k=1}^n \frac{\beta_{Dk}}{N} \quad (5)$$

Onde:  $\beta_T$  = índice beta desalavancado médio do setor regulado de interesse;  $\beta_{Dk}$  = índice beta desalavancado da empresa  $k$ ;  $N$  = número de empresas da amostra do setor regulado de interesse no mercado de referência.

Por fim, foi realavancado o índice beta do setor regulado ou o coeficiente de risco sistemático do ativo, dado por meio da Equação 6.

$$\beta_S = \beta_T \times \beta_D \quad (6)$$

Onde:  $\beta_S$  = coeficiente de risco sistemático do ativo;  $\beta_T$  = índice beta desalavancado médio do setor regulado de interesse;  $\beta_D$  = índice beta desalavancado.

#### Custo anual uniforme equivalente (CAUE)

A proposição fundamental para determinar o CAUE, é a recuperação das despesas de capitais ou investimentos em bens de capitais (*capital expenditure*, CAPEX) somado ao valor do capital durante a vida útil do ativo imobilizado à determinada taxa do custo de oportunidade, designado como fator de recuperação de capital (FRC), expresso na Equação 7, o qual permite trazer a valor presente a receita por meio de uma série uniforme de pagamentos.

$$FRC = \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} \quad (7)$$

Onde:  $FRC$  = fator de recuperação de capital;  $n$  = períodos de utilização das máquinas;  $i$  = taxa do custo de oportunidade.

O CAUE consente mensurar a vida econômica dos ativos imobilizados. O desenvolvimento é dado a partir do CAPEX, da taxa do custo de oportunidade, do tempo de vida útil das máquinas, do valor residual ao fim da vida útil das máquinas e do custo operacional (Equação 8).

$$CAUE = I * \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} - \frac{VR * i}{(1+i)^n - 1} + \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} * \frac{C_{ope}}{(1+i)^n}$$

$$CAUE = \left( I + \frac{C_{ope}}{(1+i)^n} \right) * \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} - \frac{VR * i}{(1+i)^n - 1}$$

Onde:  $I$  = CAPEX;  $VR$  = valor residual ao fim da vida útil das máquinas;  $C_{ope}$  = custo operacional.

Observe que:

$$\frac{i}{(1+i)^n - 1} = \frac{i}{[(1+i)^n - 1]} * \frac{(1+i)^n}{(1+i)^n} = \frac{1}{(1+i)^n} * \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1}$$

Desta forma, tem-se:

$$CAUE = \left( I + \frac{C_{ope}}{(1+i)^n} \right) * \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} - \frac{VR}{(1+i)^n} * \frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} \quad (8)$$

Portanto, a estimativa do cálculo do CAUE das máquinas empregadas na colheita mecanizada de madeira foi reescrita conforme Equação 9.

$$CAUE = \left[ I - \frac{VR}{(1+i)^n} + \frac{C_{ope}}{(1+i)^n} \right] * FRC \quad (9)$$

#### Incorporação do risco unitário

As distribuições de probabilidades foram atribuídas aos parâmetros de entrada dos modelos matemáticos, caracterizados como entradas sob condições de incertezas, com vistas à demonstrar a ação sobre o custo operacional ( $C_{ope}$ ) e o CAUE, considerados parâmetros de saída dos modelos.

Deste modo, a partir da série dos valores históricos de entradas, foi aplicado o teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov (K-S) ao nível de 1% de significância, conforme Miot (2017). Posteriormente, os modelos foram selecionados ao considerar o menor valor pelo critério *Akaike Information Criterion* (AIC), conforme Bozdogan (1987), a fim de obter a distribuição de probabilidade que melhor descrevesse os parâmetros de interesse.

Em seguida, foram gerados 100.000 números pseudoaleatórios, mediante simulação do método de Monte Carlo, com o programa *@Risk Copyright © 2019 Palisade Corporation* (2019). O gerador de números empregado foi o *Mersenne Twister*, em consonância com Harase (2019), fixando-se o parâmetro inicial para os modelos matemáticos, conforme Simões et al. (2018).

O estudo pormenorizado do risco unitário ponderou a correlação de Spearman ( $\rho_s$ ) para verificar a relação monotônica entre os elementos de custo e o custo operacional e entre o valor anual uniforme do investimento, valor anual uniforme do valor residual, custo operacional anual equivalente e o custo anual uniforme equivalente ao nível de significância de 5%.

## Resultados

#### Análise do custo operacional

Ao analisar o Custo operacional ( $C_{ope}$ ) médio do *feller-buncher* ao longo de sua vida útil (Tabela 1), foi possível atestar que os elementos de custo reposição de peças ( $R_{peç}$ ) e reparos e manutenções ( $R_{man}$ ) são os que mais exercem influência, fato explicado pelos valores de correlação entre o elemento de custo (EC) operacional

de entrada ( $\rho_s=0,96$ ) e o  $C_{ope}$  ( $\rho_s=0,77$ ), podendo ser caracterizadas como associações positivas fortes.

Quanto ao  $C_{ope}$  médio do *grapple skidder* durante a vida útil, constatou-se que a  $R_{pec}$  foi o EC com maior predominância, ou seja, apresentou valores de correlação positiva forte ( $0,7 < \rho_s < 0,8$ ), enquanto o custo com combustível ( $C_{omb}$ ) apresentou correlações positivas fracas e moderadas ( $0,3 < \rho_s < 0,5$ ). Em relação aos demais EC, os valores de correlações podem ser considerados muito fracos, por apresentarem  $0,1 < \rho_s < 0,2$ .

Ao verificar o  $C_{ope}$  médio no decorrer da vida útil do *grapple processor 1*, observou-se que o EC que mais influenciou foi a  $R_{pec}$ , com valor de correlação positiva forte e muito forte ( $0,7 < \rho_s < 0,9$ ). Por conseguinte, o custo de mão-de-obra dos operadores ( $M_{ope}$ ) apresentou correlação moderada ( $0,4 < \rho_s < 0,5$ ). Para os demais EC as associações podem ser consideradas muito fracas, devido aos seus valores permanecerem entre  $0,1 < \rho_s < 0,2$ .

Para a interpretação do  $C_{ope}$  médio durante a vida útil do *grapple processor 2*, o EC denominado  $R_{pec}$  apresentou valor de correlação positiva muito forte ( $0,8 < \rho_s < 0,9$ ), seguido de  $C_{rem}$  com uma correlação positiva moderada ( $0,4 < \rho_s < 0,5$ ). As associações dos demais EC foram consideradas fracas, pois permaneceram entre  $0,1 < \rho_s < 0,3$ .

**Tabela 1.** Custo operacional médio das máquinas.

**Table 1.** Average operating cost of machinery.

Vida útil (ano)	Feller-buncher (USD a.a. <sup>-1</sup> )	Grapple skidder (USD a.a. <sup>-1</sup> )	Grapple processor 1 (USD a.a. <sup>-1</sup> )	Grapple processor 2 (USD a.a. <sup>-1</sup> )
1	369.272,13 (3,12%)	299.652,26 (2,19%)	302.297,30 (3,44%)	279.793,94 (2,91%)
2	498.238,56 (3,69%)	343.839,71 (2,28%)	379.618,63 (3,59%)	364.331,56 (3,35%)
3	597.150,33 (4,54%)	388.744,61 (2,42%)	416.165,00 (3,98%)	398.927,31 (3,96%)
4	465.179,56 (4,61%)	316.733,64 (2,07%)	281.657,47 (3,60%)	320.556,81 (3,51%)
5	654.258,13 (6,08%)	390.610,09 (2,33%)	405.057,67 (4,58%)	411.734,46 (4,05%)

Entre parêntesis = coeficiente de variação.

#### Estimativa da taxa do custo de oportunidade do capital

Para a estimativa do cálculo do custo médio ponderado de capital (*Weighted Average Cost of Capital*, WACC) é essencial a determinação do custo do capital ordinário, considerado o componente principal. Contudo, este é um custo complexo, por não ser disponibilizado explicitamente pelo mercado financeiro. Em vista disso,

considerou-se a *Annual Return on Treasury Bonds 10Y US* do tesouro americano entre 01/02/1962 e 15/01/2019, para determinar por meio da média geométrica, a taxa livre de risco de 5,51%.

Posteriormente, o beta alavancado, que exprime o risco econômico e o risco financeiro, foi determinado pelo nível de endividamento das empresas de capital aberto do Brasil do setor de madeira e papel, conforme os dados disponibilizados pela B3 Brasil, Bolsa, Balcão (2019). As empresas consideradas são: Celulose Irani S.A., Duratex S.A., Eucatex S.A. Indústria e Comércio, Klabin S.A. e Suzano S.A. Ao ponderar-se o grau de alavancagem das empresas e os impostos, obteve-se o beta associado ao risco do negócio.

Em seguida, sopesou-se a proporção do ativo financiado por dívida das respectivas empresas e o fator de imposto de renda pessoa jurídica (IRPJ) de 34%, resultando, em um beta desalavancado médio para o setor em análise de 0,33. De modo consequente, determinou-se o beta realavancado, isto é, o beta associado ao risco do negócio de 0,42, considerando a proporção do ativo financiado por dívida (40,84%) do setor de madeira e papel.

A taxa de retorno prevista para a carteira de mercado foi de 9,53%, pautada no índice *S&P Global Timber and Forestry Index* dos últimos 10 anos. Também por meio da média geométrica, calculou-se o prêmio de risco do país Brasil, isto é, emitido para países emergentes ponderando a série histórica de dados entre 29/04/1994 e 15/01/2019 do *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+Risco-Brasil), que foi de 4,11%. Isto posto, estimou-se o custo do capital ordinário de 11,30%.

O custo de capital do credor atingiu o valor de 9,11%, considerando-se o *spread* de 3,60%, classificado como crédito especulativo nível BA2.

Sucessivamente, além de ponderar a proporção do ativo financiado por dívida, considerou-se a proporção do ativo financiado pelos proprietários (59,16%), que possibilitou determinar a taxa do custo de oportunidade do capital, isto é, pelo uso do capital aplicado para aquisição das máquinas, que foi de 9,14%.

#### Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente (CAUE)

Ao analisar o CAUE das máquinas (Tabela 2), constatou-se que os melhores ajustes foram por meio da distribuição de probabilidade de técnica de avaliação e revisão de programas (*Program Evaluation and Review Technique*, PERT). Destarte, foi possível verificar que a

vida econômica do *feller-buncher* foi encontrada no ano 4 da vida útil, portanto, período que ocorreu o menor valor modal (USD), com a aderência dos dados à distribuição de probabilidade PERT (AIC=2,38x10<sup>6</sup>) confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S=0,1481).

O CAUE médio para a vida útil do *feller-buncher* apresentou 592.864,20 USD a a<sup>-1</sup> e, após o ano 4 da vida útil, foi possível constatar o aumento de 4,84% do CAUE médio nas operações do ano seguinte. O coeficiente de variação, para o ano 4 da vida útil, foi de 4,55%. Para a interpretação do CAUE mínimo e máximo durante a vida útil, foi verificada uma correlação positiva muito forte ( $0,8 < \rho_s < 0,9$ ). Para os demais componentes, verificaram-se associações fracas que permaneceram entre  $0,1 < \rho_s < 0,4$ .

Ao considerar as operações com o *grapple skidder*, foi possível verificar que a vida econômica foi encontrada

no ano 4 da vida útil, pois foi o ano que apresentou o menor valor modal (USD) com aderência dos dados à distribuição de probabilidade PERT (AIC=2,29x10<sup>6</sup>) confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S=0,1463) conforme Tabela 3.

Assim, o valor médio do CAUE para a vida útil do *grapple skidder* foi de 384.994,55 USD a a<sup>-1</sup>. Após o ano 4 da vida útil, foi possível constatar aumento de aproximadamente 3,25% do CAUE médio das operações do ano seguinte. O coeficiente de variação, para o ano 4 da vida útil, foi de 4,61%. Não obstante, para o CAUE mínimo e máximo durante a vida útil do *grapple skidder*, foram verificadas correlações positivas muito fortes ( $0,8 < \rho_s < 0,9$ ). Para os demais componentes verificaram-se associações fracas que permaneceram entre  $0,1 < \rho_s < 0,4$ .

**Tabela 2.** Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente do *feller-buncher*.

**Table 2.** Stochastic analysis of equivalent annual uniform costs of the *feller-buncher*.

Vida útil (ano)	Valor modal e CV. (USD a a <sup>-1</sup> )	CAUE mínimo (USD a a <sup>-1</sup> )	CAUE máximo (USD a a <sup>-1</sup> )	AIC	K-S
1	727.467,57 (5,32%)	555.450,41	910.672,09	2,45x10 <sup>6</sup>	0,1544
2	695.484,33 (4,70%)	561.868,39	841.078,87	2,40x10 <sup>6</sup>	0,1354
3	651.852,22 (4,60%)	534.642,09	806.563,16	2,39x10 <sup>6</sup>	0,1494
4	592.864,20 (4,55%)	482.598,13	721.309,51	2,38x10 <sup>6</sup>	0,1481
5	621.550,89 (4,56%)	506.216,78	762.684,89	2,37x10 <sup>6</sup>	0,1470

CV = coeficiente de variação; CAUE = custo anual uniforme equivalente.

**Tabela 3.** Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente do *grapple skidder*.

**Table 3.** Stochastic analysis of equivalent annual uniform costs of the *grapple skidder*.

Vida útil (ano)	Valor modal e C.V. (USD a a <sup>-1</sup> )	CAUE mínimo (USD a a <sup>-1</sup> )	CAUE máximo (USD a a <sup>-1</sup> )	AIC	K-S
1	432.390,00 (5,27%)	331.340,80	540.487,01	2,34x10 <sup>6</sup>	0,1543
2	426.391,58 (4,71%)	346.082,50	519.033,97	2,31x10 <sup>6</sup>	0,1362
3	411.445,30 (4,63%)	337.978,76	510.942,98	2,34x10 <sup>6</sup>	0,1493
4	384.994,55 (4,61%)	315.885,66	474.040,39	2,29x10 <sup>6</sup>	0,1463
5	397.529,21 (4,60%)	322.950,24	488.192,67	2,29x10 <sup>6</sup>	0,1479

CV = coeficiente de variação; CAUE = custo anual uniforme equivalente.

Ao avaliar o *grapple processor 1*, verificou-se que a vida econômica foi encontrada no ano 4 da vida útil, período este em que se obteve o menor valor modal (USD) e aderência dos dados à distribuição de probabilidade PERT ( $AIC=2,96 \times 10^6$ ), confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ( $K-S=0,1461$ ) conforme apresentado na Tabela 4. O valor do CAUE médio da vida útil foi de 393.745,03 USD a  $a^{-1}$ , constatando-se um aumento de 5,12% para o ano seguinte de operação com a máquina. O coeficiente de variação, para o ano 4 da vida útil, foi de 4,62%.

Foram verificadas correlações positivas muito fortes ( $0,8 < \rho_s < 0,9$ ) para os CAUE mínimo e máximo durante a vida útil do *grapple processor 1*, e associações fracas para os demais componentes ( $0,1 < \rho_s < 0,4$ ).

Para a análise estocástica do CAUE do *grapple processor 2*, foi encontrado o menor valor modal no ano 4 da vida útil (391.360,93 USD a  $a^{-1}$ ) e aderência dos dados

à distribuição de probabilidade PERT ( $AIC=2,29 \times 10^6$ ), confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ( $K-S=0,1462$ ) conforme a Tabela 5. Verificou-se aumento de 5,12% do CAUE médio para as operações com a máquina em relação ao ano subsequente ao da vida econômica encontrada.

O coeficiente de variação para o ano 4 da vida útil foi de 4,62%. Para a descrição do CAUE mínimo e máximo durante a vida útil do *grapple processor 2*, foram verificadas correlações positivas muito fortes ( $0,8 < \rho_s < 0,9$ ). Para os demais componentes verificaram-se associações fracas que permaneceram entre  $0,1 < \rho_s < 0,4$ .

Constatou-se que no ano subsequente à vida econômica (ano 5 da vida útil), ocorreu aumento significativo para as operações com as máquinas autopropelidas, sendo 4,84% para o *feller-buncher*, 3,25% para o *grapple skidder*, 5,12% para o *grapple processor 1* e 5,12% para o *grapple processor 2*.

**Tabela 4.** Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente do *grapple processor 1*.

**Table 4.** Stochastic analysis of equivalent annual uniform costs of the *grapple processor 1*.

Vida útil (ano)	Valor modal e CV (USD a $a^{-1}$ )	CAUE mínimo (USD a $a^{-1}$ )	CAUE máximo (USD a $a^{-1}$ )	AIC	K-S
1	457.984,53 (5,21%)	352.540,17	570.433,68	2,35x10 <sup>6</sup>	0,1539
2	450.630,61 (4,72%)	362.727,88	544.855,80	2,36x10 <sup>6</sup>	0,1321
3	436.420,82 (4,65%)	358.589,14	542.847,72	2,31x10 <sup>6</sup>	0,1493
4	393.745,03 (4,62%)	324.325,30	487.292,74	2,96x10 <sup>6</sup>	0,1461
5	413.901,97 (4,62%)	336.040,04	508.744,49	2,30x10 <sup>6</sup>	0,1479

CV = coeficiente de variação; CAUE = custo anual uniforme equivalente.

**Tabela 5.** Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente do *grapple processor 2*.

**Table 5.** Stochastic analysis of equivalent annual uniform costs o the *grapple processor 2*.

Vida útil (ano)	Valor modal e CV (USD a $a^{-1}$ )	CAUE mínimo (USD a $a^{-1}$ )	CAUE máximo (USD a $a^{-1}$ )	AIC	K-S
1	453.482,76 (5,22%)	348.812,50	565.003,85	2,35x10 <sup>6</sup>	0,1541
2	445.387,84 (4,71%)	358.512,57	538.371,18	2,31x10 <sup>6</sup>	0,1366
3	428.171,84 (4,64%)	351.788,57	532.372,02	2,31x10 <sup>6</sup>	0,1493
4	391.360,93 (4,62%)	322.395,63	484.313,21	2,29x10 <sup>6</sup>	0,1462
5	411.387,46 (4,62%)	334.020,80	505.607,72	2,30x10 <sup>6</sup>	0,1479

CV = coeficiente de variação; CAUE = custo anual uniforme equivalente.

## Discussão

### *Análise do custo operacional*

O custo operacional das máquinas empregadas na colheita mecanizada madeira, comumente, é estimado por meio do método de custeio baseado em atividade, considerando-se os *cost drivers* intrínsecos à operação, ou seja, ponderando-se os custos diretos e indiretos específicos a cada empresa de base florestal.

Os valores de correlação encontrados nas operações do *feller-buncher* (Tabela 1) são semelhantes aos observados por Nascimento et al. (2011) e Santos et al. (2015). Esses autores também identificaram o custo de reparos e manutenções ( $R_{man}$ ) como o elemento de custo (EC) que mais influenciou o custo de produção com *feller-buncher*. No entanto, Santos et al. (2013) e Lopes et al. (2014) encontraram o custo com combustíveis ( $C_{omb}$ ) como o EC mais significativo dentre os custos avaliados nas operações com o *grapple skidder*. Em uma análise técnica e econômica com *grapple processor*, Lopes et al. (2008) encontraram o  $R_{man}$  como o EC de maior influência nas operações, porém, o custo com reposição e peças ( $R_{pec}$ ) não foi contemplada como um componente dos custos operacionais.

Salienta-se que a interpretação da associação entre os parâmetros apresenta um caráter dúbio. A avaliação da magnitude da correlação entre os EC e o custo operacional ( $C_{opc}$ ) das máquinas deve ser interpretado, a fim de quantificar quanto dos dados dependem monotonicamente. Essa nomenclatura da interpretação pode variar na literatura, podendo-se destacar autores como Bussab & Morettin (2010), Devore (2011) e Triola (2014).

### *Análise estocástica do custo anual uniforme equivalente*

Conforme Hartman & Tan (2014), o custo anual uniforme equivalente (CAUE) é utilizado para análise de substituição de máquinas. Aplica-se o método CAUE para cada período da vida útil das máquinas avaliadas. Quando o período do CAUE subsequente for superior ao CAUE do período precedente, determina-se neste momento a vida econômica da máquina (Maria & Luz, 2010).

Ao analisar o CAUE, verificou-se que a distribuição de probabilidade de técnica de avaliação e revisão de programas (*Program Evaluation and Review Technique*, PERT) foi a distribuição que propiciou o melhor ajuste.

De acordo com Jing et al. (2013) e Rodriguez (2019), esta distribuição remete a resultados que se assemelham a uma probabilidade realista. Além disso, é amplamente utilizada para gerenciamento de projetos em aplicações do mundo real, partindo-se de uma suposição básica de que um projeto sob condições extremas de incertezas pode ser satisfatoriamente modelado.

A vida econômica do *feller-buncher* foi encontrada no ano 4 da vida útil, período que ocorreu o menor valor modal (USD). A partir de uma avaliação econômica da colheita mecanizada de madeira com *harvester* e *forwarder*, Santos et al. (2016) encontraram um melhor momento para substituição no ano 5 da vida útil, ano este que representou a vida econômica de operação das máquinas.

A vida econômica do *grapple skidder*, também foi encontrada no ano 4 da vida útil da máquina. Contudo, difere do momento ótimo estimado por Miyajima et al. (2017)). Esses autores estimaram que a vida econômica de um *grapple skidder*, com características técnicas semelhantes ao analisado, ocorreu no ano 5 da vida útil.

Apesar da vida econômica do ativo imobilizado ser única, Cesca (2018) relata existir ativos que não atingirão o momento ótimo para reposição, dada a curva de custo equivalente de propriedade crescente. Esta condição, foi corroborada por Simões et al. (2013) que não obtiveram o momento ótimo para a substituição de um *forwarder* empregado para extração de madeira utilizando diferentes métodos de depreciação, pois para o período de avaliação, ou seja, durante a vida útil de 5 anos obtiveram CAUE crescente.

Ao avaliar o *grapple processor* 1 e 2, verificou-se que a vida econômica foi encontrada no ano 4 da vida útil. Portanto, a recuperação das despesas de capitais ou investimentos em bens de capitais (*capital expenditure*, CAPEX) foi amortizado e, a partir do ano em discussão, os custos operacionais tenderiam a aumentar. Este fato é corroborado por Dhillon (2010), que salienta que a aquisição de um ativo imobilizado não deve ser determinada mediante apenas ao seu custo de aquisição, mas por meio de um estudo que leve em conta as despesas de manutenção ao longo de toda sua vida útil.

A operação de processamento da madeira, quando analisada perante as incertezas associadas, possibilita a adoção de modelos probabilísticos. De acordo com Jastad et al. (2018) estes são os mais adequados à realidade, porque levam em consideração o fator incerteza, bem como as relações entre as variáveis que o compõem.

Constatou-se que no ano subsequente à vida econômica (ano 5 da vida útil), ocorreu um aumento significativo para as operações com todas as máquinas avaliadas. De acordo com Tusi et al. (2019), ao término da vida útil dessas máquinas, as empresas precisam decidir sobre sua substituição. A avaliação do momento ótimo de substituição de equipamentos tem como ponto de partida a vida útil e vida econômica de um bem, visando diminuir os custos.

## Conclusões

A vida econômica das máquinas que compõem o módulo de colheita mecanizado avaliado é no ano 4 da vida útil, considerado este o momento econômico ótimo para a substituição das máquinas.

O custo anual uniforme equivalente do módulo de colheita mecanizado composto por *feller-buncher*, *grapple skidder* e *grapple processor* aumenta 18,3% no ano subsequente ao momento ótimo de substituição, aditando os custos de colheita e processamento da madeira.

Os custos com reposição de peças e os custos demandados com reparos e manutenções são os elementos de custos que mais influenciam a determinação da vida econômica ou ponto ótimo de substituição das máquinas florestais.

## Referências

- Abensur, E. O. A substituição de bens de capital: um modelo de otimização sob a óptica da engenharia de produção. **Gestão & Produção**, v. 22, n. 3, p. 525-538, 2015. <https://doi.org/10.1590/0104-530X1690-14>.
- Assaf Neto, A. et al. Uma proposta metodológica para o cálculo do custo de capital no Brasil. **Revista de Administração**, v. 43, n. 1, p. 72-83, 2008.
- Banco Central do Brasil. **Conversão de moedas**. 2018. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/conversao/conversao.asp>>. Acesso em: 16 mar. 2018.
- Bozdogan, H. Model selection and Akaike's information criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**, v. 52, n. 3, p. 345-370, 1987. <https://doi.org/10.1007/BF02294361>.
- Brigham, E. F. & Houston, J. F. **Fundamentals of financial management**. 14<sup>th</sup> ed. Boston: Cengage Learning, 2016. 832 p.
- Bussab, W. O. & Morettin, P. A. **Estatística básica**. 6 ed. São Paulo: Saraiva, 2010. 540 p.
- B3 Brasil, Bolsa, Balcão. **Ações**. Disponível em: <[http://www.b3.com.br/pt\\_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/empresas-listadas.htm](http://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/empresas-listadas.htm)>. Acesso em: 30 jan. 2019.
- Cesca, I. G. Desdobramentos da tomada de decisão em problemas de substituição de equipamentos por meio de funções contínuas e análise não suave. **Revista Produção Online**, v. 18, n. 3, p. 850-874, 2018. <https://doi.org/10.14488/1676-1901.v18i3.2977>.
- Devore, J. L. **Probability and statistics for engineering and the sciences**. 8th ed. Belmont: Brooks Cole, 2011. 776 p.
- Dhillon, B. S. **Life cycle costing for engineers**. Boca Raton: CRC Press, 2010. 224 p.
- Diniz, C. C. C. et al. Avaliação técnica de cabeçotes individual e múltiplo no processamento de madeira. **Advances in Forestry Science**, v. 5, n. 1, p. 253-258, 2018. <http://dx.doi.org/10.34062/afs.v5i1.5523>.
- Fakhri, Y. et al. Aflatoxin M1 in human breast milk: a global systematic review, meta-analysis, and risk assessment study (Monte Carlo simulation). **Trends in Food Science & Technology**, v. 88, p. 333-342, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.tifs.2019.03.013>.
- Feldens, A. G. et al. Política para avaliação e substituição de frota por meio da adoção de modelo multicritério. **ABCustos**, v. 5, n. 1, p. 61-91, 2010.
- Harase, S. Conversion of *Mersenne Twister* to double-precision floating-point numbers. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 161, p. 76-83, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.matcom.2018.08.006>.
- Hartman, J. C. & Tan, C. H. Equipment replacement analysis: a literature review and directions for future research. **The Engineering Economist**, v. 59, p. 136-153, 2014. <https://doi.org/10.1080/0013791X.2013.862891>.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **EMBI+Risco-Brasil**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>>. Acesso em: 1 jan 2019.
- Jastad, E. O. et al. Modelling of uncertainty in the economic development of the Norwegian forest sector. **Journal of Forest Economics**, v. 32, p. 106-115, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.jfe.2018.04.005>.
- Jing, L. et al. Monte Carlo simulation-aided analytic hierarchy process approach: case study of assessing preferred non-pointsource pollution control best management practices. **Journal of environmental engineering© ASCE**, v. 139, n. 5, p. 618-626, 2013. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)EE.1943-7870.0000673](https://doi.org/10.1061/(ASCE)EE.1943-7870.0000673).
- Landeta, J. M. I. et al. Determinación de la vida económica de un equipo: análisis de sensibilidad de las variables intervinientes. **ConCiencia Tecnológica**, n. 53, p. 43-53, 2017.
- Lopes, S. E. et al. Avaliação técnica e econômica de uma garra traçadora operando em diferentes produtividades. **Scientia Forestalis**, v. 36, n. 79, p. 215-222, 2008.
- Lopes, E. S. et al. Influence of wheeled types of a skidder on productivity and cost of the forest harvesting. **Floresta**, v. 44, n. 1, p. 53-62, 2014. <http://dx.doi.org/10.5380/rev.v44i1.31356>.
- Malinovski, J. R. et al. Sistemas. In: Machado, C. C. (Ed.). **Colheita Florestal**. Viçosa, MG: Ed UFV, 2014.
- Maria, R. C. & Luz, J. A. M. Aspectos da avaliação técnico-econômica de circuitos de flotação. **Revista Escola de Minas**, v. 63, n. 4, p. 645-651, 2010. <https://doi.org/10.1590/S0370-44672010000400008>.

- Melo, I. C. et al. Substituição de equipamentos aplicada ao mercado brasileiro de automóveis: uma abordagem via custo anual uniforme equivalente. **Latin American Journal of Business Management**, v. 9, n. 1, 2018.
- Mendes, J. T. G. & Padilha, J. P. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Education, 2007. 384 p.
- Miot, H. A. Assessing normality of data in clinical and experimental trials. **Jornal Vascular Brasileiro**, v. 16, n. 2, p. 88-91, 2017. <https://doi.org/10.1590/1677-5449.041117>.
- Miyajima, R. H. et al. Análise quantitativa do risco técnico-econômico de um trator florestal skidder. **Biofix Scientific Journal**, v. 2, n. especial I, p. 6-11, 2017. <http://dx.doi.org/10.5380/biofix.v2i0.56339>.
- Morettin, L. G. **Estatística básica: probabilidade e inferência**. São Paulo: Pearson, 2010. 390 p.
- Motta, R. R. & Calôba, G. M. **Análise de investimentos: tomada de decisão em projetos industriais**. São Paulo: Atlas, 2011. 391 p.
- Nascimento, A. C. et al. Avaliação técnica e econômica da colheita florestal com *feller-buncher*. **Cerne**, v. 17, n. 1, p. 9-15, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0104-77602011000100002>.
- Padoveze, C. L. **Contabilidade de custos: teoria, prática, integração com sistemas de informações (ERP)**. São Paulo: Cengage Learning, 2013. 500 p.
- Palisade Corporation. **@Risk. v. 7.6.1**. Newfield: Palisade Corporation, 2019.
- Park, Y. H. A study of risk management and performance measures on new product development, **Asian Journal on Quality**, v. 11, n. 1, p. 39-48, 2010. <https://doi.org/10.1108/15982681011051813>.
- Porras, A. F. Cálculo de la actividad de una muestra de uranio irradiada por neutrones térmicos para el análisis inicial en protección radiológica usando simulación Monte Carlo. **Momento**, n. 56, p. 76-86, 2018. <https://doi.org/10.15446/mo.n56.69827>.
- Rodrigues, C. K. et al. Influência do volume das árvores no desempenho do processador florestal harvester em povoamento de eucalipto. **Biofix Scientific Journal**, v. 3 n. 2 p. 237-242, 2018. <http://dx.doi.org/10.5380/biofix.v3i2.58799>.
- Rodriguez, R. A. S. C. Pert using Fuzzy variables and probability distribution function randomly selected. **Independent Journal of Management & Production**, v. 10, n. 1, p. 41-55, 2019. <https://doi.org/10.14807/ijmp.v10i1.844>.
- Santos, D. W. F. N. et al. Análise técnica-econômica de sistemas de colheita: toras curtas e toras longas sob métodos mecanizado e semimecanizado. **Magistra**, v. 27, n. 3/4, p. 412-423, 2015.
- Santos, L. N. et al. Avaliação de custos da operação de extração da madeira com *forwarder*. **Cerne**, v. 22, n. 1, p. 27-34, 2016. <https://doi.org/10.1590/01047760201622012076>.
- Santos, P. H. A. et al. Produtividade e custos de extração de madeira de eucalipto com *clambunk skidder*. **Revista Árvore**, v. 37, n. 3, 2013. <https://doi.org/10.1590/S0100-67622013000300014>.
- Silva, B. A. O. et al. Determinação do momento ótimo para substituição de equipamentos sob as óticas da gestão econômica e da engenharia econômica. **Revista de Administração e Contabilidade**, v. 7, n. 1, p. 35-52, 2015.
- Silva, E. S. & Queirós, M. **Gestão financeira: análise de investimentos**. Porto: Grupo Editorial Vida Econômica, 2011. 480 p.
- Simões, D. et al. Análise da depreciação do *forwarder* com aplicação do custo anual uniforme equivalente. **Tékhn e Logos**, v. 4, n. 2, p. 33-49, 2013.
- Simões, D. et al. Incorporation of uncertainty in technical and economic analysis of a *feller-buncher*. **Floresta**, v. 48, n. 3, p. 403-412, 2018. <http://dx.doi.org/10.5380/uf.v48i3.56404>.
- Souza, A. & Clemente, A. **Decisões financeiras e análise de investimentos: fundamentos, técnicas e aplicações**. 6 ed. São Paulo: Atlas, 2009. 186 p.
- Triola, M. F. **Essentials of statistics**. 5th ed. New York: Pearson, 2014. 696 p.
- Tusi, M. I. et al. Análise do cálculo da vida econômica de veículos de um centro de formação de condutores. **Revista Brasileira de Gestão e Engenharia**, n. 20, p. 137-149, 2019.
- Urbanucci, L. & Testi, D. Optimal integrated sizing and operation of a CHP system with Monte Carlo risk analysis for long-term uncertainty in energy demands. **Energy Conversion and Management**, v. 157, p. 307-316, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2017.12.008>.
- Zaroni, H. et al. Monte Carlo simulation approach for economic risk analysis of an emergency energy generation system. **Energy**, v. 172, p. 498-508, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.01.145>.