Aplicação de um planejamento fatorial para a temperatura do ar em uma floresta tropical amazônica

Maricéia Tatiana Vilani¹, Suely Aparecida Furlan Alegria¹, Mariano Martinez Espinosa², Luciana Sanches¹, José de Souza Nogueira¹

¹Pós-graduação Mestrado em Física e Meio Ambiente/UFMT Av. Fernando Corrêa, s/n, bloco F, Sala 212. CEP 78960-900, Brasil ²Departamento de Estatística, Universidade Federal de Mato Grosso, MT, Brasil e-mail: mariceia@cpd.ufmt.br

Resumo

O presente trabalho avaliou a temperatura do ar e um planejamento fatorial para verificar as possíveis combinações da temperatura do ar em duas alturas do dossel e dois horários durante o período de 2001 e 2003, para uma Floresta Tropical de Transição Amazônica-Cerrado, situada a 50 km da cidade de Sinop, norte do estado de Mato Grosso, parte do Experimento de Grande Escala Biosfera Atmosfera na Amazônia (LBA). Verificou-se temperaturas mais elevadas nas estações seca e secaúmida. Concluiu-se que o modelo de planejamento fatorial para a temperatura do ar, referente aos fatores altura e hora é adequado para analisar os efeitos principais, sendo estes significativos, mas suas interações não significativas.

Palavras-chave: temperatura do ar, planejamento fatorial, dossel.

Summary

This work evaluates the air temperature and a factorial design to verify the possible combinations of air temperature in the canopy and distinct day hour, from 2001 to 2003, at an Amazonian Transition Tropical Forest (Forest-Cerrado), 50 km from the city of Sinop, northern of the Mato Grosso state, part of the Large-Scale Biosphere Atmosphere Experiment in Amazonia. It was verified maximum values of air temperature in the wet and wet-dry season. It was concluded that factorial design for the air temperature, referring to the factors height and hour

day was adjusted to analyze the main effect, being these significant ones, but it not significant interactions.

Key-words: air temperature, factorial design, canopy.

1. Introdução

Globalmente, a Amazônia contempla a maior floresta tropical permanente do mundo (Fujisaka et al., 1998). O clima, dada a simplicidade topográfica da bacia Amazônica, quase toda constituída por uma planura próxima ao nível do mar, é determinado principalmente pela interação entre os sistemas de circulação atmosférica e os fatores estáticos, latitude, relevo e a continentalidade. Esses fatores são de fundamental importância porque os diversos fatores físicos de uma região influenciam na composição e na estrutura do dossel interagindo com os fatores ambientais, como a temperatura do ar.

Estações meteorológicas automáticas vêm coletando dados em áreas experimentais na Floresta Amazônica pertencente ao projeto Experimento de Grande Escala da Biosfera-Atmosfera na Amazônia (LBA). Embora, as florestas tropicais apresentem similaridades, a região da Amazônia, consiste de muitas sub-regiões climáticas distintas e estudos enfatizam a alta variabilidade espacial na fisionomia e composição das espécies. Desta forma, a análise estatística de dados climáticos como a temperatura do ar em diferentes alturas e horários por ciclos (noturno e diurno) é fundamental para se discutir a origem e a manutenção de um ecossistema florestal, compreender aspectos de sua dinâmica e também prever os efeitos de perturbações ou práticas de manejo.

O presente trabalho teve o objetivo de utilizar um planejamento fatorial para investigar as possíveis combinações da temperatura do ar, em dois níveis de altura do dossel (4 e 40 m) e em dois horários (10 e 14 horas), em uma floresta de Transição Amazônica Cerrado nos anos de 2001-2003.

2. Planejamento fatorial

Um planejamento fatorial é aquele no qual se investigam todas as possíveis combinações dos níveis dos fatores em cada ensaio (Box et al., 1978). O efeito de um fator pode ser visto como a mudança sofrida pela variável resposta quando se passa do nível baixo para o nível alto do fator. Normalmente, este é conhecido como o efeito principal, porque se refere aos fatores de interesse primordial do experimento. O efeito prin-

cipal de um fator x_1^* é a diferença da resposta média entre o primeiro e segundo nível desse fator. Se o efeito do fator x_1^* depende do nível do fator x_2^* , então existe uma interação entre os fatores x_1^* e x_2^* .

Os planejamentos fatoriais possuem distintas propriedades utilizadas (Martinez, 2001):

- · Direcionar a pesquisa.
- · Indicar o tamanho da amostra a ser selecionada.
- · Permitir fazer múltiplas comparações, e consequentemente facilitar o desenvolvimento e crítica dos modelos.
- · Proporcionar estimadores de parâmetros altamente eficientes (estimadores de parâmetros com variância pequena).

Nas pesquisas relacionadas com a interação biosfera-atmosfera há interesse na relação funcional e isto pode ser obtido com os planejamentos fatoriais usando-se aproximações da forma:

$$y = f(x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*) = f(\tilde{X}^*)$$
 (1)

que relaciona o valor de uma resposta y, como por exemplo, a temperatura com k variáveis quantitativas ou qualitativas $x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*$, tais como a altura, umidade, entre outros (Box et al., 1978).

A função $f(\widetilde{X}^*)$ pode assumir variedades de formas, por exemplo, linear, parabólica, exponencial, etc. Estas formas são importantes porque aproximam muitas relações do mundo real e, além disso, porque é relativamente fácil trabalhá-las e interpretá-las. Como são feitas repetições dos ensaios para as mesmas condições de \widetilde{X}^* , as medidas da resposta y estariam variando por causa do erro experimental que denotamos por $\boldsymbol{\varepsilon}^*$. Portanto, em geral o objetivo é pesquisar certos aspectos de um relacionamento funcional, afetado por um erro ($\boldsymbol{\varepsilon}^*$) expresso pela eq. (2).

$$y = f(\widetilde{X}^*) + \varepsilon^* \tag{2}$$

onde $\boldsymbol{\varepsilon}^*$ representa um componente de erro aleatório com alguma distribuição de probabilidade, que leva em consideração a variação observada na variável resposta que não é explicada pelos fatores $x_1^*, x_2^*, \cdots, x_k^*$. Este erro aleatório, geralmente chamado de resíduo é estimado pela dife-

rença entre os valores observados y e os valores da função $f(\widetilde{X}^*)$. No entanto, na maioria das situações práticas se desconhece a forma da relação entre a variável dependente (y) e as variáveis independentes (\widetilde{X}^*). Desta maneira, deve-se determinar uma aproximação apropriada da função real (y) e o conjunto de variáveis independentes, geralmente utilizando polinômios de primeira e segunda ordem, sendo o último o mais utilizado, pois este permite analisar uma curva da resposta, o que possibilita modelar com uma função linear ou quadrática a relação entre a resposta e cada fator (Martinez & Calil, 2003, 2004). Neste estudo, serão considerados os polinômios de primeira ordem. Em um modelo de primeira ordem devem ser considerados dois níveis por cada fator, pois para descrever uma reta são necessários dois valores (Box & Draper, 1987).

Planejamento fatorial com dois níveis (2k)

Os planejamentos fatoriais com dois níveis são formados por k fatores, cada um com dois níveis. Tais planejamentos são especialmente úteis na etapa exploratória de uma pesquisa, quando um sistema não é muito conhecido e o modelo é ainda identificado. Num planejamento 2^k ou em qualquer planejamento fatorial, na prática é conveniente não ter que tratar com as medidas numéricas atuais das variáveis x_i^* , em vez disso é conveniente trabalhar com variáveis codificadas x_i^c , isto é, codificando os níveis dos fatores. A codificação é realizada principalmente pelas seguintes razões (Martinez, 2001):

- a. Se as variáveis independentes são qualitativas, elas não são numéricas, portanto é necessário codificar seus níveis para estimar um modelo de regressão.
- b. Se as variáveis independentes são quantitativas, também se deve codificar para estimar um modelo de regressão por duas razões principais:
- **b.1.** Para estimar os parâmetros do modelo deve-se inverter uma matriz denotada por (X^*X^*) . Durante o processo de inversão desta, podem ocorrer erros consideráveis de arredondamento se os números da matriz variam grandemente em valor absoluto, o qual geralmente produz erros nas estimativas dos parâmetros. Com a codificação se facilita a inversão da matriz, desta maneira reduzindo os erros de cálcu-

los, portanto, conduzindo a uma estimativa mais precisa dos parâmetros.

b.2. A segunda razão para codificar as variáveis quantitativas, são os problemas multicolinearidade. A multicolinearidade refere-se à existência de uma relação linear exata ou aproximada entre as variáveis independentes. Quando modelos de regressão (exemplo: modelos de segunda ordem) são estimados, o problema de multicolinearidade é inevitável, especialmente quando são estimados termos de ordem alta.

Por exemplo, nos modelos quadráticos, as duas variáveis x_1^* e x_1^{2*}

geralmente são altamente correlacionadas, onde $x_1^{2^*} = x_1^* \times x_1^*$. Também a probabilidade de erros de arredondamento nos coeficientes de regressão aumenta na presença de multicolinearidade. Com a codificação em geral são eliminados estes problemas.

A codificação dos níveis dos fatores de um planejamento mais utilizada é -1 e 1 para denotar os níveis baixos e altos do fator, respectivamente, tal como se ilustra na Tabela 1. Esta codificação, teoricamente se obtém utilizando as eq. (3), respectivamente.

$$x_{i}^{c} = \frac{x_{i}^{*} - \overline{x}_{i}^{*}}{s_{i}^{*}},$$
(3)

onde,
$$\bar{x}_i^* = \frac{x_{-1}^* + x_{+1}^*}{2}$$
, $s_i^* = x_{+1}^* - x_{-1}^*$ ou $s_i^* = x_{-1}^* - x_{+1}^*$

onde $x_{-1}^* e x_{+1}^*$ são os valores correspondentes aos níveis baixos e altos, respectivamente (Martinez & Calil, 2000), utilizando a eq. (4).

$$y = f(x_1^c, x_2^c, \dots, x_k^c) + \varepsilon = f(\widetilde{X}^c) + \varepsilon$$
 (4)

Tabela 1. Notações utilizadas num planejamento fatorial 2^k , com p^* réplicas

Ensaio		Fa	tores	D (7)	
	x_1^c	x_2^c	•••	x_k^c	Resposta (Y)
1	-1	-1	•••	-1	$\mathcal{Y}_{11},\mathcal{Y}_{12},\ldots,\mathcal{Y}_{1p^*}$
2	1	-1		-1	$y_{21}, y_{22}, \dots, y_{2p^*}$
:	:	:	:	÷	:
n-1	-1	1		1	$y_{n-11}, y_{n-12}, \dots, y_{n-1p^*}$
n	1	1	•••	1	$\mathcal{Y}_{n1}, \mathcal{Y}_{n2}, \dots, \mathcal{Y}_{np^*}$

 $\mathcal{Y}_{i1},\dots,\mathcal{Y}_{ip^*}$ na Tabela 1 indicam as réplicas da resposta \mathcal{Y} .

Planejamento fatorial 22

Um planejamento fatorial 2^2 é aquele que somente tem dois fatores, x_1^* e x_2^* , cada um com dois níveis. A identificação das estimativas das 4 combinações em este planejamento podem ser representadas por b_0, b_1, b_2 e b_{12} (Tabela 2).

Tabela 2. Notação utilizada num planejamento fatorial (matriz de planejamento)

	Fate	ores	Resposta (Y)	
Ensaio	x_1^c	x_2^c		
1	-1	-1	$y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1p^*}$	
2	1	-1	$y_{21}, y_{22}, \dots, y_{2p^*}$	
3	-1	1	$y_{31}, y_{32}, \dots, y_{3p^*}$	
4	1	1	$\mathcal{Y}_{41}, \mathcal{Y}_{42}, \dots, \mathcal{Y}_{4p^*}$	

Obs.: $\mathcal{Y}_{11}, \dots, \mathcal{Y}_{4p^*}$ na Tabela 2 indicam as réplicas da resposta $\, \mathcal{Y} \,$.

Para a determinação dos efeitos dos fatores pode ser utilizada a tabela de coeficientes de contrastes dada na Tabela 3. Nesta tabela, para determinar os efeitos dos fatores, sem utilizar técnicas de regressão é utilizado o total dos valores da resposta das p^* réplicas de cada ensaio

($y_i = y_{i1} + ... + y_{ip^*}$ para i = 1,2,3,4) e os sinais das colunas 1 a 4.

Tabela 3. Sinais para calcular os efeitos a partir de um planejamento fatorial 2^2

Ensaios	b_0	b_1	b_2	b_{12}	Resposta (Y)	Total
1	+	-	-	+	$y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1p^*}$	Y_{I}
2	+	+	-	-	$y_{21}, y_{22}, \dots, y_{2p^*}$	Y_2
3	+	-	+	-	$y_{31}, y_{32}, \dots, y_{3p^*}$	Y_3
4	+	+	+	-	$\mathcal{Y}_{41}, \mathcal{Y}_{42}, \ldots, \mathcal{Y}_{4p^*}$	Y_4
Divisor	4	2	2	2		

Por meio da Tabela 3 determina-se a média (b_0) (eq. (5)), os efeitos principais e de interação dos fatores.

$$b_0 = \bar{y} = \frac{y_1 + y_2 + y_3 + y_4}{p * 4} \tag{5}$$

O efeito do fator principal x_1^c é simplesmente a média da resposta dos dois ensaios do nível alto menos a média da resposta dos dois ensaios do nível baixo. O efeito do fator x_1^c é definido pela eq. (6) e o efeito do fator x_2^c é definido pela eq. (7).

$$b_1 = \frac{1}{2p^*} [(y_2 + y_4) - (y_1 + y_3)] = \frac{1}{2p^*} [-y_1 + y_2 - y_3 + y_4]$$
 (6)

$$b_2 = \frac{1}{2p^*}[(y_3 + y_4) - (y_1 + y_2)] = \frac{1}{2p^*}[-y_1 - y_2 + y_3 + y_4]$$
 (7)

O efeito de interação dos fatores x_1^c x_2^c pode ser calculado pela eq. (8).

$$b_{12} = \frac{1}{2p^*} [(y_1 + y_4) - (y_2 + y_3)] = \frac{1}{2p^*} [y_1 - y_2 - y_3 + y_4]$$
 (8)

Os efeitos dos fatores também podem ser obtidos diretamente utilizando técnicas de regressão múltipla na matriz de planejamento dada pela Tabela 3. Para o caso particular de um planejamento 2^2 , o modelo de regressão geral é definido pela eq. (9).

$$y = \frac{b_0}{2} + \frac{b_1}{2} x_1^c + \frac{b_2}{2} x_2^c + \frac{b_{12}}{2} x_1^c x_2^c + \varepsilon$$
 (9)

onde, os coeficientes do modelo ajustado são iguais à metade dos efeitos calculados com as equações (5) a (8), pois uma mudança de $x_i^c = -1$ para $x_i^c = +1$ significa uma mudança de duas unidades ao longo de x_i^c . Ao utilizar um modelo de regressão devem ser verificados todos os supostos necessários para realizar uma regressão (Draper & Smith, 1998).

3. Material e métodos

Lugar de estudo

A área em estudo está situada na fazenda Maracaí, localizada a aproximadamente 50 km NE de Sinop, Mato Grosso, Brasil (11°24.75′S; 55°19.50′O), a 423m acima do nível do mar, representando cerca de 20 Km² da Amazônia Legal. Esta área é constituída por uma floresta tropical de transição, que ocupa o ecótone entre a floresta Amazônica e o Cerrado. A vegetação é constituída por espécies arbóreas cuja altura média das árvores varia de 28-30 m. Segundo a classificação de Köppen o clima da região é tropical quente e úmido, com temperatura média anual de 24°C com pequena variação nas estações.

A área em estudo apresenta estações bem definidas. No presente trabalho considerou-se 3 meses de estação seca (junho-agosto), 3 meses de estação úmida (dezembro-fevereiro) e 3 meses de transição úmida-seca (março-maio).

Essa área tem uma torre micrometeorológica de 42 m de altura onde estão instalados equipamentos que monitoram constantemente o microclima deste local (Figura 1).

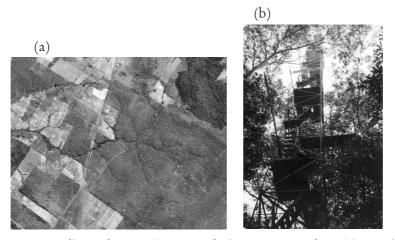


Figura 1. (a) Localização da torre micrometeorológica. (Imagem Landsat 7ETM+). Via de acesso (estrada vicinal/trilha em amarelo), que parte da rodovia BR-163 a partir do entroncamento com a MT-423. (b) Torre micrometeorológica

Instrumentação

A temperatura do ar nas diferentes alturas foi medida por meio de um analisador de gás (CO₂ e H₂O) de circuito fechado (Modelo LI-820/LI-COR, Inc. Lincoln, NE, USA) instalado na altura de 10 m, onde recebe o gás bombeado por meio de uma válvula solenóide instalados nas alturas de 1, 4, 12, 20 e 28 m da torre. Na altura de 42 m a temperatura do ar foi medida por um psicrômetro (HMP-35, Vaisala, Inc., Helsinki, Finland).

Os dados micrometeorológicos obtidos na torre foram armazenados por um sistema de aquisição de dados, um Datalogger (CR10-X, Campbell Scientific, Inc., UT, USA), programado para fazer leituras das medidas a cada 30 segundos e armazenar uma média a cada 30 minutos. Com esses dados estudos sobre os fatores ambientais podem ser feitos, utilizando análises estatísticas.

Dados para o planejamento fatorial

Das seis alturas de coleta de dados da temperatura do ar, foram adotadas para análise as alturas de 4m (altura entre a copa das árvores) e 40m (altura acima do dossel), em horários de 10h e 14h, considerados os de maior eficiência fotossintética das plantas. Usando a aplicação do planejamento fatorial para dois fatores em dois níveis, foram observadas as possíveis combinações da temperatura média do ar, onde cada estação foi considerada uma resposta para a combinação altura (X_1^*) e hora (X_2^*) .

4. Resultados e discussões

Temperatura do ar

Nas estações seca e seca-úmida, a temperatura do ar no ciclo diurno a altura de 40 m foi superior a temperatura nas demais alturas. Nas estações úmida e úmida-seca as maiores temperaturas indicadas estiveram na altura de 28 m (Figura 2 e 3). Gallon et al. (2006) verificaram comportamento semelhante com relação à concentração de CO₂ na altura do dossel, nas estações úmida e seca, a 28 metros a concentração de CO₂ foi mais acentuada que nas demais alturas do dossel devido a maior atividade ecofisiológica com condições hídricas favoráveis.

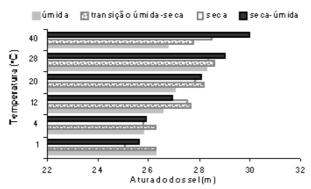


Figura 2. Médias das temperaturas do ar no ciclo diurno nas diferentes alturas dos sensores localizados no dossel para cada estação

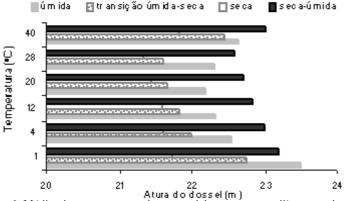


Figura 3. Médias das temperaturas do ar nos ciclo noturno nas diferentes alturas dos sensores localizados no dossel para cada estação.

Em média a temperatura do ar na altura do dossel apresentou uma diferença entre o ciclo diurno e noturno de 4,2°C (estação úmida) a 5,6°C (estação seca). A diferença de temperatura média do ar no ciclo diurno na altura de 1-28 metros foi de 2,0°C (estação úmida) e 3,4°C (estação seca-úmida). A 10 metros da altura média do dossel (altura da torre 40m), na estação úmida e seca a temperatura do ar no estrato superior foi em média 0,4°C e 0,2°C, respectivamente.

A média estacional da temperatura do ar variou de 25,6 a 27,8°C, sendo valores maiores que a temperatura média na Floresta Tropical em Manaus e Marabá que apresentaram valores variando entre 24,5 e 26,6°C e em Ji-Paraná com temperaturas médias variando entre 22,1 e 25,7°C (Culf et al., 1996).

Fatorial 22

Cada estação foi considerada como uma resposta para a combinação altura (X_1^*) e hora (X_2^*) conforme Tabela 4.

			_						
(i)	X_1^*	X_2^*	X_1^c	X_2^{c}	I	Resposta (y)			Total
1	4	10	-1	-1	25	26	25	25	101
2	40	10	+1	-1	26	28	29	31	114
3	4	14	-1	+1	28	28	28	28	112
4	40	14	+1	+1	29	30	31	32	122

Tabela 4. Temperatura do ar em °C sob duas condições de altura e hora

Pelo modelo de regressão, eq. (5), verificou-se que os efeitos dos fatores são estatisticamente significativos, conforme eq. (10).

$$\hat{y} = 28,0625 + 1,4375x_1^c + 1,1875x_2^c - 0,1875x_1^c x_2^c$$
 (10)

Na verificação da adequação do modelo foi utilizada a análise de variância através do gráfico de resíduos versus valores estimados (Figura 4) podendo concluir que a variância foi constante.

Para verificar a distribuição normal, utilizou-se o gráfico de resíduos ordenados versus percentagem (Figura 5), onde é possível observar que os pontos estão localizados de forma aproximada de uma reta, o qual indica que os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal.

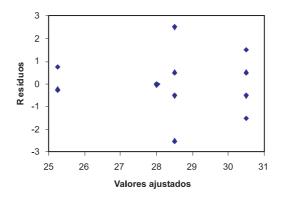


Figura 4. Resíduos versus valores estimados

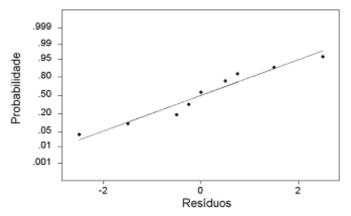


Figura 5. Probabilidade normal dos resíduos

De acordo com os gráficos (Figuras 4 e 5) o modelo da equação 5 é adequado com um coeficiente de determinação de 75% (R² = 75%). Sendo assim, a Tabela 3 apresenta os coeficientes de variáveis independentes, com seus respectivos Desvio Padrão, Razão t e significância, e na Tabela 4 as somas dos quadrados, grau de liberdade (g.l.), quadrado médio (QM) e F calculado, para dos dados do modelo da eq. (5).

Tabela 5. Identificação, coeficiente, desvio padrão, razão t e significância dos efeitos. (IC) intervalo de confiança, (S) desvio padrão

Identificação	Coeficiente	Desvio Padrão	Razão t	Significância
Constante	28,0625	0,3125	89,80	0,000
X_1^{c}	1,4375	0,3125	4,60	0,001
X_2^{c}	1,1875	0,3125	3,80	0,003
$X_1^c X_2^c$	-0,1875	0,3125	-0,60	0,560
	S=1,250	R ² =75 %	IC=95%	

Os efeitos dos fatores são significativos nos níveis usuais, exceto na interação dos fatores (-0,1875) (Tabela 5).

Tabela 6. Tabela de análise de variância (ANAVA)

Fonte de Variação	Soma de Quadrados	g.l.	QM	F			
X_1^{c}	33,063	1	33,063	21,16032			
$X_2^{\ c}$	22,562	1	22,562	14,43968			
$X_1^c X_2^c$	0,562	1	0,562	0,35968			
Resíduos	18,750	12	1,5625				
Total	74,937	15					

O efeito de X_1^* (altura) é positivo, indicando com isto que ao aumentar X_1^* da altura do dossel de 4m para a altura de 40m aumenta a temperatura média do ar (Tabela 5), comportamento semelhante ocorreu com o efeito de X_2^* (horário) que também foi positivo (Tabela 6). Sugere-se que variando o horário de 10h para 14h aumentou a temperatura média entre eles, onde o efeito da interação X_1^* X_2^* não é significativo.

5. Conclusões

As maiores temperaturas do perfil da altura do dossel foram apresentadas nas estações seca e seca-úmida, com variação na temperatura média do ar nas diferentes alturas e ciclo diurno e noturno.

Conforme planejamento fatorial, estatisticamente o efeito da altura e o efeito hora foram significativos, no entanto a interação da altura com hora não foi significativo.

Conclui-se que o modelo encontrado através do planejamento fatorial 2K proposto é de interesse prático, pois facilita a análise das combinações da temperatura do ar com o fator (altura) e nível (hora) no ecossistema da Floresta de Transição Amazônia Cerrado.

6. Referências bibliográficas

BOX, G.E.P.; DRAPER, N.R. Empirical model: building and response surfaces. New York. John Wiley & Sons, inc. 1987.

BOX, G.E.P.; HUNTER, W.G.; HUNTER, J.S. Statistics for experimenters: an introduction to design, data analysis, and model building. New York. John Wiley & Sons, inc. 1978.

CULF, A.D., ESTEVES, J.L., MARQUES FILHO, A.O., OCHA, H.R. Radiation, temperature and humidity over forest and pasture in Amazonia. In: GASH, J.H.C.; NOBRE, C.A.; ROBERTS, J.M. *Amazonian deforestion and climate*. New York: John Wiley & Sons, inc. p. 175-191. 1996.

DRAPER, N.R.; SMITH, H. Applied regression analysis. New York. John Wiley & Sons, Inc. 1998.

FUJISAKA, S.; ASTILIA, C.; SCOBAR, G.; RODRIGUES, V.; VENEKLAAS, E.J.; THOMAS, R.; FISHER, M. The effects of forest conversion on annual crops and pastures: estimates of carbon emissions and plant species loss in a Brazilian Amazon Colony. *Agriculture, Ecosystems and Environment*. v. 69, n. 1, p. 17-26, 1998.

GALLON, M.M.P.; SANCHES, L.; PAULO, S.R.de. Fluxo e perfil de dióxido de carbono no dossel de uma floresta tropical de transição *Amazônica. Revista Brasileira de Meteorologia*. 2006 (submetido).

LENTINI, M.; VERÍSSIMO, A.; SOBRAL, L. Fatos florestais da Amazônia 2003. Belém: Imazon, 2003. 110 p.

MARTÍNEZ, E.M.; CALIL, C.J. Statistical design of experiments of fatigue in MDF. *Journal Materials Research*. v. 3, n. 3, p. 84-91, 2000.

MARTÎNEZ, E.M. Desenvolvimento de um modelo estatístico para aplicação no estudo da fadiga em emendas dentadas de madeira. 2001. Tese de Doutorado - Interunidades em Ciência e Engenharia de Materiais. EESC/IFSC/IQSC -USP, 2001.

MARTÍNEZ, M.E.; CALIL, C.J. Statistical design and orthogonal polynomial model to estimate the tensile fatigue strength of wooden finger Joints. *International Journal of Fatigue*. v. 25, p. 237-243, 2003. MARTINEZ, M.E.; CALIL C.J., Resistência Mecánica de los tableros de densidad media. Part 2: Orthogonal polynomial model to estimate the fatigues strength in the tensile. *Revista Madera Ciencia y Tecnologia*, v. 6, n. 1, p. 61-67, 2004.

PRIANTE FILHO, N.; VOURLITIS, G.L.; HAYASHI, M.M.S.; NO-GUEIRA, J.S. de; CAMPELO JR, J.H.; NUNES, P.C.; SANCHES, L.; COUTO, E.G.; HOEGER, W.; RAITER, F., TRIENWEILER, J.L.; MIRANDA, E.J.; PRIANTE, P.C.; PEREIRA, L.C.; BIUDES, M.S.; FRITZEN, C.L.; LACERDA, M.; SULI, G.S.; SHIRAIWA, S.; SILVEIRA, M. Comparison of the mass and energy exchange of a pasture and a mature transitional tropical forest of the southern Amazon Basin during a seasonal transition. *Global Change Biology*. v. 10, p. 863-876, 2004.