



**MODELAGEM DAS OPERAÇÕES DE EXTRAÇÃO MADEIREIRA EM REGIME
DE MANEJO SUSTENTÁVEL NA AMAZÔNIA: ESTUDO DE CASO DE UM
SISTEMA DE EXPLORAÇÃO**

WANDERLEI MOURA BARBOSA

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL**

**FACULDADE DE TECNOLOGIA
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA- UnB**

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS**

**MODELAGEM DAS OPERAÇÕES DE EXTRAÇÃO MADEIREIRA EM
REGIME DE MANEJO SUSTENTÁVEL NA AMAZÔNIA: ESTUDO DE
CASO DE UM SISTEMA DE EXPLORAÇÃO**

WANDERLEI MOURA BARBOSA

ORIENTADOR: Prof. Dr. REGINALDO SÉRGIO PEREIRA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

**PUBLICAÇÃO: _____/2018
BRASÍLIA/ DF MAIO DE 2018**

Brasília, 25 de maio de 2018

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

“ MODELAGEM DAS OPERAÇÕES DE EXTRAÇÃO MADEIREIRA EM REGIME DE
MANEJO SUSTENTÁVEL NA AMAZÔNIA: ESTUDO DE CASO DE UM
SISTEMA DE EXPLORAÇÃO ”

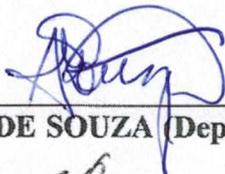
WANDERLEI MOURA BARBOSA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO ACADÊMICO SUBMETIDA AO PROGRAMA DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS, DO DEPARTAMENTO DE
ENGENHARIA FLORESTAL, DA FACULDADE DE TECNOLOGIA DA
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA, COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS
PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE.

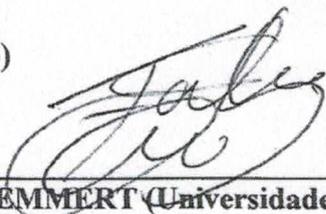
APROVADA POR:



Prof. Dr. REGINALDO SÉRGIO PEREIRA (Departamento de Engenharia Florestal –
EFL/UnB);
(Orientador)



Prof. Dr. ÁLVARO NOGUEIRA DE SOUZA (Departamento de Engenharia Florestal –
EFL/UnB);
(Examinador Interno)



Prof. Dr. FABIANO EMMERT (Universidade Federal Rural da Amazônia – UFRA);
(Examinador Externo)PG

Prof. Dr. EDER MIGUEL PEREIRA (Departamento de Engenharia Florestal –
EFL/UnB).
(Examinador Suplente)

Brasília-DF, 25 de maio de 2018.

FICHA CATALOGRÁFICA

Ficha catalográfica elaborada automaticamente,
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

MB238m	Moura Barbosa, Wanderlei Modelagem das operações de extração madeireira em regime de manejo sustentável na Amazônia: estudo de caso de um sistema de exploração / Wanderlei Moura Barbosa; orientador Reginaldo Sérgio Pereira. -- Brasília, 2018. 80 p. Dissertação (Mestrado - Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade de Brasília, 2018. 1. Modelagem. 2. Rendimento. 3. Custos. 4. Exploração Madeireira. 5. Amazônia. I. Sérgio Pereira, Reginaldo, orient. II. Título.
--------	--

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

BARBOSA, W. M. 2018. **Modelagem das operações de extração madeireira em regime de manejo sustentável na Amazônia: estudo de caso de um sistema de exploração**. Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais, Publicação PPGEFL.DM-____/2018. Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 80 f.

CESSÃO DE DIREITOS

AUTOR: Wanderlei Moura Barbosa

TÍTULO: Modelagem das operações de extração madeireira em regime de manejo sustentável na Amazônia: estudo de caso de um sistema de exploração.

GRAU: Mestre ANO: 2018

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias desta dissertação de mestrado e para emprestar ou vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos e científicos. O autor reserva outros direitos de publicação e nenhuma parte desta dissertação de mestrado pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

Wanderlei Moura Barbosa

wandermat@gmail.com

Dedico a todos que enfrentam barreiras em busca do conhecimento por meio da força de vontade e humildade.

AGRADECIMENTOS

Ao criador, por nos proporcionar o fardo necessário a ser carregado diante das mais adversas situações e sempre nos guiando na fé e força de vontade.

Aos amigos de trabalho, Jaime Marques de Souza e Rêiges Vicente de Aquino, Capitão e Subtenente do Exército Brasileiro, que sempre me apoiaram e me ofereceram a oportunidade de concluir o mestrado. Amigos pelos quais tenho plena gratidão, pois sempre souberam das dificuldades e barreiras impostas por uma Instituição de pouquíssimas possibilidades para a minha classe trabalhista.

À Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Florestal, pela oportunidade de ingresso no Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais.

Ao professor Reginaldo, pela paciência e dedicação durante todo o período de orientação, no qual pude concluir este trabalho.

Ao professor Álvaro, notável profissional, que muito contribuiu com seus ensinamentos, sugestões e apoio, nas disciplinas ministradas e fora delas.

Ao professor Fabiano e ao professor Éder, pelas sugestões, opiniões e boa vontade nos atendimentos constantes de dúvidas.

Aos amigos os quais caminharam comigo nessa jornada de dois anos enfrentando desafios, em especial Alda, Fátima, Lucas, Mauro, Juliana e Natália.

Ao amigo Sandro, que foi o *start* para a realização do mestrado, meu muito obrigado!

À família, em especial minha esposa Lidiane e meu filho Thales, que sempre me olham como exemplo de bom marido e bom pai.

A todos que, de alguma forma, contribuíram, direta ou indiretamente, para a conclusão deste trabalho.

*“Não há grandeza sem bondade
assim como não há sabedoria
sem estudos”*

Júlio Aukay

MODELAGEM DAS OPERAÇÕES DE EXTRAÇÃO MADEIREIRA EM REGIME DE MANEJO SUSTENTÁVEL NA AMAZÔNIA: ESTUDO DE CASO DE UM SISTEMA DE EXPLORAÇÃO

Autor: Wanderlei Moura Barbosa

Orientador: Prof. Dr. Reginaldo Sérgio Pereira

Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais

Brasília, 25 de maio de 2018.

RESUMO - O objetivo geral, nesta pesquisa, foi entender e estimar os fatores que influenciam o rendimento das operações florestais envolvidas na extração de toras, visando estabelecer indicadores que colaborem com o planejamento da exploração florestal. Procurou-se modelar o tempo efetivo das operações de extração de madeira em função dos parâmetros peso da tora e distância da tora à trilha de arraste e da trilha até o pátio de estocagem de madeira. Foram realizadas tomadas de tempo dos elementos do ciclo operacional da extração florestal, calculado o volume individual de cada tora e determinados os rendimentos das operações. Os custos operacionais fixos e variáveis da extração florestal e o seu custo de produção também foram determinados. Procedeu-se à modelagem envolvendo o rendimento das operações com as variáveis distância (m) da tora a trilha de arraste, distância (m) da trilha ao pátio de estocagem e peso da tora por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários. A eficiência operacional do guinchamento foi de 83,25% e a produtividade, de 31,12 m³ he⁻¹, sendo o consumo de combustível e a mão de obra os elementos de maior contribuição para o custo operacional. Já a eficiência operacional do arraste foi de 91,83% e a produtividade, de 49,41 m³ he⁻¹, em que o consumo de combustível e de óleo hidráulico foi o elemento com maior participação no custo operacional. O modelo proposto para as operações indica que o tempo efetivo cresce a uma taxa de 7,68% no guinchamento e de 0,90% no arraste, para cada aumento absoluto de um metro na distância percorrida. As seguintes conclusões foram extraídas do presente trabalho: (a) as variáveis distância métrica da tora ao pátio de estocagem de madeira e o peso unitário de cada tora influenciam o tempo de execução das operações; (b) o peso da tora guinchada e arrastada mostrou ser pouco significativo para explicar o tempo

efetivo gasto nas operações analisadas neste estudo; (c) o tempo efetivo gastos nas operações mostrou ser sensível à distância percorrida pela tora e (d) o modelo log-lin se ajustou bem para prever o tempo efetivo gasto para a execução das operações de extração de madeira.

Palavras-chave: Exploração Madeira, Amazônia, modelagem, rendimento e custos.

ABSTRACT – The general objective of this research was to understand and estimate the factors influencing the yield of the logging operations involved in the extraction of logs, in order to establish indicators that collaborate with the forest exploitation planning. It was tried to model the effective time of the operations of extraction of wood according to the parameters weight of the log and distance of the log to the trail of drag and of the trail until the patio of storage of wood. Time elements were taken of the operational cycle of the forest extraction, calculated the individual volume of each log and determined the yields of the operations. The fixed and variable operational costs of the forest extraction and its cost of production were also determined. Modeling involving the performance of the operations with the variables distance (m) of the log, the trailing trail, distance (m) of the trail to the storage yard and log weight was done by means of the Ordinary Least Squares method. The operating efficiency of the boom was 83.25% and the productivity was $31.12 \text{ m}^3 \text{ he}^{-1}$, with fuel consumption and labor being the main contributors to operating costs. On the other hand, the operational efficiency of the drag was 91.83% and the productivity was $49.41 \text{ m}^3 \text{ he}^{-1}$, in which fuel and hydraulic oil consumption was the element with the highest participation in the operational cost. The proposed model for operations indicates that the effective time increases at a rate of 7.68% in the squeal and 0.90% in the drag, for each absolute increase of one meter in the distance traveled. The following conclusions were drawn from the present work: (a) the variables metric distance of the log to the wood storage yard and the unit weight of each log influence the execution time of the operations; (b) the weight of the towed and dragged log showed to be insignificant to explain the effective time spent in the operations analyzed in this study; (c) the actual time spent on operations showed to be sensitive to the distance traveled by the log and (d) the log-lin model adjusted well to predict the effective time spent for the execution of the logging operations.

Keywords: Timber Exploration, Amazonia, modeling, income and costs.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Principais fluxos comerciais: madeira tropical em tora 2016 (milhões de m ³).....	4
Figura 2. Principais fluxos comerciais: madeira tropical serrada 2016 (milhões de m ³).....	5
Figura 3. Exploração autorizada e não autorizada de madeira no Estado do Pará entre agosto/2011 e julho/2012.....	8
Figura 4. Desmatamento anual na Amazônia Legal (Km ²).....	10
Figura 5. Desperdício de madeira nos pátios de estocagem da exploração convencional.....	11
Figura 6. Característica da exploração predatória.....	12
Figura 7. Preservação de árvores de colheita futura (duas faixas brancas) e porta sementes (faixa branca).....	13
Figura 8. Pólos madeireiros na Amazônia Legal em 2009.....	16
Figura 9. Guinchamento de tora utilizando trator de esteira D6.....	20
Figura 10. Arraste de tora utilizando trator <i>skidder</i>	21
Figura 11. Ilustração para cálculo da distância de Manhattan.....	28
Figura 12. Tempos médios, total e efetivo das operações de guinchamento de toras, em segundos.....	37
Figura 13. Contribuição percentual dos elementos do ciclo operacional do guinchamento de toras.....	38
Figura 14. Custos da operação de guinchamento de toras calculados em reais por hora efetiva de trabalho.....	40
Figura 15. Tempos médios, total e efetivo das operações de arraste de toras, em segundos.....	41
Figura 16. Contribuição percentual dos elementos do ciclo operacional do guinchamento de toras.....	43
Figura 17. Custos da operação de arraste de toras com o trator florestal arrastador <i>skidder</i> calculados em reais por hora efetiva de trabalho.....	44
Figura 18. Gráfico de dispersão do Tempo Carregado (em segundos) versus Distância (em metros) da tora à trilha de arraste - Guinchamento.....	46
Figura 19. Q-Q plot fornecido pelo teste de normalidade dos resíduos - Guinchamento.....	49
Figura 20. Gráfico de dispersão do Tempo da Viagem Carregada (em segundos) versus Distância de Manhattan (em metros) da tora na trilha de arraste ao pátio de estocagem - Arraste.....	50
Figura 21. Q-Q plot fornecido pelo teste de normalidade dos resíduos - Arraste.....	53

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Análise descritiva dos dados amostrais dos tempos de operação	36
Tabela 2. Coeficientes dos parâmetros estimados - guinchamento.....	45
Tabela 3. Teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra - guinchamento.	48
Tabela 4. Teste para análise dos resíduos da equação do tempo efetivo do elemento cabo carregado.....	48
Tabela 5. Coeficientes dos parâmetros estimados - arraste.....	51
Tabela 6. Teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra - arraste.....	52
Tabela 7. Teste para análise dos resíduos da equação do tempo efetivo do elemento viagem carregada	53

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1 Setor Madeireiro	3
2.2 Setor madeireiro na Amazônia brasileira	6
2.3 Exploração florestal	10
2.4 Sistema CELOS	14
2.5 Modelos econométricos	17
3. MATERIAL E MÉTODOS	20
3.1 Áreas de estudo	20
3.2 Descrição das operações de extração florestal	20
3.3 Determinação da produtividade e da eficiência das operações	21
3.4 Determinação dos custos operacionais e de produção	23
3.5 Modelagem da Extração Florestal	27
3.6 Testes Estatísticos	29
3.6.1 Especificação de modelos	30
3.6.2 Teste t e F	30
3.6.3 Multicolinearidade	31
3.6.4 Normalidade	32
3.6.5 Autocorrelação serial	32
3.6.6 Heterocedasticidade	34
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	36
4.1 Avaliação da amostragem	36
4.2 Análise técnica e custos do guinchamento de toras	36
4.3 Análise técnica e custos do arraste de toras	41
4.4 Modelo do tempo efetivo para o ciclo operacional de guinchamento	45
4.5 Modelo do tempo efetivo para o ciclo operacional de arraste	50
5. CONCLUSÕES	55
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	56
ANEXO "A"	66
APÊNDICE "A"	67

1. INTRODUÇÃO

No Brasil, a exploração madeireira na floresta amazônica é exclusivamente condicionada ao manejo florestal sustentável, que constitui, segundo Pinho et al., (2009) uma técnica de conservação dessas áreas que propicia o uso da madeira de forma planejada e a manutenção da floresta. O estoque de madeira comercial nessa floresta é de, aproximadamente, 4,5 bilhões de metros cúbicos e o valor comercial é de US\$ 15 bilhões (MERRY et al., 2009). Entretanto, de acordo com Amaral e Pinto (2012), a retirada de madeira da floresta amazônica é realizada, em grande parte, de maneira não sustentável.

Braz et al. (2012) afirmam que os planos de manejo de florestas tropicais naturais não são sustentáveis por não considerarem o real potencial de crescimento das espécies dos tipos florestais e, sendo assim, as taxas de corte devem respeitar o ritmo de crescimento das espécies como garantia da sustentabilidade do sistema.

As práticas de exploração madeireira devem progredir tecnicamente no sentido de minimização do dano à floresta tropical remanescente, do desperdício de madeira, dos custos de extração e do aumento da produtividade das operações (BOLTZ et al., 2003; FAO, 2004). O mal planejamento pode acarretar impactos negativos, como degradação ambiental, desperdícios, injúrias aos trabalhadores e comprometimento do regime de manejo. Portanto, os tratamentos para a manutenção da estrutura e da biodiversidade da floresta, bem como para o fortalecimento do estoque futuro, devem ser considerados para alcançar a produção sustentada (SESSIONS, 2007).

As técnicas de exploração madeireira, atualmente autorizadas no Brasil para florestas tropicais, visam ao controle com intensivo planejamento das atividades operacionais, buscando a minimização dos impactos ao solo local e à floresta remanescente (EMMERT, 2014). De acordo com a FAO (2014), as atividades preliminares a serem executadas são o inventário florestal e o mapeamento das árvores selecionadas para o corte e o planejamento de estradas, trilhas de arraste e pátios de estocagem de madeira. Durante a exploração são executadas técnicas apropriadas de corte e traçamento, e arraste de toras para os pátios de estocagem de madeira.

Além da compreensão das práticas de exploração madeireira, a avaliação técnica e econômica deve ser tratada de forma essencial no planejamento da exploração florestal. Compreender os fatores ambientais e operacionais pode

auxiliar os gestores florestais na otimização dos custos das atividades de planejamento, controle e monitoramento (FIGUEIREDO et al., 2007).

Técnicas matemáticas, como programação linear, métodos gráficos, modelos de otimização de redes e heurística, são exemplos da busca pela otimização técnica e econômica que visam à melhoria no planejamento (TOMLIN, 1990; WALLIS, 2006; ANDRADE, 2009; CAIXETA-FILHO, 2009, HILLIER e LIEBERMAN, 2013).

De acordo com Johns et al. (1996), a economicidade das operações de corte e arraste é resultante do planejamento da extração. Pereira Jr et al. (2002) corroboram essa afirmativa ao apontar que a negligência do planejamento gera aumento nos custos totais da operação e no desgaste do maquinário.

Mesmo que as máquinas florestais possam ser produtivas, elas estão sob a influência de fatores ambientais que limitam seu uso, como distância de transporte, volume por árvore, densidade do talhão e tipo de solo (MACHADO et al., 2008).

Apesar de haver poucos estudos realizados em florestas plantadas em diferentes situações e condições de trabalho em campo, visando identificar gargalos na produção ou identificar pontos que possam ser melhorados nas atividades diárias (LOPES et al., 2008; SILVA et al., 2010; SIMÕES et al., 2010), os estudos em áreas de floresta tropical, sob regime de manejo florestal, são ainda incipientes.

Visando estabelecer indicadores que colaborem com o planejamento da exploração florestal, neste estudo testaram-se as seguintes hipóteses:

- a. o desempenho das operações é influenciado pela distância percorrida pela tora, desde seu local de extração até o pátio de estocagem, e pelo seu respectivo peso;
- b. quanto maior a densidade, traduzida pelo peso da tora, maior o tempo efetivo gasto nas operações de guinchamento e arraste.

O objetivo geral, nesta pesquisa foi entender e estimar os fatores que influenciam o rendimento das operações florestais envolvidas na extração de toras.

Como objetivos específicos citam-se:

- i) determinar o rendimento das operações;
- ii) determinar os custos envolvidos nas operações;
- iii) modelar o processo de extração, incluindo possíveis fatores que influenciam o tempo efetivo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Setor Madeireiro

A demanda por madeira tropical vem se mantendo constante nos últimos cinco anos, porém, a oferta vem se alternando entres os países fornecedores (FAO, 2017; ITTO, 2017). O Brasil é o próximo país a ser o principal fornecedor de madeira dura do mundo, devido a uma clara tendência de queda em relação ao pico de produção da Indonésia e Malásia, deslocando para o país a oferta do sudeste asiático (CLEMENT e HIGUCHI, 2006).

Segundo o Relatório Anual da Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO, 2017), de 2011 a 2015, a taxa cambial do setor florestal brasileiro sofreu uma queda de 49,75%, uma das maiores quedas dentre os maiores produtores mundiais de madeira em tora, seguida pela da Indonésia, com 34,21%; a da Índia, com 23,81% e a da Malásia, com 21,71%. Os dados ainda apontam a China como o maior consumidor de produtos florestais no mundo, seguida por Estados Unidos e Alemanha.

A Organização Internacional de Madeira Tropical (OIMT) (ITTO, 2017) indica que houve queda no mercado mundial de produtos de madeira tropical, em 2015 e em 2016, em função das restrições de oferta dos principais países produtores, destacando-se neste contexto Malásia e Myanmar, e da diminuição da demanda na China. Segundo a OIMT, as importações de madeira tropical em tora por todos os seus membros (ANEXO "A") totalizaram 16,9 milhões de m³, em 2015, sofrendo uma redução de 13% em relação à maior alta em 2014, quando os níveis de demanda se aceleraram na China. Os volumes de importação diminuiram para 16,3 milhões de m³, em 2016, tendo maior concentração de queda nas importações da Índia, Vietnã e Myanmar, os quais estabeleceram restrições rígidas na exportação de madeira tropical em tora em 2014.

De forma semelhante, países de produção significativa, na Ásia e no Pacífico, mantêm medidas de oposição de exportação de madeira tropical, como, por exemplo, Camboja, Indonésia, República Democrática Popular Laos, Filipinas e Tailândia (ITTO, 2017).

A China assumiu o papel principal nas importações mundiais de madeiras, refletindo em 59% das importações totais da OIMT em 2015 e 63% em 2016. No entanto, para este último ano, as madeiras tropicais em tora representaram 20% das importações (ITTO, 2017).

Os principais fornecedores de toras tropicais para a China, em 2015, foram Papua Nova Guiné e Ilhas Salomão, representando, juntos, 54% das importações, conforme ilustrado na Figura 1.

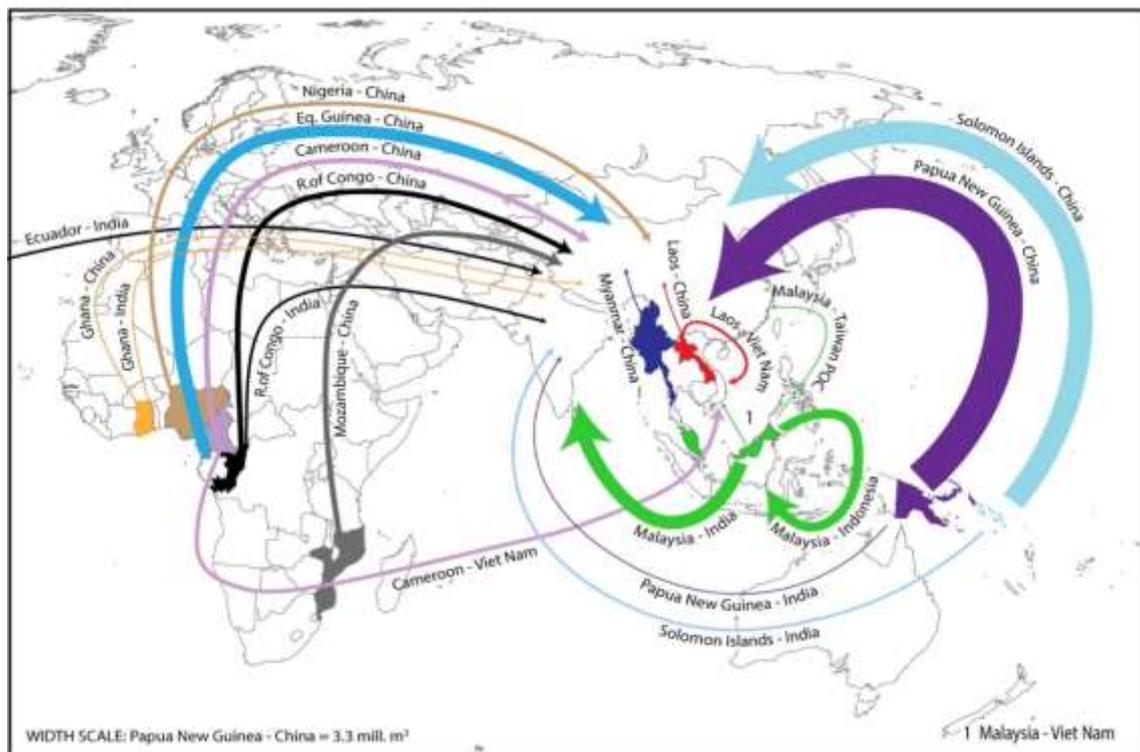


Figura 1. Principais fluxos comerciais: madeira tropical em tora, 2016 (milhões de m³)

Fonte: ITTO (2017)

A China é reconhecida como o principal consumidor de madeira serrada do mundo, representando mais de 33% do consumo mundial (SILVA et al., 2012; SOUZA, 2013), sendo também alvo de críticas relacionadas à exportação de madeira ilegal da África (WERTZ-KANOUNNIKOFF et al., 2013; GUAN e GONG, 2015). Esse “apetite voraz chinês por madeira” tem forte correlação com a reprodução dos móveis das dinastias Ching e Ming. Outro fator importante é a conservação de sua floresta natural, procedente do esgotamento de suas reservas, tendo o governo proibido a exploração doméstica na maior parte do país, ocasionando o escoamento de empresas asiáticas de madeira em direção à América do Sul, à Bacia do Congo da África Central, ao Pacífico Sul e à América Central (MONGABY, 2008).

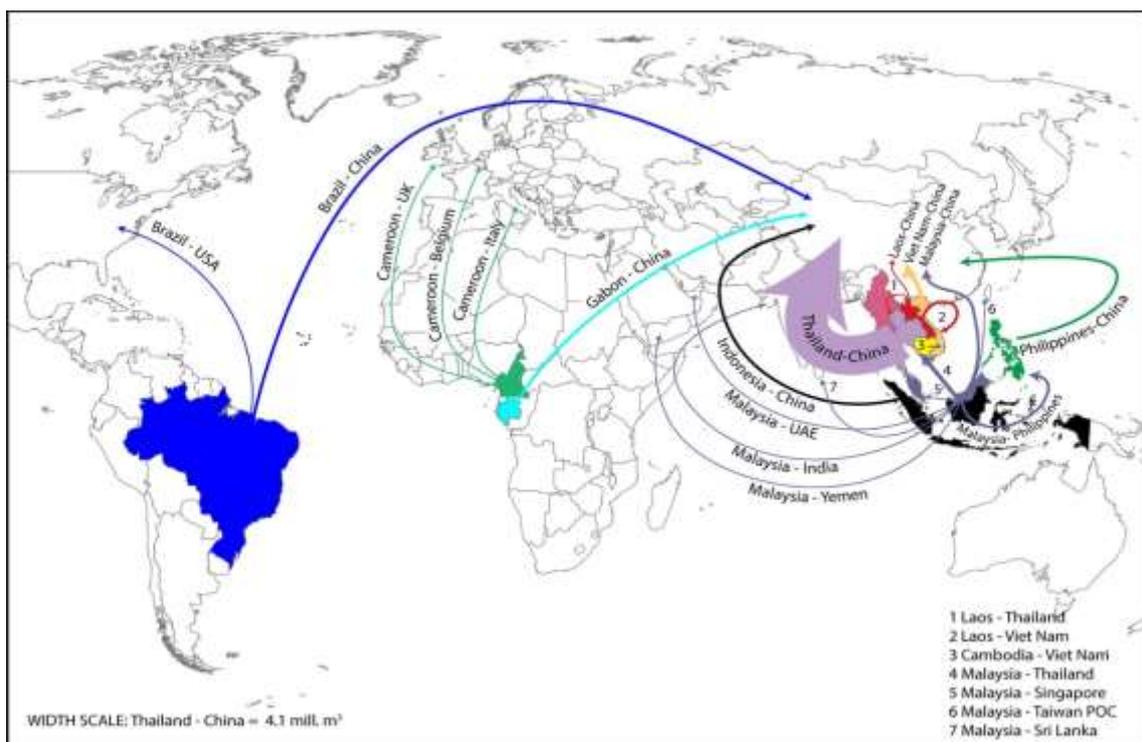
De fato, a China assumiu a primeira posição em consumo de madeira tropical do globo terrestre para o período de 2015, deixando o continente asiático disparado

nas importações de madeira serrada tropical, cabendo salientar, ainda, uma menor participação de países como Tailândia e Vietnã. Por outro lado, ressaltam-se, como principais exportadores globais de madeira serrada tropical, Malásia, Camarões e Tailândia (fig. 2), sendo este último o maior exportador, com 99% de sua exportação direcionada à China.

As exportações dos membros da OIMT, em 2015, chegaram a 9,5 milhões de m³ de madeira serrada tropical, representando 88% das exportações globais de madeira do gênero. As importações da China passaram de 5,1 milhões de m³, em 2015, para 6,6 milhões de m³, em 2016, e os custos de fabricação cresceram à medida que mais países produtores impuseram restrições às exportações de madeira em tora (ITTO, 2017).

Figura 2. Principais fluxos comerciais: madeira tropical serrada, 2016 (milhões de m³)

Fonte: ITTO (2017)



Souza (2013) relatou que a queda de produtividade madeireira brasileira vem acontecendo gradativamente, e o fato de o país consumir quase toda a sua produção é o que sustentou o setor nessa época de recessão. Apesar da produção madeireira no Brasil ter sido reduzida em 2,64%, no período de 2011 a 2015 (FAO, 2017), o setor madeireiro no país responde por uma parcela significativa no PIB

brasileiro, mesmo tendo recuado em período de crise. De acordo com o relatório anual 2016 da Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ, 2016), em 2015, o único setor que não recuou frente à crise nesse período foi o agropecuário, com crescimento de 1,8%, destacando-se o setor brasileiro de árvores plantadas e a exportação de madeira tropical.

Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015) apontam que a produção madeireira no país girou em torno de 136 milhões de metros cúbicos. Desse total, 91% tiveram origem em florestas plantadas e 9% originaram-se do extrativismo vegetal, tendo esta última uma tendência de queda, resultante de um desequilíbrio entre a oferta e a demanda por produtos do gênero, ocasionando altas no preço (OLIVEIRA, 2015), legislação mais rígida e alta do dólar, conforme Relatório “Fatos Florestais 2010, do Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia” (IMAZON) (PEREIRA et al., 2010). Os estados de São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Rio de Janeiro são os principais importadores do país (SFB, 2016).

2.2 Setor madeireiro na Amazônia brasileira

Influenciados pelo governo militar para colonizar a região norte do Brasil, na década de 1960, milhares de migrantes passaram a ocupar, de forma desordenada e “sem lei”, terras do Estado, na esperança de realização de riquezas (SILVA e BURGEILE, 2014).

O governo militar utilizou-se de uma campanha para evitar a “internacionalização” e assim iniciar obras de fronteiras e infraestrutura, como a Transamazônica, dando acesso à Amazônia em busca de madeira para atender às demandas decorrentes da escassez de madeira dura do sul e do sudeste do país, fruto do desmatamento da mata atlântica e do crescimento econômico (CABRAL e CESCO, 2008).

Tem-se, então, não como atividade econômica, o início da exploração madeireira de forma não planejada, para dar lugar às fronteiras agrícola e pecuária, transformando as paisagens e a cobertura do solo da região (LUI e MOLINA, 2009).

Em busca de uma exploração sustentável e organizada, o Governo Federal adotou procedimentos de ordem territorial, monitoramento e controle, atividades sustentáveis e de infraestrutura, criando, assim, o “Plano de Ação para a Prevenção e Controle do Desmatamento da Amazônia”, o PPCDAM. Porém, a prática da

exploração florestal levou a uma associação com a grilagem e invasões de terras públicas, entre outras (NETO, 2012).

O Código Florestal Brasileiro (CFB, 2012), em seu artigo 31, dispõe sobre a exploração de florestas nativas, sejam públicas ou privadas, a qual está atrelada ao licenciamento pelo órgão competente do Sistema Nacional do Meio Ambiente (SISNAMA).

A aprovação prévia de Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS), que engloba técnicas e manejo compatíveis com os diversos ecossistemas que a área florestal a ser explorada forme, é requisito obrigatório. No entanto, Amaral e Pinto (2012) alertam para o fato de que a exploração madeireira na Amazônia continua, em sua maioria, de forma predatória.

A entrada, repetidamente, em curtos espaços de tempo, de madeireiros na mesma área florestal em busca das árvores com algum valor econômico resulta em estradas que se manifestam espacialmente, criando, assim, paisagens em pequenas áreas da floresta tropical (ARIMA et al., 2008).

A exploração de madeira ilegal ocasiona mudança na paisagem e na cobertura do solo, facilita o início de queimadas, prejudica o crescimento de outras espécies e dificulta a regeneração de espécies valiosas (AMARAL e PINTO, 2012). Estes autores ainda afirmam que diversas são as causas da exploração predatória, dentre elas práticas de manejo sem uma experiência adequada, capacidade de monitoramento e fiscalização limitada, e falta de uma política florestal que incentive o manejo e o zoneamento florestal.

A derrubada das árvores provoca danos às árvores da vizinhança, sem contar que a utilização de máquinas pesadas prejudica o solo. Além do mais, a exploração ilegal ainda é uma prática constante, apesar dos esforços governamentais para o cumprimento da lei no setor (WELLESLEY, 2014) e está intrinsecamente ligada a uma rede de corrupção visando auferir lucros rápidos.

A exploração ilegal também é causa de muitos dos incêndios florestais ocasionados pela modificação do microclima, o que aumenta a suscetibilidade das florestas ao fogo (ASNER et al., 2002; PINTO et al., 2002; MELLO-IVO e ROSS, 2006; MONTEIRO et al., 2004; SCHULZE e ZWEEDE, 2006). A oferta de madeira tropical está correlacionada com o preço e a área desmatada, conforme estudos realizados por Ângelo et al. (2004), gerando perdas consideráveis ao ecossistema e aumentando a área desmatada.

Nos estudos de Monteiro et al. (2013) sobre a “Transparência do manejo florestal no estado do Pará” foi confirmada a presença da exploração ilegal nas importações e exportações de madeira tropical provenientes daquele estado. O montante de 78% de áreas exploradas no estado do Pará, no período de agosto de 2011 a julho de 2012, foi instalado sem a devida autorização do órgão responsável. A conclusão desse estudo veio de pesquisas sobre a veracidade das informações prestadas nos planos de manejo nas Autorizações para Exploração Florestal (Autefs) e das informações referentes aos créditos de exploração madeireira autorizada pela Secretaria de Estado de Meio Ambiente do Pará (SEMA), além de contar com imagens do Índice Normalizado de Diferença de Fração (NDFI), captadas de satélite Resourcesat, na estimação da área explorada (Figura 3).

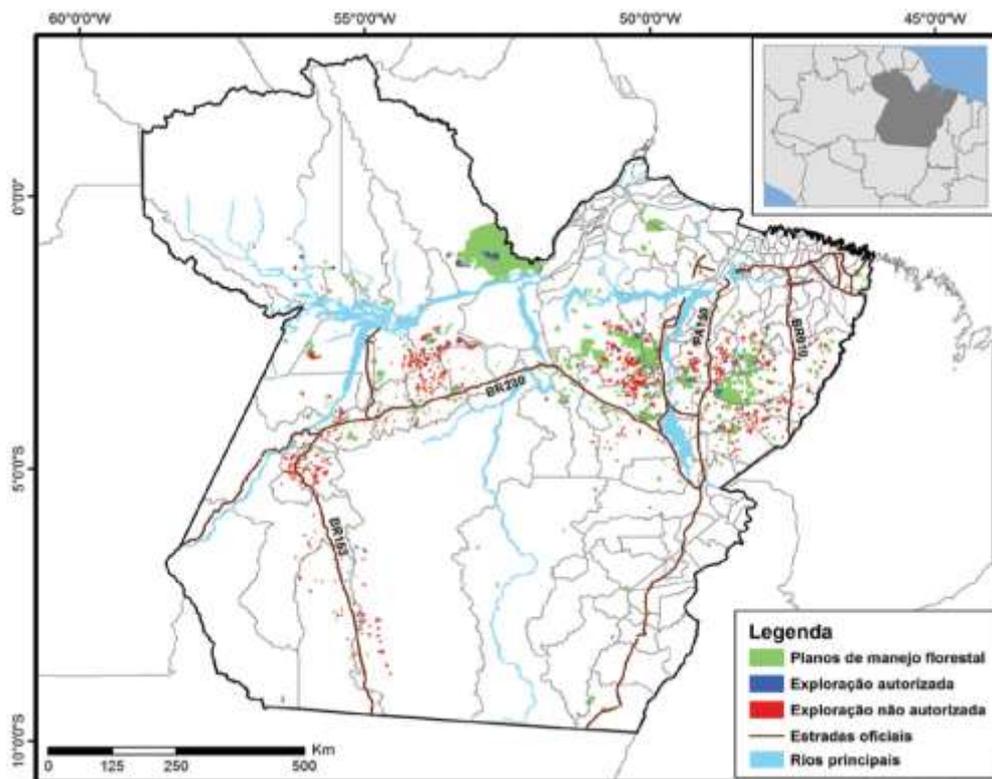


Figura 3. Exploração autorizada e não autorizada de madeira no estado do Pará, entre agosto de 2011 e julho de 2012.

Fonte: IMAZON (2012)

Empresas da União Europeia (EU) atualmente são regidas pela Regulação de Madeira para a União Europeia (EUTR, 2010), que visa combater à importação de madeira ilegal para os países daquele bloco.

A certificação da extração da madeira tropical é quesito obrigatório para as empresas madeireiras do Brasil, contudo, investigações do Greenpeace apontam que algumas empresas da EU estão importando de empresas brasileiras com credibilidade duvidosa.

A certificação da extração da madeira tropical é um ponto positivo relativo às boas práticas do manejo implantadas pelo Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA) na década de 1990, uma vez que, anteriormente, o mercado era abastecido de madeiras originárias do desmatamento ocasionado pelo avanço das fronteiras agrícola e pecuária.

Do ponto de vista de Spathelf e colaboradores (2004), a certificação florestal tem papel fundamental no manejo sustentável de forma estável, podendo contribuir para a redução da taxa de desmatamento. Já para Clemente e Higuchi (2006), a certificação florestal exige fiscalização contínua e independente, reduzindo, teoricamente, a oportunidade de corrupção nos projetos de manejo florestal na Amazônia.

Embora haja uma tendência global rumo ao manejo florestal com certificação (MACDICKEN et al., 2015), muitas empresas assumem o compromisso de extração sustentável, porém, na prática não o fazem.

Segundo o Instituto Nacional de Pesquisa Espacial (INPE), foi registrado, em 2016, um aumento de 27% de área desmatada, em relação a 2015, ano em que foram medidos 6.207 km² de desmatamento. Em comparação ao que ocorria 12 anos atrás, houve redução de 72% em relação à área desmatada em 2004 (Figura 4), quando foi implantado o PPCDAM pelo Governo Federal. Fatores imprescindíveis ao desmatamento devem-se à agricultura itinerante e à pecuária (SILVA, 1996). Contudo, a adoção do manejo florestal sustentável tem influência significativa nos resultados dos índices atuais da taxa de desmatamento.

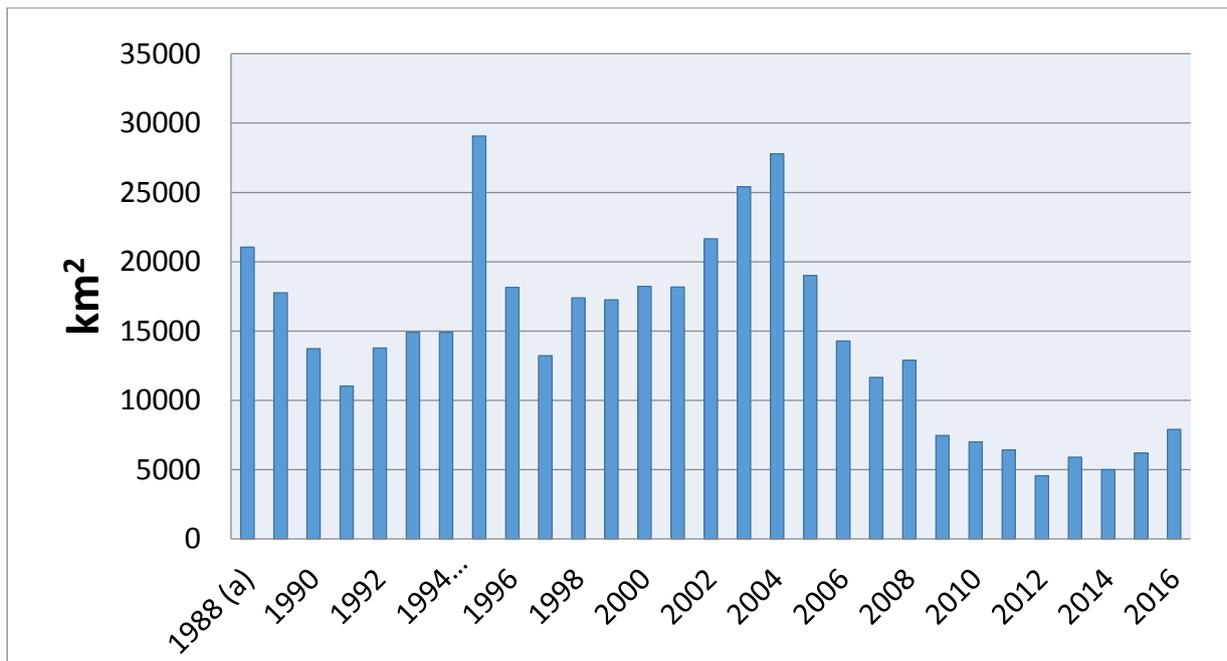


Figura 4. Desmatamento anual na Amazônia Legal (km²)

Fonte: INPE (2016)

(a) média entre 1977 e 1988, (b) média entre 1993 e 1994.

2.3 Exploração florestal

A exploração florestal está relacionada ao ato de tirar proveitos dos recursos naturais que a floresta disponibiliza, como madeira, frutos e cortiça, entre outras diversas atividades. Quando a exploração não é bem planejada, a existência da floresta fica ameaçada, pois, na maioria dos casos, consta de derrubada de árvores e queimadas em grandes áreas, oferecendo danos ao ecossistema.

Para Higuchi (1994), o princípio do manejo florestal é a exploração que toma como base um sistema policíclico no qual a floresta é capaz de produzir de forma contínua e sustentada.

Uma exploração sem planejamento prévio é dita convencional, ou predatória, quando a extração passa a ser de forma seletiva em ciclos de cortes curtos, buscando árvores de interesse do mercado, como afirmam Espada et al. (2012). Os autores ainda reforçam que se trata de uma exploração desordenada, sem equipamento de segurança, cujas consequências implicam em danos excessivos e desperdício volumoso (Figura 5).



Figura 5. Desperdício de madeira nos pátios de estocagem da exploração convencional

Fonte: Fundação Floresta Tropical (FFT), 2004

De acordo com Barreto et al. (1993), em caso de abandono de áreas exploradas convencionalmente, o ciclo de corte, ou seja, o período de retorno à floresta para uma nova extração de mesma intensidade já realizada anteriormente, poderia variar de 70 a 100 anos, o que, de fato, não ocorre, já que a busca predatória resulta, em sua maioria, em exploração ilegal, prejudicando o descanso da floresta, e mais, se houvesse um plano de manejo esse período cairia de 30 a 40 anos (ADEODATO, et al., 2011; ESPADA et al., 2012; BUCHMANN, 2016).

Para Holmes et al. (2002), a extração predatória provoca aberturas no dossel da floresta, danos imensos nas árvores remanescentes e consequências negativas ao solo (Figura 6). Este é o tipo de exploração tradicional proveniente das aberturas das estradas de acesso à Amazônia e o mais danoso ao meio ambiente, já que a árvore selecionada é abatida sem as técnicas necessárias de redução de impacto ambiental, além da entrada de máquinas pesadas na floresta, abrindo estradas e construindo pátios de secagem para o transporte da madeira (BARRETO et al., 1998; BOLTZ et al., 2001).



Figura 6. Caraterística da exploração predatória

Fonte: Fundação Floresta Tropical (FFT), 2004

Mesmo a exploração legal de madeira provoca danos à floresta remanescente, muitos causados pela derrubada de árvores e pelas operações de extração. Em cada derrubada de árvore de valor comercial outras árvores em sua vizinhança ficam comprometidas, sendo necessárias técnicas que amenizem esse efeito. Ainda assim, um bom manejo florestal pode trazer resultados satisfatórios que minimizam os impactos florestais.

Espada et al. (2012) observam, ainda, que, diferente da exploração predatória, uma exploração bem planejada emprega técnicas apropriadas para a extração da madeira e administração da floresta, de modo que ela possa ser capaz de ser explorada novamente em ciclos de corte de longo prazo (Figura 7), podendo, de forma contínua, manter sua produção. Para tanto, os autores ainda impõe questões-chave para um bom desempenho da exploração. São elas: *Onde vai ser explorado? Quanto será explorado de cada produto ou serviço? Como será explorado?* Estas são características de uma exploração que utiliza o “manejo florestal sustentável”.



Figura 7. Preservação de árvores de colheita futura (duas faixas brancas) e porta-sementes (faixa branca).

Fonte: Fundação Floresta Tropical (FFT), 2004

Vários conceitos são atribuídos ao manejo florestal, porém, de acordo com o inciso VI do artigo 3º da Lei Federal nº 11.284, de 2 de março de 2006 (Lei de Gestão de Florestas Públicas), a definição de manejo florestal é dada como

administração da floresta para a obtenção de benefícios econômicos, sociais e ambientais, respeitando-se os mecanismos de sustentação do ecossistema objeto do manejo e considerando-se, cumulativa ou alternativamente, a utilização de múltiplas espécies madeireiras, de múltiplos produtos e subprodutos não madeireiros, bem como a utilização de outros bens e serviços de natureza florestal.

Ângelo et al. (2014), em um estudo sobre a Análise Estratégica do Manejo Florestal na Amazônia, destacaram os pontos fracos do manejo florestal enfatizando o *excesso de burocracia e regras pouco flexíveis, a pouca fiscalização sobre a extração ilegal de madeira e o alto custo de implantação e manutenção dos planos de manejo*, bem como ameaças ao manejo florestal, ganhando destaque em sua pesquisa a *competição desleal com a madeira de origem ilegal, a exploração não manejada ainda é lucrativa no curto prazo, o avanço da agricultura e da*

pecuária na Amazônia e a inexistência de políticas de regularização fundiária. Para Botazzi et al. (2013), o preço da madeira no mercado ilegal pode chegar a até 50% do real valor no mercado legal.

Em uma exploração de impacto reduzido, ou seja, na qual se utilizam as técnicas do manejo florestal, Amaral et al. (1998) identificaram três fases que são: pré-exploratórias, exploratórias e pós-exploratórias. Em comparação com a exploração convencional, mesmo que a exploração de impacto reduzido tenha um alto valor de implantação e manutenção, ela é bem menos onerosa, em média com rentabilidade 19% superior à exploração convencional (HOLMES et al., 2002; ÂNGELO et al., 2014). As justificativas para o percentual estão fundamentadas em *maior produtividade do arraste e redução no desperdício de madeira* que compensam os custos pré-exploratórios e exploratórios.

2.4 Sistema CELOS

Nas florestas neotropicais das bacias do Caribe e Amazônica (FAO, 2015), as iniciativas de aplicação de regimes de manejo foram conduzidas em escala experimental desde, aproximadamente, o ano de 1930 (HIGUCHI, 1994). Os principais regimes de manejo aplicados em florestas naturais foram prescritos pelos sistemas silviculturais de cobertura nos trópicos (SCT), além do sistema uniforme malaio (SUM), sistema de cobertura em faixas e sistema de seleção (SS), com diversas adaptações para as características estruturais e florísticas da região (LAMPRECHT, 1990).

No Brasil, pesquisas com experimentos de modelos de sistemas silviculturais iniciaram-se em fins dos anos 1970 e começo dos anos 1980 (HIGUCHI, 1994; SOUZA e SOARES, 2013). As principais experiências ocorreram na FLONA de Tapajós (CPATU-EMBRAPA), em Curuá-Una (SUDAM/FCAP), Projeto Jari (JARI/CPATU-EMBRAPA), Buriticupu e Marabá (CVRD), Manaus (INPA), Abufari (CAROLINA) e Antimari (FUNTAC), que inspiraram o desenvolvimento do sistema Seleção de Espécies Listadas (SEL) pelo INPA (HIGUCHI et al., 1991; HIGUCHI, 1994).

Um dos sistemas com resultados positivos foi o sistema CELOS do Suriname, com adaptações de tratamentos silviculturais baseados em sistemas clássicos e no sistema de exploração florestal (GRAAF, 1982; JONKERS; SCHIMIDT, 1984).

Sendo o mais adequado para benfeitorias para a floresta tropical, o sistema CELOS é derivado de técnicas de exploração objetivando a minimização de danos causados pela exploração madeireira, *CELOS Harvesting System* (CHS), e cuidados silviculturais visando estimular a regeneração e o crescimento de espécies comerciais, *CELOS Silvicultural System* (CSS), (WERGER, 2011; EMMERT, 2014).

Desenvolvido no Suriname, a primeira versão do sistema silvicultural CELOS foi formulada após os insucessos com o sistema uniforme malaio, o que levou pesquisadores à busca por alternativas em sistemas policíclicos (GRAAF, 1986; JONKERS, 1987; GRAAF, 1987), sendo caracterizada por uma exploração seletiva de controle rigoroso (GRAAF, 1986).

O *CELOS Management System* (CMS) é um sistema policíclico em que as árvores de valor comercial que atingem o tamanho ideal são extraídas, permanecendo as demais árvores de valor para extração em um segundo ciclo, após atingirem o tamanho ideal de corte. O método envolve, basicamente, inventário florestal da área a ser explorada com informações das árvores a serem extraídas e também das que serão extraídas em um ciclo posterior, além de treinamento de pessoal, abertura de trilhas, corte direcionado, utilização do *skidder* com guincho, reutilização de trilhas, operações de colheita (romaneio) e operações pós-colheita (recuperação da floresta) (JONKERS, 1987; GRAAF, 1987; GRAAF e ROMPACY, 1990).

A extração de madeira, de uma atividade de exploração florestal, envolve abertura de estradas com tratores e motoniveladores; de trilhas e pátios de estocagem com um trator de esteira equipado com lâmina; derrubada e traçamento de árvores com motosserras; arraste de toras com trator *skidder de pneus*, além de atividades operacionais nos pátios de estocagem e transporte (NOGUEIRA et al., 2011). Já a exploração realizada pelas comunidades de várzeas fica condicionada aos períodos sazonais dos rios, quando o transporte da madeira extraída é realizado utilizando-se jangadas formadas pelos próprios troncos que são conduzidos às indústrias.

Os principais polos de extração de madeira tropical da Amazônia Legal são formados por quatro fronteiras de exploração madeireira (Figura 8), categorizadas por Veríssimo et al. (2002) quanto à idade da fronteira, à tipologia florestal, ao tipo de transporte e ao estágio da ocupação.

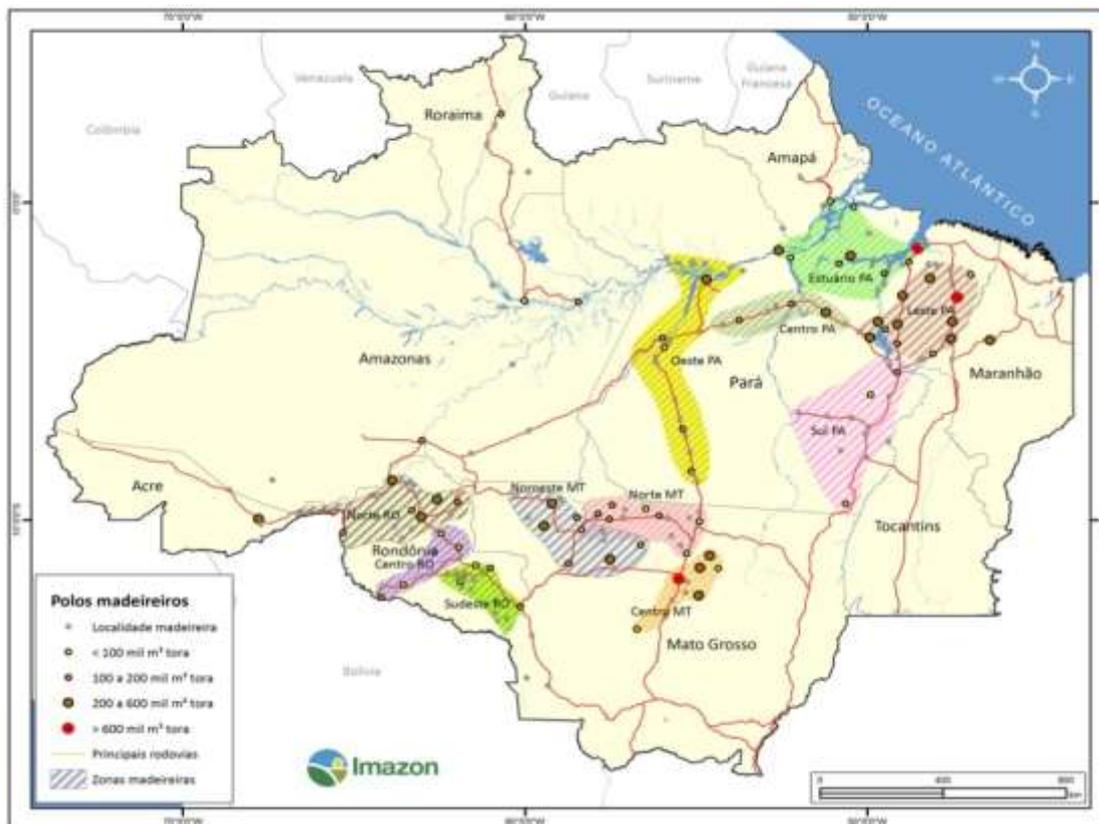


Figura 8. Polos madeireiros na Amazônia Legal em 2009

Fonte: IMAZON (2011)

Os grandes polos madeireiros, conforme demonstrado na Figura 5, estão localizadas da seguinte forma:

- antigos (mais de 30 anos; principais polos: Sinop e Feliz Natal, no estado do Mato Grosso, e Paragominas e Tailândia, no estado do Pará);
- intermediários (entre 10 e 30 anos; principais polos: Cláudia e Marcelândia, no estado do Mato Grosso; Cujubim e Machadinho do Oeste, no estado de Rondônia e Rio Branco, no estado do Acre);
- novos (menos de 10 anos; principais polos: Castelo de Sonho, no estado do Pará; Aripuanã e Coloniza, no estado do Mato Grosso); e
- estuarinas (exploração seletiva e eventual – geralmente utiliza mão de obra familiar – desde o século XVII; principais polos: Belém, Breves e Porte, no estado do Pará).

A maior concentração dos polos madeireiros pode ser observada nos estado do Pará e de Mato Grosso. De acordo com Humell et al. (2010), em 2009, os dois

estados brasileiro respondiam por, aproximadamente, 70% da produção madeireira tropical no país.

2.5 Modelos econométricos

Normalmente, os modelos são utilizados como uma representação simplificada da realidade, permitindo sua compreensão total ou parcial (MATOS, 2000). Na visão de Malinvaud (1967), modelo é uma representação formal de teorias expressas por hipóteses acerca dos elementos e das leis que o regem.

Os modelos econométricos são definidos por uma forma matemática, variáveis observáveis, número de equações e termo aleatório ou residual que engloba fatores não incorporados ou que não puderam ser explicitados (MATOS, 2000; PEIXOTO, 2005; GUJARATI e PORTER, 2011).

De acordo com Barbancho (1970), os modelos econométricos não constituem uma forma completa da realidade, dada a impossibilidade de um modelo preencher todos os fatores que determinam ou condicionam um fenômeno. Portanto, em comparação com modelos determinísticos, os modelos econométricos não consideram exatas as relações entre as variáveis que o constituem, em virtude da ausência de outras variáveis explicadas pelo termo aleatório.

Matos (2000) destaca três aspectos dos modelos econométricos que são:

I – estrutura: envolve as variáveis observáveis, relações ou equações, parâmetros ou coeficientes e termo aleatório ou perturbações aleatórias;

II – classificações: os modelos econométricos são classificados, de acordo com as características dos fenômenos a se modelar, quanto à forma funcional, ao número de equações à associação das variáveis com o tempo e à finalidade;

III – qualidades desejáveis: o modelo econométrico tem a sua qualidade avaliada em função da plausibilidade teórica, capacidade explanatória, exatidão das estimativas dos parâmetros, capacidade de previsão e simplicidade.

Dentro desse arcabouço, é possível construir um modelo teórico a partir de hipóteses sobre o comportamento da realidade e operacionalizá-lo utilizando uma função com a inserção do termo aleatório.

Na análise de um problema econômico com a utilização de modelos econométricos predomina a forma tradicional, ou clássica. Os passos descritos por Gujarati e Porter (2011) são os seguintes:

1. exposição da teoria ou hipótese: formulação de hipóteses derivadas de uma teoria econômica ou da observação direta do mundo real;
2. especificação do modelo matemático da teoria: expressão da equação matemática de relacionamento de uma variável dependente com as variáveis independentes ou explanatórias;
3. especificação do modelo estatístico ou econométrico: expressão da equação matemática, levando-se em conta as relações inexatas entre as variáveis através do acréscimo do termo aleatório;
4. obtenção dos dados: coleta de dados para estimação do modelo econométrico;
5. estimação dos parâmetros do modelo econométrico: estimação numérica dos coeficientes do modelo econométrico;
6. teste de hipóteses: desenvolvimento de critérios para verificar se as estimativas correspondem às expectativas da teoria que está sendo testada em consideração ao modelo ajustado;
7. projeção ou previsão: utilização do modelo na previsão de valores futuros da variável dependente com base nos valores esperados da variável explanatória, mediante aprovação das hipóteses testadas;
8. uso do modelo para fins de controle: aceitação dos valores previstos nas tomadas de decisão.

Koutsoyiannis (1978) afirma que a especificação do modelo envolve: (1) variáveis dependentes e independentes; (2) forma funcional da relação entre as variáveis (número de equações, forma linear ou não linear destas equações, etc.); (3) esperança teórica quanto aos sinais e ao tamanho dos parâmetros do modelo e (4) outras hipóteses do modelo de regressão linear.

Fortemente ligada à matemática e à estatística, a econometria consiste na aplicação de métodos matemáticos e estatísticos a problemas de economia (HOFFMANN e VIEIRA, 1987; FILHO e BRAGA, 2000), sendo a análise de regressão, por meio do método de mínimos quadrados, o método mais tradicional utilizado em econometria para conhecer os efeitos que variáveis exercem ou não sobre outras.

A função de consumo keynesiana, acrescida do termo aleatório, é exemplo clássico de modelo econométrico que expressa uma relação linear entre o consumo e a renda que, na verdade, é um modelo de regressão linear. Entretanto, os

modelos econométricos nem sempre apresentam variáveis que estejam relacionadas linearmente (MATOS, 2000; GUJARATI e PORTER, 2011).

De acordo com Hoffmann e Vieira (1987), a análise de regressão também pode ser aplicada às relações não lineares. Para Matos (2000), as relações não lineares, em modelo econométricos, devem ser linearizáveis por transformações, observando-se as restrições matemáticas das formas funcionais.

Todavia, os modelos de regressão linear devem satisfazer a alguns pressupostos de confiabilidade da estimação de seus parâmetros (KOUTSOYIANNIS, 1978; HOFFMANN e VIEIRA, 1987; FILHO e BRAGA, 2000; MATOS, 2000; GUJARATI e PORTER, 2011). No entanto, a violação de alguns deles é uma questão de grau e não de natureza, sendo:

- I – aleatoriedade dos resíduos;
- II – média zero dos resíduos;
- III – homocedasticidade (variância constante dos resíduos);
- IV – distribuição normal dos resíduos;
- V – ausência de autocorrelação ou independência serial dos resíduos;
- VI – independência entre os resíduos e as variáveis explicativas;
- VII – nenhum erro de média nas variáveis explicativas;
- VIII – o modelo tem especificação correta;
- IX – estacionariedade.

Alguns pressupostos básicos são diagnosticados e corrigidos por meio de testes de verificação e correção utilizando tabelas estatísticas, como, por exemplo, valores críticos da distribuição do qui-quadrado para teste de extensão da multicolinearidade e da estatística D para o teste de Kolmogorov-Smirnov na verificação da normalidade dos resíduos e valores críticos da distribuição t de Student e da estatística de Durbin-Watson (MATOS, 2000).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Áreas de estudo

Os dados foram coletados na região amazônica, em uma área submetida à exploração legal de madeira. Trata-se de uma floresta privada localizada no estado do Amazonas, nas coordenadas 02°40'36" S e 58°50'34" W, pertencente ao município de Silves, a 250 km de Manaus. Os dados foram oriundos de uma Unidade de Produção Anual (UPA) com área total 5.020,98 ha.

A vegetação é caracterizada por Floresta Ombrólia Densa de Terras Baixas com presença de solo Latossolo Amarelo Distrófico. As altitudes sofrem variação de 20 a 60 m, sendo seu clima do tipo Equatorial Úmido, com temperatura média anual de 27 °C e períodos sazonais de seca com precipitação variando de 2.000 a 2.250 mm por ano (IBGE, 1992).

3.2 Descrição das operações de extração florestal

As operações da extração florestal envolveram os seguintes procedimentos técnicos: a) guinchamento, utilizando trator de esteira D6 (Figura 9) e (b) arraste com trator florestal *skidder* (Figura 10).

A operação de extração tem início com o guinchamento ou pré-arraste (Figura 9) realizado com o trator de esteira D6, que realiza os seguintes procedimentos operacionais: (a) deslocamento - caracterizado pela locomoção do trator de esteira nas trilhas de arraste até o local de guinchamento da tora e suas respectivas manobras, a ponto de facilitar o estiramento do cabo à tora; (b) cabo vazio - referente ao ato de esticar o cabo e liga-lo à tora e (c) cabo carregado - representando o retorno do cabo guinchando a tora até a margem da trilha e finalizando com a retirada do cabo da tora (EMMERT, 2014).



Figura 9 - Guinchamento de tora utilizando trator de esteira D6

Subsequentemente ao guinchamento ocorre o arraste das toras na trilha de arraste até o pátio de estocagem de madeira, com o uso do trator florestal arrastador *skidder* Caterpillar 520 C (Figura 10), de acordo com os seguintes procedimentos: (a) viagem vazia - dada pelo deslocamento do trator *skidder* desde o pátio de estocagem à tora a ser arrastada, localizada na margem da trilha de arraste; (b) carregamento - iniciado pela chegada do *skidder* à tora, envolvendo manobras, acoplamento e içamento e (c) viagem carregada - representando o deslocamento do *skidder* com a tora içada, ao longo da trilha de arraste, até o pátio de estocagem (EMMERT, 2014).



Figura 10 - Arraste de tora utilizando trator *skidder*: movimentação da tora na trilha de extração.

3.3 Determinação da produtividade e da eficiência das operações

Nesta etapa da pesquisa foi realizada uma tomada de tempo de cada elemento constituinte do ciclo operacional da extração florestal, utilizando-se o método repetitivo de estudo de tempos e movimentos preconizado por Barnes (1977). Para tanto, foram empregados um cronômetro digital portátil sexagesimal da Marca Extech, Modelo 365535 e formulários específicos para a obtenção de tempos individuais de cada operação da extração florestal, tempo de interrupções e tempo total. Todos os tempos foram transformados em minutos.

Cada ciclo operacional correspondeu a uma viagem completa das máquinas e o tempo total obtido foi associado ao volume total das toras arrastadas. Procedeu-se também ao cálculo da intensidade amostral (equação 1) para a obtenção do

número mínimo de observações necessárias, considerando-se um erro admissível de 20%, a um nível de confiança de 95%.

$$n \geq \frac{t^2 \times Cv^2}{E^2} \quad (\text{equação 1})$$

em que

n = número de ciclos necessários;

t = valor tabela de t de student (adimensional);

Cv = coeficiente de variação (%);

E = erro admissível (%).

Os dados dos tempos obtidos foram organizados e processados em planilhas do software Excel para a determinação da produtividade (equação 2) expressa em $m^3 h^{-1}$ (metros cúbicos por hora) e em $m^3 he^{-1}$ (metros cúbicos por hora efetiva), e da eficiência das operações (equação 5), expressa em % (porcentagem), referente à relação entre o tempo de trabalho efetivo e o tempo de interrupção. Essas determinações seguiram os mesmos procedimentos empregados por Moreira (2000), Birro et al. (2004), Silva et al. (2010) e Emmert (2014).

$$P = \frac{\sum_1^n Vi}{T_{tr}} \quad (\text{equação 2})$$

em que

P = produtividade das operações de extração florestal ($m^3 h^{-1}$ ou $m^3 he^{-1}$);

Vi = volume individual de cada tora (m^3);

Ttr = tempo de trabalho (horas).

O volume individual de cada tora foi calculado por meio da equação 3 (EMMERT, 2014).

$$V_{\text{tora}} = \frac{(A_b + A_t)}{2} \times L \quad (\text{equação 3})$$

em que

V_{tora} = volume individual de cada tora (m^3);

A_b = área da base da secção transversal da tora (m^2);

A_t = área do topo da secção transversal da tora (m^2);

L = comprimento da tora (m).

Para as determinações das áreas seccionais de cada tora foi utilizada a equação 4 (EMMERT, 2014), tanto para a área seccional da base como do topo da tora.

$$A_s = \frac{0,7854 \times \left(\frac{D + d}{2}\right)^2}{2} \quad (\text{equação 4})$$

em que

A_s = área seccional da tora (m^2);

D = diâmetro maior da secção transversal (cm);

d = diâmetro menor da secção transversal (cm).

$$EO = \frac{HE}{(HE + HI)} \times 100 \quad (\text{equação 5})$$

em que

EO = eficiência operacional (%);

HE = tempo de trabalho efetivo (horas); e

HI = tempo de interrupções (horas)

3.4 Determinação dos custos operacionais e de produção

Os custos das operações de extração florestal foram determinados com base em dados fornecidos pelas empresas responsáveis pela exploração da floresta e também pela adoção de premissas básicas. Esses dados foram referentes ao valor de aquisição e manutenção de máquinas e equipamentos, impostos, seguros e gastos com combustível, óleos, lubrificantes, pneus ou esteiras, e mão de obra operacional.

O custo operacional total foi dividido em custos fixos, variáveis e de administração, expressos em $\text{R\$ he}^{-1}$ (reais por hora efetiva de trabalho) e o custo de produção foi determinado em $\text{R\$ m}^{-3}$ (reais por metros cúbicos). A determinação

desses custos seguiu a metodologia utilizada por Moreira (2000), Minette (2008), Silva et al. (2010), Emmert (2014) e Vieira et al. (2016).

Os custos fixos são aqueles que independem da produção e sua mensuração foi feita pela determinação da depreciação, dos juros e dos seguros. A depreciação do maquinário foi determinada a partir do método da depreciação linear (equação 6).

$$Dp = \frac{Va - Vpe - Vr}{N \times he} \quad (\text{equação 6})$$

em que

Dp = depreciação linear da máquina (R\$ he^{-1});

Va = valor de aquisição da máquina (R\$ he^{-1});

Vpe = valor de aquisição de um jogo de pneus ou esteiras (R\$);

Vr = valor de revenda da máquina (R\$ he^{-1});

N = vida útil estimada de uso (anos);

he = horas efetivas de uso anual (horas).

Os custos com juros e seguros referem-se, respectivamente, ao custo de oportunidade do capital e ao custo devido ao uso ou posse da máquina e proteção frente à exposição de perigos destrutivos. Esses custos foram calculados com referência no investimento médio anual (equação 8) e foram adotadas as taxas 12% a.a. (ao ano) para os juros e de 4% a.a. para os seguros, conforme equação 7.

$$JS = \frac{IMA \times i}{he} \quad (\text{equação 7})$$

em que

JS = custo com juros e seguros anuais (R\$ he^{-1});

IMA = investimento médio anual (R\$);

i = taxa de juros e seguros anuais (% a.a.);

he = horas efetivas de uso anual (horas).

$$IMA = \frac{(Va - Vr) \times (N + 1)}{2N} + Vr \quad (\text{equação 8})$$

em que

IMA = investimento médio anual (R\$);

Va = valor de aquisição da máquina (R\$ he⁻¹);

Vr = valor de revenda da máquina (R\$ he⁻¹);

N = vida útil estimada de uso (anos).

A composição dos custos variáveis, aqueles que são dependentes da produção, dos tratores e de motosserra, levou em consideração os gastos com combustível, óleo hidráulico, graxas e lubrificantes, manutenção e reparo mecânico, pneus ou esteiras e mão de obra operacional. O custo com combustível foi calculado por meio do produto do consumo, em litros, de óleo diesel (tratores) ou mistura gasolina mais óleo dois tempos (motosserra), por hora efetiva de trabalho, pelo preço unitário de mercado (equação 9).

$$CC = C_{com} \times P_c \quad (\text{equação 9})$$

em que

CC = custo com combustível (R\$ he⁻¹);

Ccom = quantidade de combustível consumido (L he⁻¹);

Pc = preço de mercado de um litro de combustível (R\$ L⁻¹).

Para os cálculos dos custos de óleo hidráulico e graxas e lubrificantes foram considerados, respectivamente, fatores de ajuste de 50% e de 25% em relação ao custo obtido para o combustível por hora efetiva de trabalho, conforme recomendação da ASAE (2001). O custo de manutenção e reparo mecânico também foi determinado por meio de um fator de ajuste. Para tanto, considerou-se esse custo como sendo 80% do valor do custo obtido para a depreciação linear dos tratores e motosserra. O custo com pneus ou esteiras dos tratores foi determinado por meio da equação 10.

$$CPE = \frac{N_{pe} \times V_{pe}}{H} \quad (\text{equação 10})$$

em que

CPE = custo com pneus ou esteiras (R\$ he⁻¹);

Npe = número de pneus ou esteiras (unidade);

Vpe = valor unitário dos pneus ou esteiras (R\$ und⁻¹);

H = vida útil estimada dos pneus ou esteiras (horas).

Os custos com mão de obra operacional foram determinados em função dos salários pagos e das despesas e encargos sociais dos trabalhadores (operadores de máquinas, motosserristas e ajudantes de campo) envolvidos nas operações. Para a obtenção desse custo empregou-se a equação 11.

$$CMO = \left[\left(\frac{Mtb \times SM \times NT}{he} \right) \times \left(1 + \frac{Esoc}{100} \right) \right] + \left(\frac{Mtb \times DPsoc \times NT}{he} \right) \quad (\text{equação 11})$$

em que

CMO = custo com mão de obra operacional (R\$ he⁻¹);

Mtb = meses trabalhados no ano (meses);

SM = salário mensal do trabalhador (R\$);

NT = número de trabalhadores;

he = horas efetivas de uso anual (horas);

Esoc = encargos sociais (%);

DPsoc = despesas sociais (R\$ mês⁻¹).

Os gastos relacionados aos trabalhos de planejamento no escritório e supervisão das atividades operacionais em campo englobam o custo de administração. Harry et al. (1991) recomendaram adotar valores percentuais entre 5% a 15% do custo operacional total. Assim sendo, adotou-se, para o custo de administração, o percentual de 9% do valor obtido para o custo operacional total.

Foi realizada a soma de todos os custos operacionais fixos, variáveis e de administração para a obtenção do custo operacional total de cada operação da extração florestal, em R\$ he⁻¹, e também foi obtido o custo operacional de todo o processo de movimentação das toras aos pátios de estocagem de madeira. Ao final, foram determinados os custos de produção (equação 12) de cada operação e o total da extração florestal, permitindo estimar o custo por metro cúbico de madeira extraída.

$$CP = \frac{COT}{P} \quad (\text{equação 12})$$

em que

CP = custo de produção (R\$ m⁻³);

COT = custo operacional total (R\$ he⁻¹);

P = produtividade das operações (m³ he⁻¹).

3.5 Modelagem da Extração Florestal

A construção do modelo matemático foi realizada a partir de um raciocínio *a priori* subjacente, tendo como hipótese que o tempo efetivo dos elementos dos ciclos operacionais se relaciona com fatores ambientais, como distância percorrida pela tora, desde seu local de extração até o pátio de estocagem, diâmetro basal da tora, volume, densidade e DAP. As variáveis diâmetro basal da tora, volume, densidade e DAP foram traduzidas como peso da tora, em virtude de suas relações determinísticas.

O modelo tem o intuito de verificar as variações que podem ocorrer com o tempo efetivo de toda a cadeia produtiva do ciclo operacional de guinchamento e arraste, ambos da exploração florestal para a floresta privada, mediante as variações das variáveis predictoras distância e peso da tora (equação 13), tomando como base os critérios estatísticos e econométricos.

$$T_{ef} = f(D, P) \quad (\text{equação 13})$$

em que

T_{ef} = tempo efetivo (s);

D = distância (m);

P = peso da tora (kg).

Para o ciclo operacional de guinchamento, a distância foi considerada euclidiana, ou seja, ponto a ponto. Para o ciclo operacional de arraste, a distância considerada foi a distância de Manhattan, ou Geometria taxi (figura 11), cujo cálculo foi desenvolvido seguindo as relações métricas de um triângulo retângulo (equações 14 e 15).

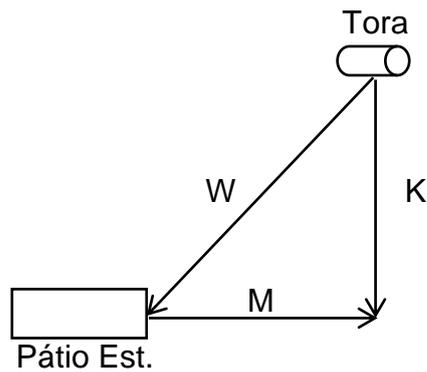


Figura 11. Ilustração para cálculo da distância de Manhattan

$$D_M = K + M \quad (\text{equação 14})$$

$$D_M = K + \sqrt{W^2 - K^2} \quad (\text{equação 15})$$

em que

D_M = distância de Manhattan;

K = distância euclidiana da trilha de arraste à estrada secundária;

M = distância euclidiana da estrada secundária ao pátio de estocagem;

W = distância euclidiana da tora ao pátio de estocagem.

Quanto ao modelo teórico, Matos (2000) sugere que o sentido de variação de cada variável explicativa seja realizado com base na teoria econômica ou na observação direta da realidade. Esse sentido é explicado pelo sinal associado a cada parâmetro. No entanto, espera-se que haja um efeito direto entre as variáveis explicativas e a variável explicada, ou seja, que seus sinais sejam positivos.

Cabe ressaltar, para o raciocínio *a priori*, que a reta de regressão passe pela origem dos eixos cartesianos, uma vez que não faz sentido ter valor zero nas variáveis explicativas e este estar associado a algum valor diferente de zero da variável explicada. Portanto, foi proposto o modelo econométrico para o tempo efetivo dos ciclos operacionais citados a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), cuja forma funcional de regressão foi a log-lin sem intercepto, equação 16.

$$\text{Ln}T_{ef} = \beta_1 D + \beta_2 P + u \quad (\text{equação 16})$$

em que

\ln = logaritmo neperiano;

β_i = coeficientes ou parâmetros a serem estimados;

u = termo aleatório de erro.

A utilização de modelo de regressão que passa pela origem requer cuidados, sugerem Gujarati e Porter (2011). Segundo os autores, a soma dos resíduos estimados para modelos sem intercepto é diferente de zero, pois os graus de liberdade da estimativa do desvio padrão são diferentes dos modelos convencionais, e o valor do coeficiente de determinação, R^2 , dos modelos convencionais não é adequado para os modelos que não contêm o termo do intercepto, sendo seu cálculo conhecido como R^2 bruto, no qual a soma dos quadrados e a multiplicação de variáveis não são corrigidas pela média, superando os valores obtidos nos modelos convencionais com intercepto (SEARLE, 1971).

Os dados foram interpretados aos níveis de significância do p-valor do teste t de Student e os coeficientes angulares representam as variações relativas, ou taxa de crescimento, da variável a ser explicada para uma variação absoluta na variável regressora.

O MQO adota o critério de minimização da soma dos quadrados das diferenças dos dados observados e estimados da variável dependente com o objetivo de estimar os coeficientes de regressão β_i . Em outras palavras, pode-se dizer que ele permite estimar coeficientes de regressão de forma única, o que possibilita obter o menor erro aleatório possível.

Gujarati e Porter (2011) explicam que o método não recai somente em estimar os β_i , mas em obter inferências que esses estimadores podem proporcionar, como, por exemplo, verificar a proximidade entre o valor estimado de uma variável dependente (\hat{Y}_i) e seu valor esperado (Y_i), em função de outra variável independente.

3.6 Testes Estatísticos

Para que a análise de regressão de MQO seja utilizada adequadamente, garantindo o melhor estimador linear não viesado, ela requer que alguns pressupostos sejam satisfeitos, possibilitando, assim, uma variação mínima para os estimadores em relação aos parâmetros observados. A estimação dos valores das

equações geradas a partir do MQO foi possível através do processamento dos dados por meio dos softwares Microsoft Excel, IBM SPSS Statistics e Gretl.

3.6.1 Especificação de modelos

A especificação de modelos é considerada uma das etapas mais importantes da pesquisa econométrica e que requer conhecimentos teóricos econômicos e matemáticos. Uma má especificação de modelo pode ocorrer pela inclusão ou exclusão desnecessária de variáveis, uso de sinais dos parâmetros a serem estimados divergentes dos esperados, forma funcional inadequada, entre outros.

Gujarati e Porter (2011) sugerem o teste de MacKinnon, White e Davidson (teste MWD) como opção de escolha da forma funcional entre modelos lineares e log-lineares, em que as estatísticas de teste $Z_1 = \ln Yf - \ln f$ e $Z_2 = e^{\ln f} - Yf$ testam a hipótese nula de que o modelo é linear contra a hipótese alternativa de que o modelo é log-linear. Se o coeficiente de Z_1 é estatisticamente significativo pelo teste t , rejeita-se H_0 . Se o coeficiente de Z_2 for estatisticamente significativo pelo teste t , rejeita-se H_1 .

3.6.2 Teste t e F

Para verificar se uma variável explicativa se relaciona com a variável dependente, o teste t é aplicado e tem a finalidade de avaliar o grau de significância de uma variável explicativa testando a hipótese nula de que o coeficiente angular é igual a zero (DRAPER e SMITH, 1998). Em contrapartida, o teste F é utilizado para verificar o efeito conjunto de variáveis explicativas em relação à variável dependente, testando a hipótese de que os coeficientes angulares são simultaneamente iguais a zero (GUJARATI e PORTER, 2011).

A qualidade do ajuste do modelo é medida pelo coeficiente de determinação R^2 , que mede a variação total sobre a média da variável estimada explicada pela regressão, ou seja, R^2 indica o percentual de explicação da variável independente em relação à variável dependente. No caso de o modelo conter mais de uma variável regressora, modelo de regressão múltipla, a informação da qualidade do ajuste do modelo é fornecida pelo coeficiente de determinação ajustado, pois o incremento de variáveis explicativas ao modelo induz um aumento no coeficiente de determinação, mesmo que essas variáveis não sejam significativas na explicação da variância residual (DRAPER e SMITH, 1998; GOUVEIA, 2015).

3.6.3 Multicolinearidade

Quando as variáveis explicativas se relacionam entre si, ou seja, quando há correlação entre elas, os parâmetros estimados podem ter sua eficiência afetada. Como consequência, há um aumento da variância da estimativa e do erro padrão, podendo tornar o valor da estatística t não significativo. Essa correlação entre variáveis explicativas é a definição de multicolinearidade. Matos (2000) explica que a multicolinearidade é uma questão de grau e não de natureza, haja vista que sempre ocorrerá alguma correlação entre as variáveis regressoras do modelo. O autor cita que a multicolinearidade pode ser diagnosticada de várias formas. Por exemplo,

- parâmetros estimados com sinais contrários ao esperado;
- instabilidade dos parâmetros estimados quando se exclui ou inclui alguma variável no modelo;
- aumento do grau de correlação entre as variáveis explicativas.

Outra forma de diagnosticar a multicolinearidade é por meio do Fator de Inflação da Variância (FIV), o qual apresenta a velocidade da variância de um estimador na presença de multicolinearidade, equação 17.

$$FIV_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)} \quad (\text{equação 17})$$

De acordo com Gujarit (2011), alguns autores estabelecem, como regra prática, problemas às variáveis explicativas se o FIV for maior que 10. É o que acontece quando R_j^2 for maior que 0,90. Como alternativa ao FIV, a tolerância (TOL) pode ser utilizada para diagnosticar problemas de multicolinearidade, equação 18.

$$TOL_j = \frac{1}{FIV_j} = 1 - R_j^2 \quad (\text{equação 18})$$

Quanto mais próximo TOL_j for de zero, maior o grau de correlação entre as variáveis explicativas. Por outro lado, o contrário ocorrerá quanto mais próximo de 1 for o TOL_j , afirma o autor.

3.6.4 Normalidade

O teste de normalidade é um dos pressupostos que devem ser atendidos pelos modelos de regressão linear, o qual estabelece que os resíduos do modelo tenham distribuição normal. Uma vez que os resíduos representam a influência combinada de variáveis não incluídas no modelo, espera-se que esta influência seja a menor possível e aleatória. Contudo, se alguma variável explicativa importante for omitida, os valores dos resíduos podem não apresentar a distribuição normal. A exigência de normalidade se deve ao fato de assegurar a confiabilidade dos testes de significância dos parâmetros estimados e dos intervalos de confiança, visto que estes têm sua origem na distribuição normal do termo residual (MATOS, 2000).

A verificação inicial de normalidade pode ser realizada por meio de um histograma para verificar a existência de assimetrias. Caso não seja identificada, deve-se testar a hipótese nula de que a distribuição das observações é normal, também chamada de teste de aderência (PINO, 2014). Diversos são os testes de verificação de normalidade. Entre eles destacam-se o teste de Shapiro-Wilk para amostras pequenas ($n < 30$) e o de Kolmogorov-Smirnov corrigido pelo teste de Lilliefors para grandes amostras ($n \geq 30$). Porém, cada teste apresenta diferentes critérios de decisão, mas com as mesmas hipóteses a serem testadas, sendo o mais conveniente tomar a decisão observando-se o valor-p dos testes comparados com o nível de significância adotado, em que a hipótese nula será rejeitada se o valor-p for menor que o nível de significância adotado (TORMAN et al.; 2012).

3.6.5 Autocorrelação serial

Considerado um dos problemas mais sérios em econometria, a autocorrelação significa que os resíduos são correlacionados entre si (DRAPER e SMITH, 1998), ocasionando a má eficiência dos parâmetros estimados em MQO devido à sua variância não ser mínima e o erro padrão, viesado. Uma autocorrelação positiva ocasionará a subestimação dos erros padrões e superestimação dos valores da estatística t . Em caso de a autocorrelação ser negativa, o efeito contrário ocorrerá, sendo o maior dano ocasionado na autocorrelação positiva, em virtude da possibilidade de cometer um erro do tipo I para o teste t (MATOS, 2000).

O autor ainda cita algumas fontes de autocorrelação, como

- omissão de variável explicativa (erro de especificação);

- má especificação da forma matemática (erro de especificação);
- má especificação do verdadeiro termo aleatório;
- ajuste imperfeito de séries estatísticas.

A autocorrelação é dita de primeira ordem quando um resíduo em t e o valor imediatamente anterior ($t-1$) estão envolvidos, cuja defasagem máxima é 1 (GUJARATI e PORTER, 2011). Uma forma de diagnosticar a autocorrelação serial de primeira ordem é a aplicação do teste de Godfrey e do teste de Durbin-Watson, também conhecido como estatística d de Durbin-Watson, que representa a razão da soma das diferenças, elevadas ao quadrado, entre resíduos sucessivos e a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) (equação 19). Atualmente, nos pacotes estatísticos, a estatística d é informada em conjunto com as estatísticas sumárias R^2 , R^2 ajustado e razões t (GOUVEIA, 2015).

$$d = \frac{\sum(\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum \hat{u}_t^2} \quad \text{Equação 19}$$

em que

d = estatística teste de Durbin-Watson;

\hat{u}_t = resíduos ou termos de erro.

Para modelos com intercepto, o valor calculado d é, então, comparado com limites inferior (dL) e superior (dU) de valores, tabelados por Durbin e Watson. Farebrother (1980) propôs o valor tabelado do limite inferior para os modelos que não possuem intercepto. Este limite mínimo é denotado por dM .

Ainda em Farebrother (1980), o autor explica que, para o teste de Durbin-Watson, indicativo de correlação serial negativa em modelos com intercepto, a hipótese de ausência de correlação serial é retida quando o valor calculado d for menor que $4 - dU$, no entanto, a rejeição da hipótese é confirmada quando d for maior que $4 - dL$. Mas, quando o modelo não apresentar intercepto, a hipótese de ausência de correlação serial é retida quando d for menor que $dM^{1-\alpha}$ e rejeitada quando d for maior que $dU^{1-\alpha}$.

Sendo dM o limite inferior da estatística d de Durbin-Watson para modelos com ausência de intercepto, o limite superior dU é dado, segundo King e Giles (1977), por

$$dU_{(1-\alpha)}^0 = 4 - dL_{\alpha}^1 \quad \text{Equação 20}$$

em que

$dU_{(1-\alpha)}^0$ é a denotação para o limite superior da estatística d de Durbin-Watson para modelos de regressão linear sem intercepto, ao limite mínimo de $1 - \alpha$;

dL_{α}^1 é a denotação para o limite inferior da estatística d de Durbin-Watson para modelos de regressão linear com intercepto, ao limite mínimo de α .

3.6.6 Heterocedasticidade

Um das premissas da regressão linear é a homogeneidade dos resíduos, ou seja, que a variância dos resíduos gerados pela estimação de um modelo seja constante. Portanto, a violação desse pressuposto implica na heterocedasticidade, que é a não homogeneidade da variância dos resíduos, sendo mais comum em dados de corte transversal do que em dados de série temporal.

A presença de heterocedasticidade tem como consequência a não eficiência das estimativas geradas no MQO, implicando em erros padrões viesados e resultados não precisos dos testes t e F e dos intervalos de confiança, gerando inferências equivocadas.

Gujarati e Porter (2011) apresentam algumas causas de ocorrência de heterocedasticidade, tais como

- presença de dados discrepantes (*outliers*);
- violação do pressuposto de especificação do modelo;
- assimetria na distribuição de um ou mais regressores incluídos no modelo;
- transformação incorreta de dados e forma funcional incorreta.

Existem vários métodos para se diagnosticar a heterocedasticidade, sendo o mais usual o teste de White, devido à sua fácil aplicação, por não requerer hipótese de normalidade. O teste consiste na regressão auxiliar gerada pelos resíduos ao quadrado em função das variáveis regressoras, seus quadrados e seus produtos cruzados, comparando o valor obtido do produto do tamanho da amostra com o R^2 da regressão auxiliar, que segue assintoticamente uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de regressores (excluindo-se o termo constante), com o valor crítico do qui-quadrado ao nível de significância escolhido.

Para o modelo proposto, o teste de White foi aplicado a 1% e 5% de significância.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Avaliação da amostragem

Os resultados apresentados referem-se aos ciclos operacionais de pré-arraste e arraste obtidos na extração de toras em uma floresta privada. A amostragem foi referente à extração de um volume aproximado de 560,426 m³ (Apêndice A). Foram amostrados 138 ciclos de extração de toras para a operação de pré-arraste e 40 ciclos para o arraste, obtendo-se um erro de amostragem de 18,70% e 20,40%, respectivamente. Na Tabela 1 encontram-se os dados estatísticos da amostragem.

Tabela 1 - Análise descritiva dos dados amostrais dos tempos de operação

Ciclos operacionais	Operações	
	<i>Pré-arraste</i>	<i>Arraste</i>
Número de ciclos	138	40
Tempo médio (min)	7,85	10,48
Desvio padrão (min)	5,54	5,81
Intervalo de confiança (min)	±0,92	±1,8
Valor mínimo (min)	1,38	2,47
Valor máximo (min)	16,01	22,55
Coeficiente de variação (%)	70,50	55,44
Tamanho mínimo da amostra	40,70	30,88
Erro amostral (%)	18,70	20,40

Foi observado um alto valor para o coeficiente de variação para os tempos totais dos ciclos operacionais de guinchamento e arraste da tora, dada a heterogeneidade das características das espécies na floresta tropical, tais como volume e densidade da madeira. O tempo médio obtido para cada operação de guinchamento das toras foi de 7,85 minutos, para um volume médio por ciclo de 3,42 m³.

4.2 Análise técnica e custos do guinchamento de toras

Na Figura 12 encontram-se os tempos médios gastos para a execução de cada operação do guinchamento de toras, incluindo as interrupções, e os tempos

total médio e efetivo médio de todo o ciclo. Para a operação de viagem vazio (VV) com o trator esteira D6 ao longo das trilhas de arraste foi encontrado o valor médio de 79,41 segundos, com desvio padrão de 85,39 segundos e valores mínimo e máximo de 11,17 segundos e 492,46 segundos, respectivamente. Esses valores foram decorrentes da localização das toras ao longo da extensão da trilha de arraste.

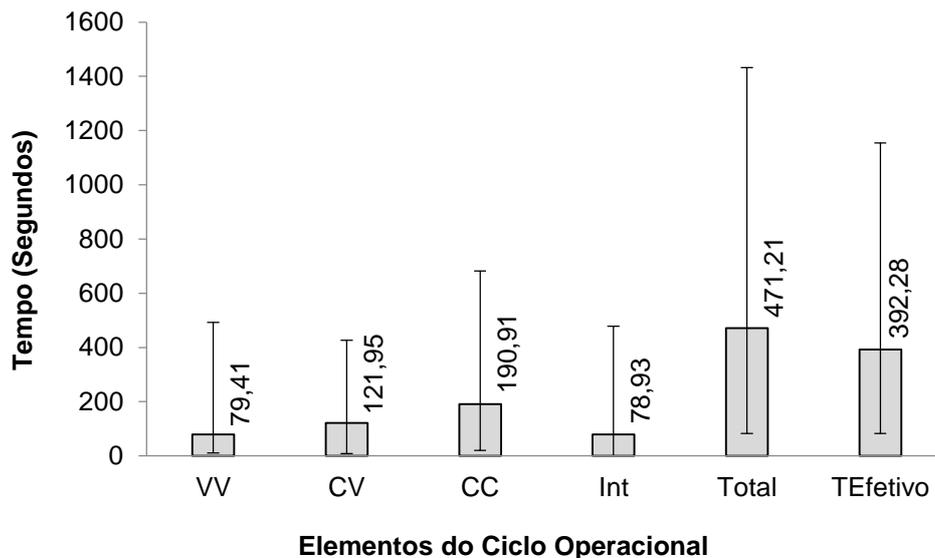


Figura 12 - Tempos médios, total e efetivo das operações de guinchamento de toras, em segundos. Barras representam tempos médios, extremidade superior das linhas representa valor máximo e extremidade inferior, valor mínimo. VV - deslocamento do trator na trilha sem carga; CV - deslocamento do cabo da trilha de arraste até a tora e entrelaçamento; CC - deslocamento do cabo carregado com a tora até a trilha de arraste e retirada do cabo e Int - interrupções.

De acordo com a Figura 12, os valores de tempo médio para os elementos cabo vazio (CV) e cabo carregado (CC) foram de 121,95 segundos e 190,91 segundos, respectivamente. O desvio padrão (CC = 88,10 segundos e CV = 166,90 segundos) e a amplitude entre o valor mínimo (CC = 8,76 segundos e CV = 19,65 segundos) e máximo (CC = 426,5 segundos e CV = 681,63 segundos) foram maiores para o elemento CC. A justificativa está no fato de que o elemento CC seja influenciado não só pela distância da tora à trilha de arraste, mas também pelo peso específico verde, característica inerente a cada espécie florestal explorada.

O tempo médio de interrupções (78,93 segundos), contabilizado durante o guinchamento de toras, foi associado, em grande parte, à operação com cabo carregado (CC), que contribuiu com 83,0% desse tempo. O elemento CV contribuiu com 17,0% do tempo de interrupções, não sendo observadas paralizações durante o deslocamento do trator D6 na trilha de arraste. O desvio padrão do tempo médio de interrupções foi de 117,87 segundos e os valores máximos e mínimos observados foram de zero e 478,13 segundos, respectivamente, indicando que esse elemento não esteve presente em todos os ciclos operacionais do guinchamento.

Os tempos médios total (471,21 segundos) e efetivo (392,28 segundos) obtidos para a operação de guinchamento (Figura 12) tiveram alta discrepância entre os valores mínimo e máximo, com desvio padrão de 332,19 segundos e 236,70 segundos, respectivamente. Esta constatação é decorrente da heterogeneidade das espécies e seus respectivos volumes explorados e também da distância das toras às trilhas de arraste, fatores esses que não permitem uma padronização dos tempos.

O percentual de participação de cada elemento do ciclo operacional do guinchamento é observado conforme a Figura 13.

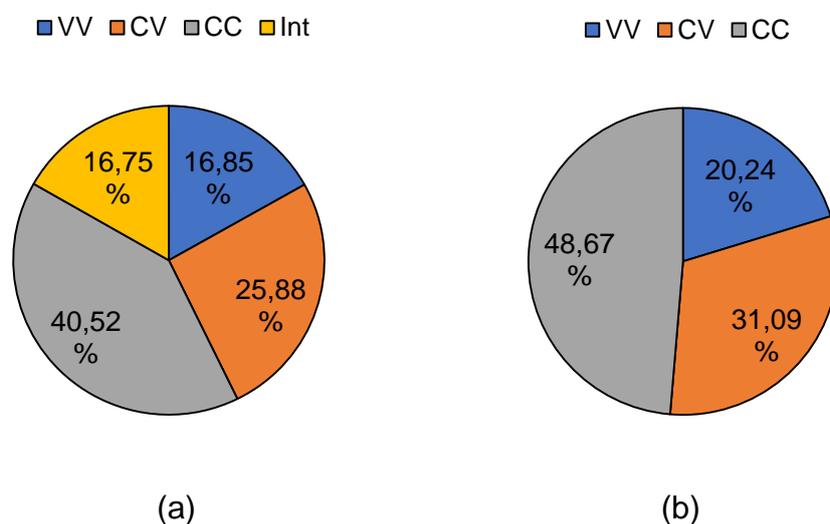


Figura 13 - Contribuição percentual dos elementos do ciclo operacional do guinchamento de toras. (a) - contribuição em relação ao tempo total com interrupções e (b) contribuição em relação ao tempo efetivo sem interrupções. VV - deslocamento do trator na trilha sem carga; CV - deslocamento do cabo da trilha de arraste até a tora e entrelaçamento; CC - deslocamento do cabo carregado com a tora até a trilha de arraste e retirada do cabo e Int - interrupções.

Evidenciou-se que o CC demandou o maior dispêndio de trabalho (40,52%), seguido pelo elemento CV (25,88%), VV (16,85%) e Int (16,75%) (Figura 13a). Essa constatação está associada às variáveis que levam a um maior consumo de tempo de operação, como a distância da tora à trilha de arraste, dificuldades de amarra da tora e o parâmetro peso específico verde, inerente às próprias espécies.

Desconsiderando-se o elemento interrupção, que não é planejado e ocorre ocasionalmente durante a jornada de trabalho, o percentual de contribuição do CC (Figura 13b) é próximo dos 49,0%, que, se somado ao percentual do elemento CV (31,09%), dá um total de contribuição de 79,76%. Dessa forma, as operações que envolvem a manipulação com o cabo de arraste (CV e CC) merecem maior atenção por parte dos manejadores, visando analisar fatores influentes nessas operações e propor formas de intervenção que possam reduzir o tempo de execução.

Com os dados de tempos total e efetivo associados ao volume total explorado (462,37 m³) das espécies chegou-se à produtividade operacional do guinchamento de 26,15 m³ h⁻¹ e de 31,12 m³ he⁻¹, considerando-se a presença ou não do elemento interrupção. A eficiência operacional obtida foi de 83,25%.

Os resultados dos custos operacionais fixos, variáveis e totais da operação de guinchamento encontram-se na Figura 14 e referem-se aos custos relacionados a uma equipe composta de um operador de trator esteira D6 e quatro assistentes, para um período de 22 dias trabalhados com jornada diária de 10 horas.

O custo fixo total obtido foi de R\$ 31,14 he⁻¹, tendo o custo com a depreciação sido de R\$ 15,55 he⁻¹ e com o juros e seguros, de R\$ 15,59 he⁻¹. Esses valores foram obtidos para as seguintes premissas: (a) valor do trator D6 - R\$105.000,00; (b) taxa de juros - 12% a.a.; (c) taxa de seguros - 4% a.a. e (d) IMA - R\$ 71.400,00.

O custo variável total obtido foi de R\$ 192,64 he⁻¹, referente à soma dos custos com mão de obra operacional (R\$ 53,32 he⁻¹), combustível (R\$ 70,79 he⁻¹), manutenção e reparo (R\$ 12,44 he⁻¹), óleo hidráulico (R\$ 35,39 he⁻¹), graxa e lubrificante (R\$ 17,70 he⁻¹) e esteiras (R\$ 3,00 he⁻¹), valores esses obtidos para as seguintes premissas: (a) salário do tratorista - R\$1.400,00; (b) salário de um assistente - R\$1.050,00; (c) preço do óleo diesel - R\$ 3,63 L⁻¹; (d) consumo óleo diesel - 19,50 L he⁻¹; e (e) preço esteira - R\$ 13.513,60.

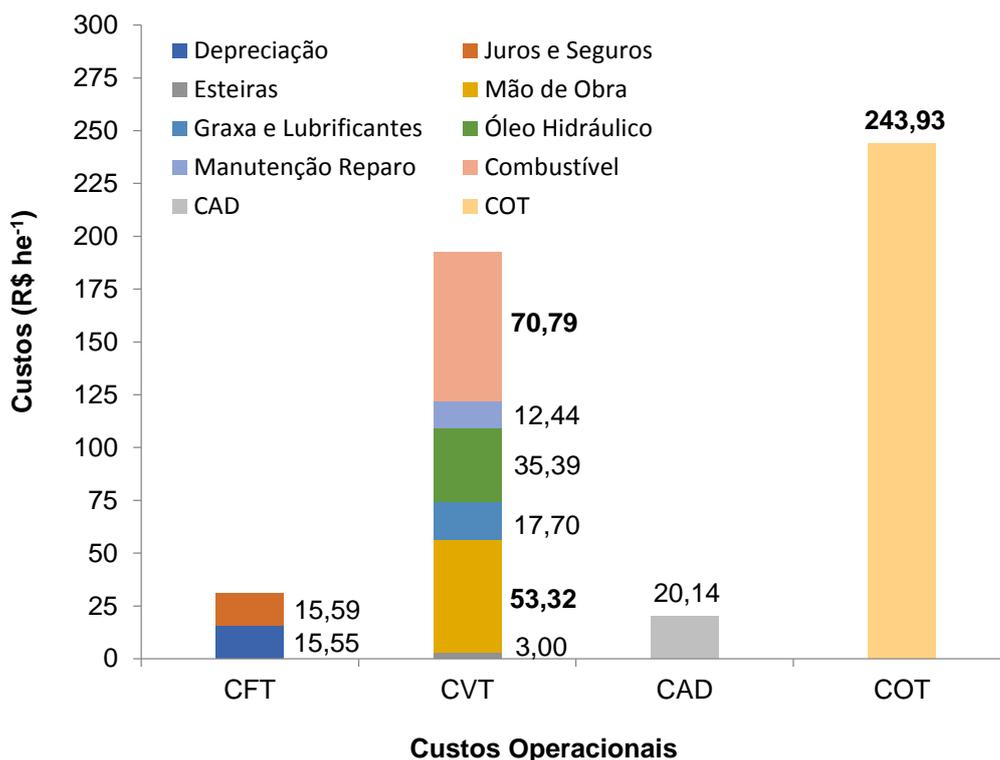


Figura 14 - Custos da operação de guinchamento de toras, calculados em reais por hora efetiva de trabalho. CFT - custo fixo total; CVT - custo variável total; CAD - custo de administração e COT - custo operacional total.

Ainda na Figura 14 é possível observar o valor obtido para o custo total da operação de guinchamento com o trator D6, ou seja, R\$ 243,93 he^{-1} , dos quais 78,97% foram decorrentes dos custos operacionais variáveis, 12,77% dos custos fixos e 8,26% do custo com administração. Os cinco custos que mais contribuíram para a composição do custo operacional total foram combustível (29,02%), mão de obra (21,86%), óleo hidráulico (14,51%), graxas de lubrificantes (7,25%) e juros e seguros (6,39%).

Com base nos dados obtidos de produtividade e de custo operacional do guinchamento de toras chegou-se ao valor do custo de produção de R\$ 7,84 m^{-3} , ou US\$ 2,42 m^{-3} , utilizando uma taxa de câmbio corrente (BCE, 2018), sendo o custo total de pré-arraste das 156 toras (volume total de 560,426 m^3) amostradas de R\$ 4.392,82.

Segundo Emmert (2014), as operações de guinchamento são pouco utilizadas. Portanto, há uma escassez de obras de pesquisa na área que possam corroborar este estudo.

4.3 Análise técnica e custos do arraste de toras

Na Figura 15 encontram-se os tempos médios gastos para a execução das operações do arraste de toras nas trilhas de extração, com o trator florestal arrastador *skidder*, incluindo as interrupções, e tempos total médio e efetivo médio do ciclo. Para a operação de viagem vazio (VV) foi encontrado o valor médio de 214,59 segundos, com desvio padrão de 155,33 segundos e valores mínimo e máximo de 46,23 segundos e 906,14 segundos, respectivamente. Esses valores foram decorrentes da distância entre o pátio de estocagem de madeira até a tora na trilha de arraste.

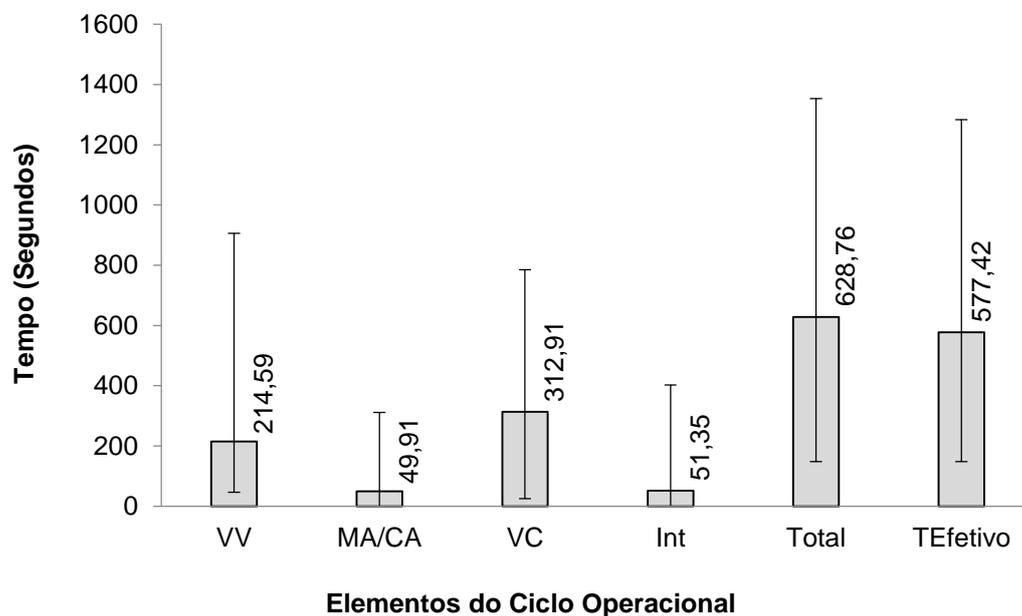


Figura 15 - Tempos médios, total e efetivo das operações de arraste de toras, em segundos. Barras representam tempos médios, extremidade superior das linhas representa valor máximo e extremidade inferior, valor mínimo. VV - deslocamento do *skidder* na trilha arraste sem carga; MA/CA - manobra na trilha de arraste e carregamento da tora com a pinça traseira; VC - deslocamento do *skidder* na trilha de arraste com carga e Int - interrupções.

Ainda na Figura 15, os valores de tempo médio para os elementos manobra na trilha e carregamento da tora (MA/CA) e viagem carregado com tora (VC) foram de 49,91 segundos e 312,91 segundos, respectivamente. O desvio padrão (MA/CA = 51,23 segundos e VC = 198,84 segundos) e a amplitude entre o valor mínimo (MA/CA = 0,00 segundos e VC = 24,62 segundos) e máximo (MA/CA = 311,30 segundos e VC = 784,77 segundos) foram maiores para o elemento VC.

Justificativa está no fato de que o elemento VC seja influenciado pela distância da tora na trilha de arraste ao pátio de estocagem de madeira mais próximo e também pelo peso específico verde de cada tora, característica essa inerente a cada espécie florestal explorada.

O tempo médio de interrupções (51,35 segundos) contabilizado durante o arraste de toras foi associado, em grande parte, à operação com viagem carregado (VC), que contribuiu com 87,8% desse tempo. O desvio padrão do tempo médio de interrupções foi de 84,49 segundos e os valores máximos e mínimos observados foram de zero e 402,87 segundos, respectivamente, indicando que esse elemento não esteve presente em todos os ciclos operacionais do arraste com o *skidder*.

A regularização das trilhas de arraste durante a operação VV, o desengate de toras durante o içamento e a viagem carregada foram as principais causas das interrupções. Outros fatores que levaram a paradas durante o trabalho de arraste de toras foram obtenção de toras extras, abastecimento de tratores, reposição de peças, espera entre as atividades, refeições, necessidades humanas, demanda dos manejadores, acidentes e o fator ambiental precipitação.

Os tempos médios total (628,76 segundos) e efetivo (577,42 segundos) obtidos para a operação de arraste de toras (Figura 5) tiveram alta discrepância entre os valores mínimo e máximo, com desvio padrão de 348,58 segundos e 326,6 segundos, respectivamente. Esta constatação é decorrente da heterogeneidade das espécies e seus respectivos volumes explorados, e também da distância das toras nas trilhas de arraste aos pátios de estocagem de madeira, fatores esses que não permitem uma padronização dos tempos, a exemplo do que ocorre com as florestas plantadas.

O percentual de participação de cada elemento do ciclo operacional do arraste (Figura 16a) evidenciou que a VC demandou o maior dispêndio de trabalho (49,77%), seguido pelo elemento VV (34,13%), Int (8,17%) e MA/CA (8,17%). Esses números estão associados às variáveis que levam a um maior consumo de tempo na operação de arraste, como a distância do pátio de estocagem de madeira até a tora na trilha de arraste, e ao parâmetro peso específico verde que, associado ao volume da tora, permite o cálculo do seu peso unitário.

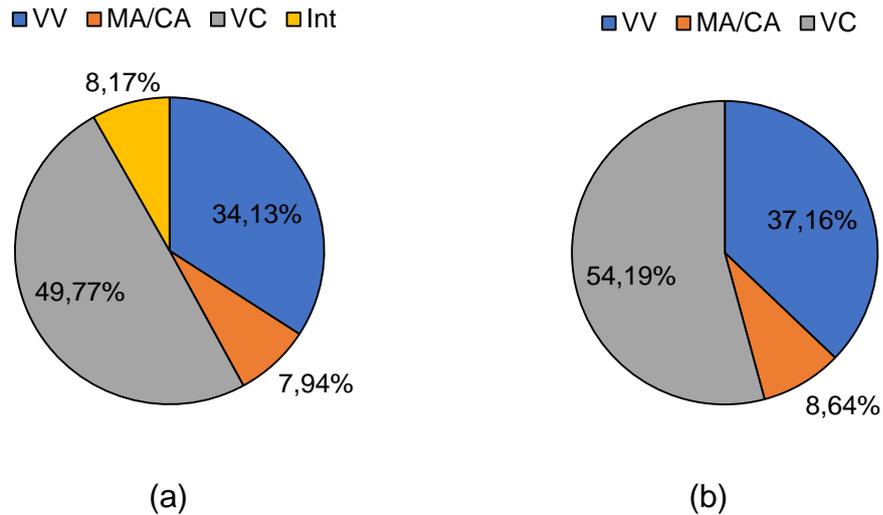


Figura 16 - Contribuição percentual dos elementos do ciclo operacional do guinchamento de toras. (a) - contribuição em relação ao tempo total com interrupções e (b) contribuição em relação ao tempo efetivo sem interrupções. VV - deslocamento do *skidder* na trilha arraste sem carga; MA/CA - manobra na trilha de arraste e carregamento da tora com a pinça traseira; VC - deslocamento do *skidder* na trilha de arraste com carga e Int - interrupções.

Desconsiderando-se o elemento interrupção, que não é planejado e ocorre ocasionalmente durante a jornada de trabalho, o percentual de contribuição do VC (Figura 16b) é próximo dos 54,19% que, se somado ao percentual do elemento VV (37,16%), dá um total de contribuição de 91,35%. Dessa forma, as operações que dependem da distância da tora até o pátio de estocagem (VV e VC) merecem maior atenção por parte dos manejadores, visando analisar os fatores influentes nessas operações e propor formas de otimização para a redução do tempo de sua execução.

Com os dados de tempos total e efetivo associados ao volume total explorado (160,45 m³) das toras chegou-se a uma produtividade operacional do arraste com o uso do *skidder* de 22,97 m³ h⁻¹ e de 49,41 m³ he⁻¹, considerando-se a presença ou não do elemento interrupção. A eficiência operacional obtida foi de 91,83%.

Em estudos realizados em floresta tropical por Barreto et al. (1998), a produtividade da operação de arraste utilizando-se trator *skidder* com pneus foi de 33,7 m³ h⁻¹, similar ao resultado encontrado por Amaral et al. (1998), no valor de 34 m³ h⁻¹. Já em Holmes et al. (2004) e Buchmann (2016), os resultados foram 31,66 m³ h⁻¹ e 25,885 m³ h⁻¹, respectivamente, sendo este último próximo ao valor encontrado neste estudo.

Os resultados dos custos operacionais fixos, variáveis e totais da operação de arraste encontram-se na Figura 17 e referem-se aos custos relacionados a um operador de *skidder* para um período de 22 dias, trabalhados com jornada diária de 10 horas.

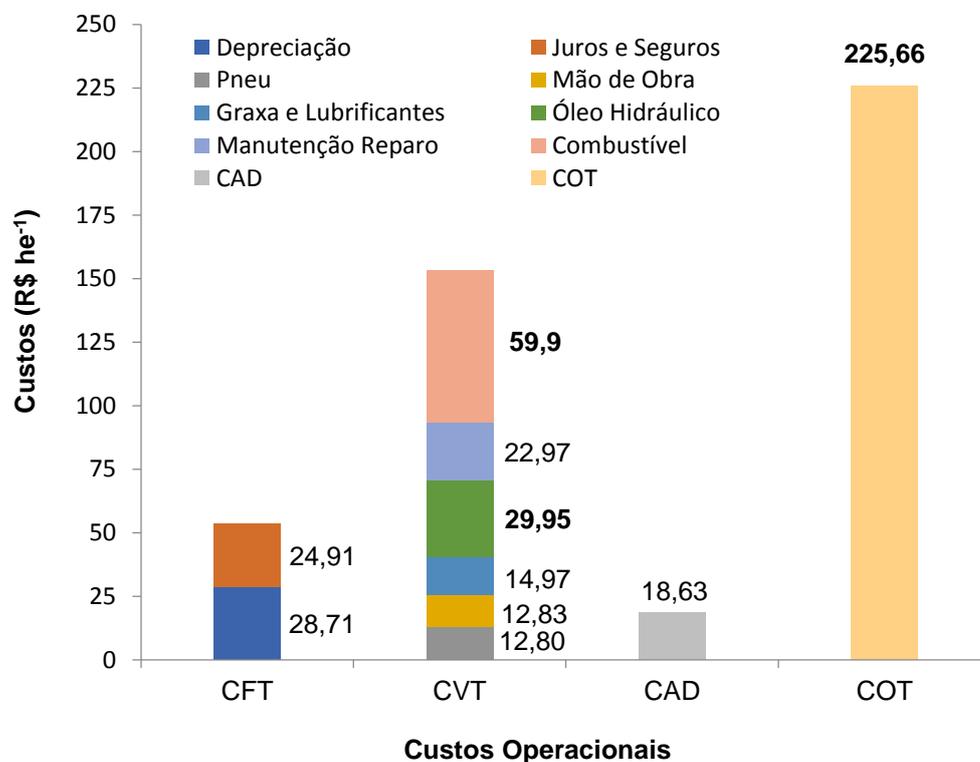


Figura 17 - Custos da operação de arraste de toras com o trator florestal arrastador *skidder*, calculados em reais por hora efetiva de trabalho. CFT - custo fixo total; CVT - custo variável total; CAD - custo de administração e COT - custo operacional total.

O custo fixo total obtido foi de R\$ 53,62 he^{-1} , sendo o custo com a depreciação de R\$ 28,71 e com os juros e seguros de R\$ 24,91. Esses valores foram obtidos para as seguintes premissas: (a) valor do trator *skidder* CAT 525 C - R\$185.000,00; (b) taxa de juros - 12% a.a.; (c) taxa de seguros - 4% a.a. e (d) IMA - R\$ 125.800,00.

O custo variável total obtido foi de R\$ 153,41 he^{-1} , referente à soma dos custos com mão de obra operacional (R\$ 12,83 he^{-1}), combustível (R\$ 59,90 he^{-1}), manutenção e reparo (R\$ 22,97 he^{-1}), óleo hidráulico (R\$ 29,95 he^{-1}), graxa e lubrificante (R\$ 14,97 he^{-1}) e pneus (R\$ 12,80 he^{-1}), valores esses obtidos para as

seguintes premissas: (a) salário tratorista - R\$1.600,00; (b) preço óleo diesel - R\$ 3,63 L⁻¹; (c) consumo óleo diesel - 16,50 L he⁻¹ e (e) preço pneu - R\$ 8.000,00.

Ainda na Figura 17 é possível observar o valor obtido para o custo total da operação de arraste, ou seja, R\$ 225,66 he⁻¹, do qual 67,98% foram decorrentes dos custos operacionais variáveis, 23,76% dos custos fixos e 8,26% do custo com administração. Os cinco custos que mais contribuíram para a composição do custo operacional total foram combustível (26,54%), óleo hidráulico (13,27%), depreciação (12,72%), juros e seguros (11,04%), e manutenção e reparo do *skidder* (10,18%).

Com base nos resultados obtidos para a produtividade e o custo operacional do arraste de toras com o *skidder*, chegou-se ao valor do custo de produção de R\$ 4,57 m⁻³, ou US\$ 1,41 m⁻³, sendo o custo total dessa operação para as 40 toras (volume total de 160,445 m³) amostradas de R\$ 733,23.

Comparando-se os resultados encontrados neste estudo aos de Barreto et al. (1998) e Holmes et al. (2004), constata-se que há diferenças significativas em seus valores, sendo US\$ 1,31 m⁻³ e US\$ 1,24 m⁻³, respectivamente, os custos de produção da operação de arraste.

4.4 Modelo do tempo efetivo para o ciclo operacional de guinchamento

A decisão de escolher a forma funcional log-lin, em que o regressando é expresso na forma de logaritmo e os regressores em sua forma linear, foi possível após realização do teste MWD, que estabelece a escolha entre modelos lineares e log-lineares (GUJARATI e PORTER, 2011), cuja estatística de teste, Z_2 , apresentou coeficiente estatisticamente não significativo para o teste t, valor-p = 0,461219. Portanto, a hipótese de escolha da forma funcional log-linear não pôde ser rejeitada.

A avaliação do modelo proposto para o elemento tempo efetivo constituiu-se, inicialmente, da verificação do sentido das variáveis explicativas, em que se esperava uma relação direta entre as variáveis explicativas e dependente, como apresentado na Figura 18. Em seguida foram utilizados os resultados significativos dos parâmetros estimados para a composição dos modelos.

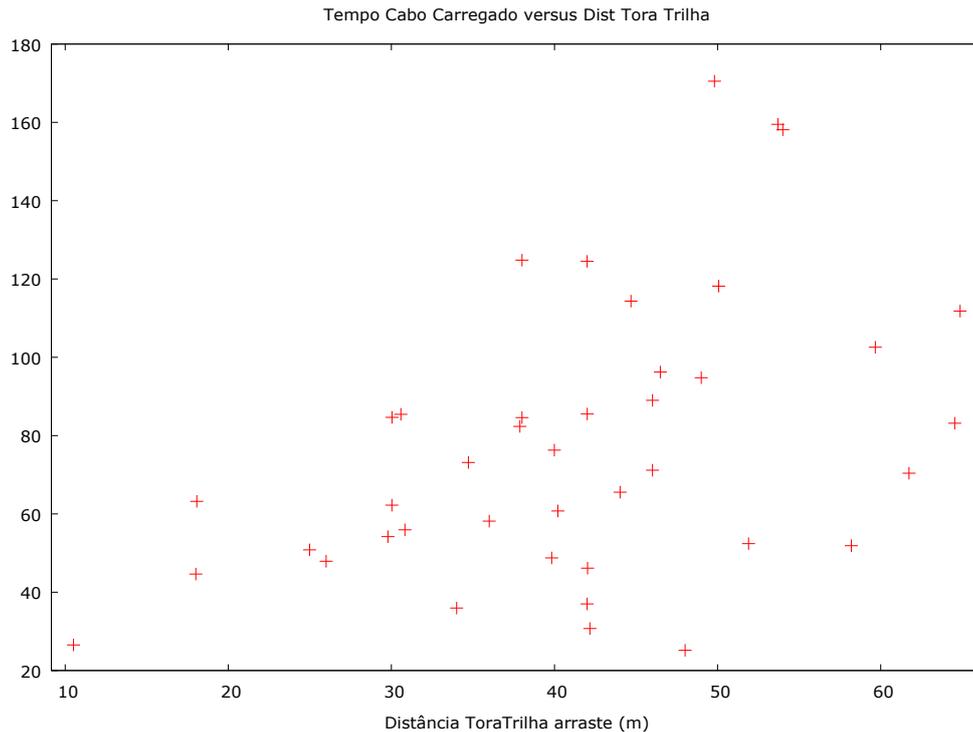


Figura 18. Gráfico de dispersão do tempo carregado (em segundos) *versus* distância (em metros) da tora à trilha de arraste - guinchamento

Para o ciclo operacional em estudo, dois modelos foram gerados a partir da forma funcional especificada e parâmetros significativos estimados, sendo o primeiro modelo para estimação do tempo efetivo do elemento cabo carregado e o segundo para a estimação do tempo efetivo do elemento cabo vazio. A variável distância utilizada em ambos os modelos foi mensurada por medidas euclidianas compreendendo o espaço entre o local de extração e a trilha de arraste, porém, apenas o modelo para o elemento cabo carregado satisfaz às exigências dos pressupostos descritos na metodologia (equação 21). Portanto, o segundo modelo foi excluído.

$$\text{Ln}T_{\text{efCC}} = 7,68 \times 10^{-2}D + 2,83 \times 10^{-4}P \quad (\text{equação 21})$$

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados das estatísticas do teste *t* e *F* para o modelo gerado na equação 21.

Tabela 2. Coeficientes dos parâmetros estimados - guinchamento

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	Valor-P	Tolerância	FIV	Hipótese
Peso (kg)	2,83E-04	7,68E-05	3,68**	7,03E-04	0,314	3,187	$\beta_2 > 0$
Distância (m)	7,68E-02	0,00628	12,23**	6,38E-15	0,314	3,187	$\beta_1 > 0$
Teste F	378,78**			0,000			
R ² ajustado	0,949						
Erro médio	0,2282						

** Significativo estatisticamente, a 1%

As variáveis explicativas mostraram-se significativas a uma probabilidade de 1% de significância, confirmando a influência exercida na variável dependente. A hipótese do sentido das variáveis foi confirmada de acordo com o esperado no modelo. Examinando-se as propriedades do modelo, observa-se que ele indica uma variação relativa constante na variável explicada de 7,68% para cada aumento absoluto de 1 metro na distância percorrida, mantendo a variável Peso constante, e de 2,83% para cada aumento absoluto de 100 kg no peso da tora, mantendo a variável Distância constante.

Observa-se, pelo valor da estatística *t*, que a variável Distância tem maior contribuição para explicar as variações relativas no tempo efetivo do elemento cabo carregado. Hiesl et al. (2015) estimaram modelos de produtividade desempenhada pelo trator florestal *skidder* na extração madeireira em Maine, EUA, e verificaram que a variável distância é altamente correlacionada com a variável explicada, tendo, portanto, maior poder de explicação contra o volume de madeira transportado, cuja presença não afetou o tempo de produtividade. Mousavil (2012) também evidenciou o mesmo efeito nos ajustes de modelo para o tempo consumido na produtividade do trator florestal *skidder* em extração de álamo-tremedor no norte do Irã. O aumento da distância reduz de forma significativa a produtividade do trator florestal e a explicação é evidenciada pelo aumento do tempo efetivo do ciclo operacional (BRAZ et al., 1998; LOPES et al., 2007; SANTOS et al., 2013; LOPES e DINIZ, 2015).

Dessa forma, o resultado deste estudo corrobora os poucos resultados encontrados na literatura de que o tempo efetivo do ciclo operacional é sensível à variável distância. Como consequência, a produtividade segue a mesma sensibilidade. A variável Peso deste estudo apresenta pouco poder de sensibilidade, pois, apesar de haver diferenças nos modelos de trator florestal da discussão, estes

apresentam elevada potência de trabalho, tornando o peso a ser transportado não significativo diante de sua robustez. Na maior parte da literatura pesquisada sobre o assunto, esta variável não participa dos modelos gerados para explicar a produtividade do trator florestal, confirmando sua pouca utilização em pesquisa.

O valor do coeficiente de determinação ajustado, R^2 ajustado, indica que as regressoras em conjunto explicam 94,9% das variações no regressando com erro médio de 22,82%. A explicação é confirmada pelo teste F , com valor significativo a uma probabilidade de 1% de significância. As regressoras mostraram, ainda, não possuir colinearidade indicativa de problemas no modelo. Tal confirmação pode ser observada nos valores de tolerância acima de 1% e valores do FIV abaixo de 10.

A confiabilidade dos testes de significância dos parâmetros estimados e dos intervalos de confiança foi verificada pelo teste de Jarque-Bera e teste de Kolmogorov-Smirnov corrigido pelo teste de Lilliefors apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3. Teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra - guinchamento

	Peso_Tora	Dist_T_Tr	LnT _{ef} CC
Estatística de teste	0,093	0,077	0,076
Significância Sig. (2 extremidades)	0,200 ^{c,d*}	0,200 ^{c,d*}	0,200 ^{c,d*}

c. Correção de significância de Lilliefors.

d. Este é um limite inferior da significância verdadeira.

* Significativo, estatisticamente, a 5%

Os valores de significância apresentados pelo teste de Kolmogorov-Smirnov indicam que não há evidência suficiente, a 5% de significância, para rejeitar a hipótese nula de que a distribuição das variáveis do modelo segue uma distribuição aproximadamente normal, o que garante a qualidade do modelo e o pressuposto da normalidade.

Tabela 4. Teste para análise dos resíduos da equação do tempo efetivo do elemento cabo carregado

Teste	Estatística de teste	Valor-p/região
Jarque-Bera	JB = 0,812413	0,666173
Durbin-Watson	d = 2,295	dM ^{0,95} = 2,351
Breusch-Godfrey	LMF = 1,11631	0,297386
White	W = 11,52215	Prob. F(4,5) = 11,64433

A aderência também é confirmada pelo valor Jarque-Bera (JB) calculado de 0,812413, com valor de significância de 0,666173. Como o valor de significância é maior que 5% (nível de significância adotado), pode-se afirmar que os resíduos têm uma distribuição aproximadamente normal, conforme apresentado na Figura 19.

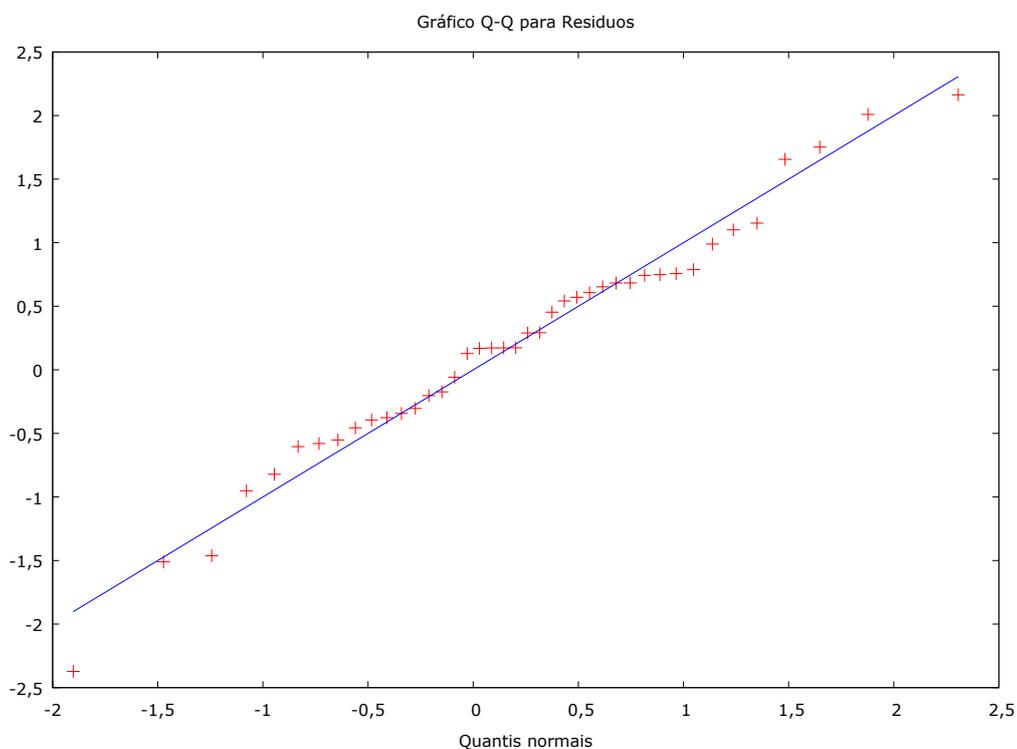


Figura 19. Q-Q plot fornecido pelo teste de normalidade dos resíduos - Guinchamento

O modelo proposto não apresentou ter problemas com autocorrelação serial de primeira ordem, a 5% de significância. A estatística de teste de Durbin-Watson calculada, $d = 2,295$ apresentou ser menor que $dM^{0,95}$ (FAREBROTHER, 1980), permitindo reter a hipótese de ausência de autocorrelação serial negativa, sendo ainda confirmada pelo teste de Breusch-Godfrey com o valor-p significativo de 29,74%. Tal confirmação não é conclusiva para a estatística d calculada a partir do modelo de regressão linear com intercepto (GUJARATI e PORTER, 2011; MATOS, 2000). Os limites utilizados para diagnosticar a presença de autocorrelação para modelos com duas regressoras foram $dM^{0,95} = 2,351$, conforme tabela Farebrother para correlação serial negativa para modelos sem intercepto, e $dU^{0,95} = 4 - dL^{1,05} = 2,609$, para $k = 2$ da tabela Savin e White para modelos com intercepto (SAVIN e WHITE, 1977).

A presença de heterocedasticidade é descartada pelo teste de White, ao nível de significância de 4%. A estatística $W = 11,52215$ não excede o valor crítico do qui-quadrado ao nível escolhido, indicando a homogeneidade dos resíduos ou variância constante.

4.5 Modelo do tempo efetivo para o ciclo operacional de arraste

Análogo ao modelo do tempo efetivo para a operação de guinchamento, o modelo para o tempo efetivo para a operação do arraste seguiu a forma funcional log-lin e esperança de relação direta entre as variáveis explicativa e dependente (Figura 20). A estatística do teste MWD, Z_2 , apresentou coeficiente estatisticamente não significativo para o teste t, com valor-p de 0,634517, não sendo possível rejeitar a hipótese da escolha do modelo log-linear.

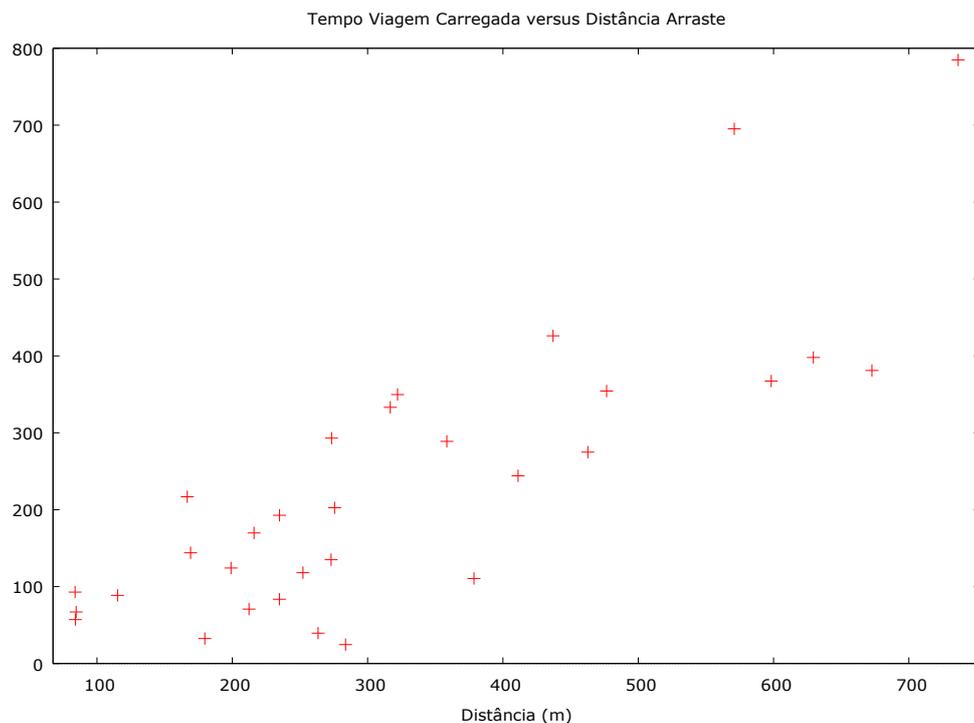


Figura 20. Gráfico de dispersão do tempo da viagem carregada (em segundos) *versus* distância de Manhattan (em metros) da tora na trilha de arraste ao pátio de estocagem de madeira - arraste

A operação de arraste possibilitou apenas um modelo que satisfizesse os pressupostos descritos na metodologia, sendo este para o elemento viagem carregada (equação 22).

$$\text{LnT}_{\text{efVC}} = 9 \times 10^{-3}D_M + 3,82 \times 10^{-4}P \quad (\text{equação 22})$$

O sentido das variáveis atendeu ao esperado no modelo proposto e seus coeficientes angulares foram significativos a 1% de probabilidade, pelo teste t, confirmando a sugestão do modelo teórico. Na Tabela 5 apresentam-se os resultados das estatísticas do teste *t* e *F* para o modelo gerado na equação 22.

Tabela 5. Coeficientes dos parâmetros estimados - arraste

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	Valor-P	Tolerância	FIV	Hipótese
Peso (kg)	3,82E-04	9,15E-05	4,18**	2,47E-04	0,398	2,511	$\beta_2 > 0$
Distância (m)	9,0E-03	0,001261	7,14**	7,27E-08	0,398	2,511	$\beta_1 > 0$
Teste F	144,15**			0,000			
R ² ajustado	0,902						
Erro médio	0,3169						

** Significativo, estatisticamente, a 1%

O coeficiente de determinação ajustado, R² ajustado, indica que as variáveis independentes em conjunto explicam 90,20% das variações ocorridas no tempo efetivo do elemento viagem carregada com erro médio de 31,69%. O teste F reforça a significância das variáveis explicativas em conjunto, a 1% de probabilidade, para o modelo proposto.

Em pesquisa sobre a análise da produtividade de um sistema de colheita florestal de árvores inteiras em povoamentos de *Eucalyptus grandis*, Fiedler et al. (2008) estimaram o tempo do ciclo operacional de arraste realizado pelo trator *skidder* utilizando uma regressão linear, com valor de R² ajustado de 87%, valor este próximo do encontrado neste estudo para floresta tropical. Behjou et al., (2008) encontraram valor similar para o R² ajustado em estudo realizado sobre o tempo e a capacidade de derrapagem do *skidder* com rodas Timberjack 450C, em florestas do mar Cáspio, R² = 91%, explicado pela distância do arraste. Embora os estudos tenham sido realizados em áreas diferentes, as variáveis independentes utilizadas em ambos os estudos são similares e produzem praticamente o mesmo efeito para explicar as variações no tempo efetivo para o arraste, em que a variável distância tem maior poder em análise de sensibilidade, sendo o peso e o volume com pouca

significância em virtude das potências das máquinas utilizadas (BEHJOU et al., 2008; FIEDLER et al., 2008).

O modelo apresentado indica uma variação relativa constante na variável explicada de 0,90% para cada aumento absoluto de 1 metro na distância percorrida mantendo a variável Peso constante, e de 3,82% para cada aumento absoluto de 100 kg no peso da tora mantendo a variável Distância constante. Assim como no ciclo operacional do guinchamento, a variável distância indica maior contribuição na explicação para as variações do tempo efetivo. Observa-se que o valor da semielasticidade da variável distância para o modelo de arraste é bem menor que o apresentado para o modelo proposto no guinchamento. O motivo para tamanha diferença justifica-se pela velocidade empregada em cada ciclo operacional, em que a velocidade no arraste supera a velocidade empregada no guinchamento. Dessa forma, a influência da distância no tempo efetivo fica condicionada à velocidade empregada pelo trator florestal.

O modelo também não apresentou diagnóstico de multicolinearidade, conforme tolerância acima de 1% e FIV abaixo de 10 (GUJARATI e PORTER, 2011), garantindo o não relacionamento entre as variáveis explicativas.

O teste de Jarque-Bera e o teste de Kolmogorov-Smirnov corrigido pelo teste de Lilliefors, aplicados ao modelo proposto, evidenciam a confiabilidade dos testes de significância dos parâmetros estimados, Tabelas 6 e 7.

Tabela 6. Teste de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra - Arraste

	Peso_Tora	Dist_M	LnT _{ef} VC
Estatística de teste	0,111	0,165	0,103
Significância Sig. (2 extremidades)	0,200 ^{c,d**}	0,030 ^{c**}	0,200 ^{c,d**}

c. Correção de significância de Lilliefors.

d. Este é um limite inferior da significância verdadeira.

** Significativo, estatisticamente, a 3%

Pelos valores apresentados no teste de Kolmogorov-Smirnov, as variáveis do modelo seguem uma distribuição aproximadamente normal, ao nível de significância de 3%, prevalecendo a qualidade do modelo e o pressuposto da normalidade.

Tabela 7. Teste para análise dos resíduos da equação do tempo efetivo do elemento viagem carregada

Teste	Estatística de teste	Valor-p/Região
Jarque-Bera	JB = 0,236593	0,888433
Durbin-Watson	d = 2,031	$dM^{0,95} = 2,367$
Breusch-Godfrey	LMF = 0,422121	0,521176
White	W = 9,640034	Prob. F(5,5) = 11,0705

O valor de Jarque-Bera, JB = 0,236596, confirma a aderência dos resíduos, garantindo uma distribuição aproximadamente normal, com valor de significância de 0,888433, retendo a hipótese nula de normalidade (Figura 21).

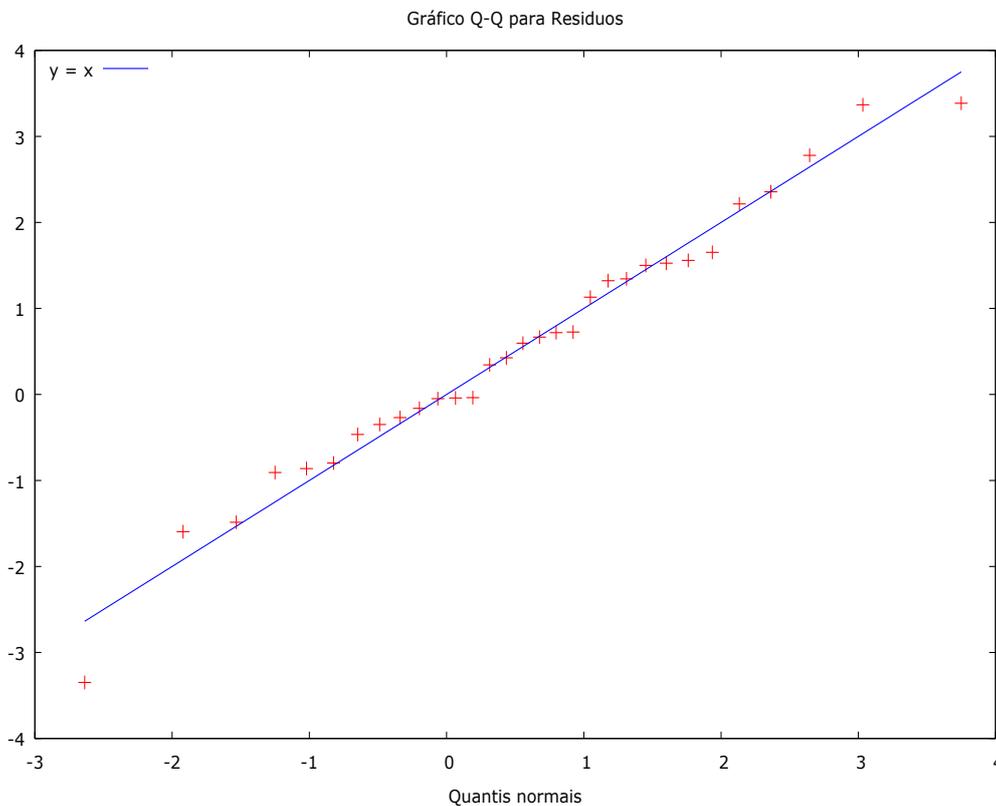


Figura 21. Q-Q plot fornecido pelo teste de normalidade dos resíduos - Arraste

A presença de heterocedasticidade não é evidenciada no modelo proposto pelo teste de White, ao nível de significância de 5%. A estatística $W = 9,640034$ não excede o valor crítico do qui-quadrado ao nível escolhido, indicando a homogeneidade dos resíduos.

A autocorrelação serial de primeira ordem não foi presenciada no modelo, a 5% de significância. A estatística de teste de Durbin-Watson calculada, $d = 2,031$, apresentou ser menor que $dM^{0,95}$ (FAREBROTHER, 1980), permitindo reter a hipótese de ausência de autocorrelação serial negativa, sendo ainda confirmada pelo teste de Breusch-Godfrey com o valor-p significativo de 52,12%. A confirmação se estende para a estatística d calculada a partir do modelo de regressão linear com intercepto (GUJARATI e PORTER, 2011; MATOS, 2000), sendo classificada na região III para o teste de autocorrelação de Durbin-Watson. Os limites utilizados para diagnosticar a presença de autocorrelação para modelos com duas regressoras foram $dM^{0,95} = 2,367$, conforme tabela Farebrother para correlação serial negativa para modelos sem intercepto, e $dU_{0,95}^0 = 4 - dL_{0,05}^1 = 2,703$, para $k = 2$ da tabela Savin e White para modelos com intercepto (SAVIN e WHITE, 1977).

5. CONCLUSÕES

As seguintes conclusões podem ser extraídas do presente trabalho: (a) as variáveis distância métrica da tora ao pátio de estocagem de madeira e o peso unitário de cada tora influenciam o tempo de execução das operações; (b) o peso da tora guinchada e arrastada mostrou ser pouco significativo para explicar o tempo efetivo gasto nas operações analisadas neste estudo; (c) o tempo efetivo gasto nas operações mostrou ser sensível à distância percorrida pela tora e (d) o modelo log-lin se ajustou bem para prever o tempo efetivo gasto para a execução das operações de extração de madeira.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADEODATO, S.; MONZONI, M.; BETIOL, L. S.; VILLELA, M. **Madeira de ponta a ponta: o caminho desde a floresta até o consumo**. São Paulo: FGV RAE, 2011. 128p.

AMARAL, P; PINTO, A. **Manejo florestal como base para produção e conservação Florestal na Amazônia**. In: CASES, M. O. (Org.). *Gestão de Unidades de Conservação: compartilhando uma experiência de capacitação*. WWF-Brasil / IPÊ–Instituto de Pesquisas Ecológicas. WWF-Brasil, Brasília, p. 265-278. 2012.

AMARAL, P.; VERÍSSIMO, A.; BARRETO, P.; VIDAL, E. **Floresta para Sempre: um Manual para Produção de Madeira na Amazônia**. Belém: IMAZON, 1998. 130p.

AMERICAN SOCIETY OF AGRICULTURAL ENGINEERS. **ASAE standards 2001: machinery, equipment and buildings: operating costs**. Ames, Iowa, USA, 2001. p. 164-226. (ASAE D472-3).

ANDRADE, E. **Introdução à pesquisa operacional: métodos e modelos para análise de decisões**. 4ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 2009. 202 p.

ÂNGELO, H.; DA SILVA, J. C; ALMEIDA, A. N. de; POMPEMAYER, R. de S. Análise estratégica do manejo florestal na Amazônia brasileira. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 44, n. 3, p. 341-348, jul./set. 2014.

ÂNGELO, H.; PRADO, A. C. do; BRASIL, A. A. Influência do manejo florestal e do desmatamento na oferta de madeiras tropicais na Amazônia brasileira. **Revista Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 103-109. 2004.

ARIMA, E. Y. et al. The Fragmentation of Space in the Amazon Basin: Emergent Road Networks. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v. 74, Nº 6, June 2008. p. 699-709.

ASNER, G. P. et al. Remote sensing of selective logging in Amazonia accessing limitations based on details field observations, Landsat ETM +, and textural analysis. **Remote Sensing of Environment**, v. 80, p. 483-496, 2002.

BARBANCHO, A. G. **Fundamentos e possibilidades da econometria**. Trad. Sérgio Monteiro de Maracajá. Rio de Janeiro: Forum, 1970.

BARNES, R. M. **Estudo de movimento e de tempos: Projeto e medida do trabalho**. 6.ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1977. 635p.

BARRETO, G. P.; UHL, C.; YARED, J. A.G. **O potencial de produção sustentável de madeira em Paragominas - Pará; Amazônia Oriental: considerações ecológicas e econômicas.** In: CONGRESSO FLORESTALPANAMERICANO, 1.; CONGRESSO FLORESTALBRASILEIRO, 7., 1993, Curitiba. Anais... Curitiba: 1993. p.387-392.

BARRETO, P.; AMARAL, P.; VIDAL, E.; UHL, C. Costs and benefits of forest management for timber production in eastern Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v.108, p. 9-26. 1998.

BCE. Conversão de moedas. **Banco Central do Brasil**, 2018. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/conversao/conversao.asp>>. Acesso em: 28 Fevereiro 2018.

BEHJOU, F. K.; MAJNOUNIAN, B.; NAMIRANIAN, M.; DVRAK, J. Time study and skidding capacity of the wheeled skidder Timberjack 450C in Caspian forests. **Journal of Forest Science**, Heidelberg, v. 54, n. 4, p. 183-188, 2008.

BIRRO, M. H.; MACHADO, C. C.; SOUZA, A. P.; MINETTI, L. J. Avaliação técnica e econômica da extração de madeira de eucalipto com “track-skidder” em região montanhosa. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 2, p. 207-217, 2004.

BOLTZ, F. ; CARTER, D. R.; HOLMES, T.P.; PEREIRA JUNIOR, R. Financial returns under uncertainty for conventional and reduced-impact logging in permanent production forests of the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v.39, n.3, p.387-398. 2001.

BOLTZ F., HOLMES P.T.; CARTER, D.R. Economic and environmental impacts of conventional and reduced-impact logging in Tropical South America: a comparative review. **Forest Policy and Economics**, v. 5, p. 69-81. 2003.

BOTTAZZI, P.; CATTANEO, A.; ROCHA, D. C.; RIST, S. Assessing sustainable forest management under REDD+: A community-based labour perspective. **Ecological Economics**. v. 93, p. 94-103. 2013.

BRASIL. Lei nº 9.985, de 18 de julho de 2000. Regulamenta o art. 225, § 1º, incisos I, II, III e VII da Constituição Federal, institui o Sistema Nacional de Unidades de Conservação da Natureza e dá outras providências. Brasília: Diário Oficial da República Federativa do Brasil, 2000. Disponível em: <<http://www.mma.gov.br/port/conama/legiabre.cfm?codlegi=322>>. Acesso em: 22 junho 2016.

BRASIL. Lei nº 12.651, de 25 de MAIO de 2012. Dispõe sobre a Proteção da vegetação nativa, e dá outras providências. Brasília: Diário Oficial da República Federativa do Brasil, 2012. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12651.htm>. Acesso em: 22 junho 2016.

BRAZ, E. M. et al. Taxa de corte sustentável para manejo das florestas tropicais. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.22, n.4, p.787-794, out./dez. 2012.

BRAZ, E. M. et al. **Plano de exploração sob critérios de manejo florestal de baixo impacto**. Rio Branco: EMBRAPA-CPAF/AC: [s.n.], v. Circular Técnica, n. 27, dezembro, 1998. 20 p.

BUCHMANN, H. M. (2016). **Exploração florestal e seus impactos em áreas de primeiro e segundo ciclo de corte do manejo florestal na Amazônia Oriental, Brasil**. Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais, Publicação PPGEFL.DM-277/2016, Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 115 f.

CABRAL, D. de C.; CESCO, S. Notas para uma história da exploração madeireira na Mata Atlântica no Sul-Sudeste. **Ambiente & Sociedade**, Campinas, v. XI, n. 1, p. 207-218, jan.-jun. 2008.

CAIXETA-FILHO, J.V. **Pesquisa operacional: técnicas de otimização aplicadas a sistemas agroindustriais**. 2ª. ed. São Paulo: Atlas, 2009. 169 p.

CLEMENT, C. R.; HIGUCHI, N. A Floresta Amazônica e o futuro do Brasil. **Ciência e Cultura**. São Paulo, v.58, n.3, p. 44-49, jul/set 2006.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3.ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. 712 p.

EMMERT, F. **Combinação de dados de campo e métodos computacionais para o planejamento da exploração florestal na Amazônia**. Tese de Doutorado em Ciências Florestais, Universidade de Brasília, Brasília-DF. 190p. 2014.

ESPADA, A. L.; PIRES, I. P.; LENTINI, M. A.W.; BITTENCOURT, P. R. G. **Manejo Florestal e Exploração de Impacto Reduzido em Florestas Naturais de Produção da Amazônia**. Informativo Técnico IFT 1. Instituto Floresta Tropical. Belém: IFT, 2012. 32 p.

FAREBROTHER, R. W. "The Durbin-Watson Test for Serial Correlation When There Is No Intercept in the Regression." **Econometrica**, vol. 48, no. 6, 1980, pp. 1553 – 1563. JSTOR. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1912825>. Acesso em 04 Maio 2018.

FAO, F. A. A. O. O. T. U. N. The State of Food Insecurity in the World 2015. **Meeting the 2015 international hunger targets: taking stock of uneven progress**. Italy, Rome: FAO, 2015. Disponível em: <<http://www.fao.org/3/a-i4646e.pdf>> Acesso em: 10 Fevereiro 2018.

FAO, FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **FAO YEARBOOK OF FOREST PRODUCTS 2015**. Italy, Rome: FAO STATISTICS, 2017. Disponível em: < <http://www.fao.org/forestry/statistics/80570/en/>> Acesso em: 23 Agosto 2017.

FIEDLER, N. C; ROCHA, E. B. da; LOPES, E. da S. Análise da produtividade de um sistema de colheita de árvores inteiras no norte do Estado de Goiás. **FLORESTA**, Curitiba, PR, v. 38, n. 4, p. 577-586, out/dez 2008.

FIGUEIREDO, E. O et al. **Manejo florestal de precisão em florestas tropicais: modelo digital de exploração florestal**. Rio Branco: Embrapa Acre, 2007. 183 p.

FILHO, M. B. e BRAGA, M. B. – Metodologia da Econometria. In: VASCONCELLOS, M. A. S. et al. **Manual de Econometria – Equipe de professores da USP**. São Paulo: Atlas, 2000. p. 13 – 20.

FRANCE. REGULATION (EU) N° 995/2010 of the European Parliament and of the Council of 20 October 2010. Laying down the obligations of operators who place timber and timber products on the market. Strasbourg: Official Journal of the European Union, 2010. Disponível em: <<http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX%3A32010R0995>> Acesso em: 25 Agosto 2017.

GOUVEIA, V. M. 2015. **O mercado de amêndoas de babaçu no estado do Maranhão**. Tese de Doutorado em Ciências Florestais, Publicação PPGEFL.TD-056/2015. Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 127 p.

GUAN, Z.; GONG, P. The impacts of international efforts to reduce illegal logging on China's forest products trade flow. **Agricultural Economic Review**, China, v. 7 Issue: 3, p.467-483. 2015.

GRAAF, N. R. Sustained timber production in the tropical rainforest of Suriname. In: WIENK, J. F.; DEWT, H. A. **Proceedings of the joint workshop on management of low fertility acid soils of the humid tropics**. Costa Rica, San Jose: IICA, 1982.

GRAAF, N. R. **A silvicultural system for natural regeneration of tropical rain forest in Suriname**. Wageningen, Agricultural University, 1986. 250p.

GRAAF, N. R. **Tropical lowland rain forest management for sustained timber production in Suriname, moulded in the CELOS Management System**. In: REUNIÓN NACIONAL DE SILVICULTURA. Bogotá, 1987. Memorias Bogotá, 1987.p. 67-80.

GRAAF, N.R.; VAN ROMPACY, R. The CELOS experiments on silviculture with regeneration in Suriname. In: ATELIER SUR L'AMENAGEMENT ET LA CONSERVATION DE L'ECOSYSTEME FORESTIER TROPICAL HUMIDE. Cayenne, 1990. **Études des cas**, 27. Cayenne, 1990.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HARRY G.G.; FONTES J. M.; MACHADO C.C.; SANTOS S. L. Análise dos efeitos da eficiência no custo operacional de máquinas florestais. In: Anais do **I SIMPÓSIO BRASILEIRO SOBRE EXPLORAÇÃO E TRANSPORTE FLORESTAL 1991**, Belo Horizonte: UFV/SIF, 1991. p.57-75.

HIESL, P.; WARING, T. M.; BENJAMIN, J. G. The effect of hardwood component on grapple skidder and stroke delimber idle time and productivity – An agent based model. **Computers and Electronics in Agriculture**. v. 118. P. 270-280. Outubro 2015.

HIGUCHI, N. Utilização de manejo dos recursos madeireiros das florestas tropicais úmidas. **Acta Amazônica**, 24(3-4): 1994. p.275-288.

HIGUCHI, N. et al. Sistema SEL (Seleção de Espécies Listadas) para Manejar a Floresta Tropical Úmida de Terra-firme da Amazônia. In: VAL, A. L.; FIGLIOULO, R.; FELDBERG, R. **Bases Científicas para Estratégias de Preservação e Desenvolvimento: Fatos e Perspectivas**. [S.l.]: [s.n.], v. 1, 1991. p. 197-206.

HILLIER, F. S.; LIEBERMAN, G. J. **Introdução à pesquisa operacional**. 9ª. ed. Porto Alegre:AMGH, 2013. 1005 p.

HOFFMANN, R.; VIEIRA, S. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. São Paulo: Hucitec, 1987. 379 p.

HOLMES, T.P.; BLATE, G.M.; ZWEEDE, J.C.; PEREIRA JR. R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F. **Custos e benefícios financeiros da exploração de impacto reduzido em comparação à exploração florestal convencional na Amazônia Oriental**. 2ª. ed. Belém: Fundação Floresta Tropical/Instituto Floresta Tropical (IFT), 2004. 68p.

HOLMES, T.; BLATE, G.; ZWEEDE, J.; PEREIRA JR. R.; BARRETO, P.; BOLTZ, F.; BAUCH, R. Financial and ecological indicators of reduced impact logging performance in the eastern Amazon. **Forest Ecology and Management**. 163, 2002, p.93-110.

HUMMEL, A. C.; ALVES, M. V. da S.; PEREIRA, D.; VERÍSSIMO, A.; SANTOS, D. A atividade madeireira na Amazônia brasileira: produção, receita e mercados. **Serviço Florestal Brasileiro (SFB), Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia (Imazon)**. Belém, 26p. 2010.

Indústria Brasileira de Árvores – IBÁ, 2016. **Anuário**, Brasília, 96p. 2016

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura**. Rio de Janeiro, v. 30, p. 1-48. 2015.

IBGE, I. N. D. G. E. E. **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992. 92 p. ISBN 0103-9598/85-240-0427-4.

ITTO, Organização Internacional de Madeira Tropical. **Biennial Review of the World Timber Situation**. Yokohama, Japan: [s.n.], 2017. 223p.

JOHNS, J. S. et al. Logging damage during planned and unplanned logging operations in eastern Amazon. **Forest Ecology and Management**, V. 89, p. 59-77, 1996.

JONKERS, W. B. J; SCHIMIDT, P. Ecology and Timber Production in Tropical Rain Forest in Suriname. **INTERCIÊNCIA**, Caracas, v. 9(5), p. 290-297, 1984.

JONKERS, W.B.J. **Vegetation structure, logging damage and silviculture in a rain forest in Suriname**. Wageningen, Agricultural University, 1987. 172p.

KING, M.L. and GILES, D.E.A. "A Note on Wallis' Bounds Test and Negative Autocorrelation", **Econometrica**, 45, pp. 1023-1026. 1977.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas - possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado**. Eschborn: Deutsche Gessellschaft für Technische Zusammenarbeit, 1990. 343p.

LOPES, E. S.; DINIZ, C. C. C. Produtividade do trator florestal chocker skidder na extração de madeira em terrenos declivosos. **FLORESTA**, Curitiba, PR, v. 45, n. 3, p. 625 - 634, jul. / set. 2015.

LOPES, E. S. et al. Avaliação técnica do trator florestal arrastador "skidder" com diferentes tipos de rodados na extração de madeira em povoamentos de pinus. R. **Árvore**, Viçosa-MG, v.31, n.6, p.1053-1061, 2007.

LOPES, E. S. et al. Avaliação técnica e econômica de uma garra traçadora operando em diferentes produtividades. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v.36, n.79, p.215-222, jul./ago. 2008.

LUI, G. H.; Molina, S. M. G. Ocupação humana e transformação das paisagens na Amazônia brasileira. **Amazônica - Revista de Antropologia**, Belém, v. 1, n. 1, p. 200-228. 2009.

MACDICKEN, K. G.; SOLA, P.; HALL, J. E.; SABOGAL, C.; TADOUM, M.; WASSEIGE, C. de. Global progress toward sustainable forest management. **Forest Ecology and Management**, 352, p. 47–56. 2015.

MACHADO, Carlos Cardoso. **Colheita Florestal**. 1ª ed. Viçosa, MG: UFV, 2002.

MACHADO, C. C.; SILVA, E. N.; PEREIRA, R. S. O setor florestal brasileiro e a colheita florestal. In: MACHADO, C. C. (Org.). **Colheita florestal**. 2. ed. Viçosa, MG: UFV, 2008. p. 15-42.

MALINVAUD, E. **Métodos estadísticos de la econometria**. Barcelona: Ediciones Ariel, 1967.

MATOS, O. C. **Econometria Básica**: teoria e aplicações. 3ª ed. São Paulo: Atlas, 2000.

MELO-IVO, W. M. O.; ROSS, S. Efeito da colheita seletiva de madeiras sobre algumas características físicas de um latossolo amarelo sob floresta na Amazônia Central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, p. 769-776, 2006.

MERRY, F. et al., Balancing conservation and Economic sustainability: The future of the Amazon timber industry. **Environmental Management**, v. 44, p.395-407, 2009.

MINETTE, L. J.; SILVA, E. N. da; FREITAS, K. E. de; SOUZA, A. P. de; SILVA, E. P. Análise técnica e econômica da colheita florestal mecanizada em Niquelândia, Goiás. **Revista Bras. Eng. Agríc. Ambiental**, Campina Grande, v.12, n.6, p.659 – 665. 2008.

MONGABAY, Jornalismo Ambiental Independente. **Riquezas em Perigo-Florestas Tropicais Ameaçadas**: Exploração de Madeira. Jan 2008. Disponível em: <<https://global.mongabay.com/pt/rainforests/0807.htm>> Acesso em: 30 agosto 2017.

MONTEIRO, A., Cardoso, D., Conrado, D., Veríssimo, A., & Souza Jr., C. **Boletim Transparência Manejo Florestal**: Estado do Pará – 2011 a 2012. Imazon: Belém, 2012. 14p.

MONTEIRO, A. L. S. et al. Impactos da exploração madeireira e do fogo em florestas de transição da Amazônia Legal. **Scientia Florestalis**, v. 65, p. 11-21, Junho 2004.

MOREIRA, F. M. T. **Análise técnica e econômica de subsistema de colheita de madeira de Eucalipto em terceira rotação**. Dissertação de Mestrado em ciências Florestais, Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG. 148p. 2000.

MOUSAVIL, R.; et al. Evaluation of full tree skidding by HSM-904 skidder in patch cutting of aspen plantation in Northern Iran. **JOURNAL OF FOREST SCIENCE**, v. 58, p. 79-87. 2012.

NETO, A. S. G. Proteção de unidade de conservação da Amazônia. Gestão de Unidades de Conservação: compartilhando uma experiência de capacitação. **WWF-Brasil / IPÊ-Instituto de Pesquisas Ecológicas**. Brasília, p. 181-199. 2012.

NOGUEIRA, M.; VIEIRA, V.; SOUZA, A.; LENTINI, M. **Manejo de Florestas Naturais da Amazônia: Corte, traçamento e segurança**. Manual Técnico IFT 2. Instituto Floresta Tropical. Belém, IFT, 2011. 147 p.

PEREIRA, D.; SANTOS, D.; VEDOVETO, M.; GUIMARÃES, J.; VERÍSSIMO, A. Fatos Florestais da Amazônia 2010. **IMAZON**, Belém, 122p. 2010.

PEREIRA JR., R. et al. Forest canopy damage and recovery in reduce-impact and conventional selective logging in eastern Para, Brazil. **Forest Ecology Management**, v. 168, p. 77-99, 2002.

PINHO, G. S. C. et al. Análise de custos e rendimentos de diferentes métodos de corte de cipós para produção de madeira na floresta nacional do Tapajós. **Acta Amazonica**, Manaus, v.39, n.3, p.555-560, Jul./Set. 2009.

PINO, F. A. A questão da não normalidade: uma revisão. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 61, n.2, p. 17-33, jul-dez. 2014.

PINTO, A. C. M. et al. Análise de danos de colheita de madeira em floresta tropical úmida sob regime de manejo florestal sustentado na Amazônia Ocidental. **Revista Árvore**, v. 26(4), p. 459-466, 2002.

SANTOS, P. H. A.; et al. Produtividade e custos de extração de madeira de eucalipto com clambunk skidder. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v.37, n.3, p.511-518, 2013.

SAVIN, N. E., and WHITE, K. J. "The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors." **Econometrica**, vol. 45, nº. 8, 1977, pp. 1989–1996. Disponível em: <www.jstor.org/stable/1914122>. Acesso em 04 Maio 2018.

SCHULZE, M.; ZWEEDE, J. Canopy dynamics in unlogged and logged Forest stands in the eastern Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 236, p. 56-64, 2006.

SEARLE, S. R. **Linear models**. New York, John Wiley & Sons, 1971. 532 p.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO – SFB. **Produção florestal**. Boletim do Sistema Nacional de Informações Florestal – SNIF, Brasília, vol. 2, 2ª ed. 2016. Disponível em: <http://www.florestal.gov.br/doucmntos/publicacoes/2_230-boletim-snif-producao-florestal-2016/file> Acesso em: 01 Setembro 2017.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO – SFB. **Florestas sob concessão**. Disponível em: <<http://www.florestal.gov.br/florestas-sob-concessao/92-concessoes-florestais/florestas-sob-concessao/303-demarcacao-das-unidades-de-manejo-florestal-da-flona-jamari>> Acesso em: 19 novembro 2017.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO – SFB. **CONTEXTUALIZAÇÃO AMBIENTAL, GEOGRÁFICA E SOCIAL DA FLONA DO JAMARI E ENTRONO**. Edital da Concorrência nº 01/2017 – Anexo 3 – Página 1 de 24. Disponível em: <<http://www.florestal.gov.br/documentos/concessoes-florestais/proximas-concessoes-editais-abertos/propostas-de-edital/jamari/2998-anexo-3-contextualizacao-socioeconomica-edital-jamari-lote-ii/file>> Acesso em: 20 novembro 2017.

SILVA, E.N. et al. Avaliação técnica e econômica do corte mecanizado de *pinus sp* com harvester. **Revista Árvore**, Viçosa, v.34, n.4, p.745-753, 2010.

SILVA, J. N. M. **Manejo florestal**. 2ª. ed. Brasília: Embrapa-SPI, 46p. 1996.

SILVA, L. F. da; SILVA, M. L. da; CORDEIRO, S. A. Análise do mercado mundial de madeiras tropicais. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, Ano XXI – Nº 3 – p. 48-54, Jul./Ago./Set. 2012.

SILVA, M. A. da; BURGEILE, O. A política de migração e colonização na amazônia e em rondônia e as diversas formas de se pensar esta região sob os viés político e econômico. **Revista Labirinto**, Porto Velho, Ano XIV, Vol. 21, p. 383-399. 2014.

SIMÕES, D.; FENNER, P. T. Avaliação técnica e econômica do *forwarder* na extração de madeira em povoamento de eucalipto de primeiro corte. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 40, n. 4, p. 711-720, out./dez. 2010.

SOUZA, M. A. S. de. **DINÂMICA E PRODUÇÃO DE UMA FLORESTA SOB REGIME DE MANEJO SUSTENTÁVEL NA AMZÔNIA CENTRAL**. Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais, Universidade Federal do Amazonas. Manaus-AM, 85p. 2015.

SOUZA, S. N. **COMPETITIVIDADE DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MADEIRAS TROPICAIS**. Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais, Universidade de Brasília, Brasília-DF, 87p. 2013.

SOUZA, A. L.; SOARES, C. P. B. **Florestas nativas: estrutura, dinâmica e manejo**. 1ª edição. Viçosa: UFV, 2013, 322p.

SPATHELF, P. P.; MATTOS, P. P. de; BOTOSSO, P. C. Certificação florestal no Brasil – uma ferramenta eficaz para a conservação das florestas naturais? **Revista Floresta**, Curitiba, vol. 34, n. 3, p. 373-379, Set/Dez. 2004.

SPINELLI, R.; VISSER, R. Analyzing and estimating delays in harvesting operations. **International Journal of Forest Engineering**, vol 19, n. 1, 19, 2008. p.36-41.

TOMLIN, C. D. **Geographic Information Systems and Cartographic Modeling**. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1990.

TORMAN, V. B. L. et. al. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. **Revista HCPAN**, Porto Alegre, vol 32, n. 2, p. 227-234. 2012.

VERÍSSIMO, A. ; COCHRANE, M.A; SOUZA, Jr. C.; SALOMÃO, R. Priority areas for establishing national forest in the Brazilian Amazon. **Conservation Ecology** 6 (1):4. 2002.

VIERIA, G. C.; FREITAS, L. C.; CERQUEIRA, P. H. A.; SILVA, E. F.; BRITO, G. S.; SOUZA, A. M. de. Custos operacionais e de produção na atividade mecanizada de corte florestal. **Revista Nativa**, Sinop, v.4, n.5, p.342-346, set./out. 2016.

WALLIS, W. D. **A Beginner's Guide to Graph Theory**. 2ª. ed. [S.l]: Birkhauser, 2006.

WELLESLEY, L. Illegal Logging and Related Trade: "The Response in Brazil. **The Royal Institute of International Affairs - Chatham House**, London, 37p. out. 2014. Disponível em: <<https://www.chathamhouse.org/publication/illegal-logging-and-related-trade-response-brazil>> Acesso em: 20 Agosto 2017.

WERGER, M. Sustainable Management of Tropical Rainforests: the CELOS Management System. **Tropenbos International**, Paramaribo, Suriname. 282p. 2011.

WERTZ-Kanounnikoff S.; Falcão M. P.; Putzel L. Facing China's demand for timber: An analysis of Mozambique's forest concession system with insights from Cabo Delgado Province. **International Forestry Review**, v. 15, n. 3, p. 387–397. 2013.

ANEXO "A"

Membros da OIMT no âmbito do ITTA, 2006

Produção (35)

África (13)

- Benin
- Camarões
- República Centro-Africana
- Congo
- Costa do Marfim
- República Democrática do Congo
- Gabão
- Gana
- Libéria
- Madagáscar
- Mali
- Moçambique
- Ir

Ásia e Pacífico (10)

- Camboja
- Fiji
- Índia
- Indonésia
- Malásia
- Myanmar
- Papua Nova Guiné
- Filipinas
- Tailândia
- Vietnã

América Latina (12)

- Brasil
- Colômbia
- Costa Rica
- Equador
- Guatemala
- Guiana
- Honduras
- México
- Panamá
- Peru
- Suriname
- Trinidad e Tobago

Consumindo (38)

- Albânia
- Austrália
- China
- União Europeia (28)

- Áustria
- Bélgica
- Bulgária
- Croácia
- Chipre
- República Checa
- Dinamarca
- Estônia
- Finlândia
- França
- Alemanha
- Grécia
- Hungria
- Irlanda
- Itália
- Letônia
- Lituânia
- Luxemburgo
- Malta
- Países Baixos
- Polônia
- Portugal
- Roménia
- Eslováquia
- Eslovênia
- Espanha
- Suécia
- Reino Unido
- Japão
- Nova Zelândia
- Noruega
- República da Coreia
- Suíça
- Estados Unidos da América

APÊNDICE “A”

Espécies extraídas e volume (m³) de toras obtido na operação de pré-extração em floresta privada

Espécie	Nome popular	Número de toras	Volume total extraído (m³)
1	Abiurana	1	1,447
2	Acaricoara	13	13,734
3	Amapa	6	30,469
4	Angelim-pedra	4	10,640
5	Angelim-vermelho	6	22,479
6	Arura=vermelha	2	6,597
7	Breu-branco	5	24,958
8	Castanha-sapucaia	1	5,029
9	Cedrinho	6	11,745
10	Cupiuba	15	49,536
11	Guariuba	7	25,595
12	Itauba-surubim	3	7,558
13	Jarana	1	8,540
14	Jatobá	1	4,922
15	Louro-amarelo	2	10,368
16	Louro=gamela	16	83,145
17	Louro-itauba	1	4,712
18	Louro-preto	13	34,313
19	Mandioqueira	2	4,813
20	Maparajuba	1	5,146
21	Massaranduba	19	73,957
22	Muirapiranga	2	7,137
23	Pequia-marfim	5	18,556
24	Pequiarana	4	24,141
25	Sucupira-vermelha	7	19,973
26	Tachi	9	24,915
27	Tauari-vermelho	6	23,154
28	Timborana	1	2,847
TOTAL		159	560,426